



Universidade de Brasília
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência
da Informação e Documentação - FACE.
Departamento de Economia

AVALIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO DO BRASIL

Dissertação de Mestrado

Autor: Felipe Estácio de Lima Corrêa
Orientador: Prof. Dr. Maurício Barata de Paula Pinto

Brasília

Agosto de 2013



Universidade de Brasília
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência
da Informação e Documentação - FACE.
Departamento de Economia

AVALIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO DO BRASIL

Dissertação apresentada como
requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Ciências Econômicas pela
Universidade de Brasília.

Autor: Felipe Estácio de Lima Corrêa

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Maurício Barata de Paula Pinto (Orientador)

Prof. Dr. Moisés de Andrade Resende Filho

Prof. Dr. Nelson da Silva

Brasília

Agosto 2013

Aos meus pais, à minha irmã e à minha família.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, professor Maurício Barata de Paula Pinto, pela disponibilidade, atenção e leitura crítica das versões preliminares desta dissertação.

Aos professores Moisés de Andrade Resende Filho e Nelson da Silva pelos seus comentários que contribuíram significativamente para a qualidade final da dissertação.

Aos amigos do Ministério da Justiça e do Banco Central do Brasil por terem sempre me apoiado na realização do mestrado.

Aos meus pais, à minha irmã, à minha família, e em especial, à minha tia Ana Cristina, por terem me apoiado em todas as etapas da minha vida.

A todas as pessoas que contribuíram de alguma forma para que eu conseguisse realizar mais esta conquista.

RESUMO

O objetivo principal deste trabalho é avaliar os fundamentos da taxa de câmbio real do Brasil a partir de séries temporais observadas para o período de 1997 a 2012, bem como encontrar as elasticidades da taxa de câmbio, por meio da abordagem comportamental da taxa de câmbio real de equilíbrio. Além disso, com o auxílio dessa abordagem – conhecida por estimação direta da taxa de câmbio – pretende-se determinar a taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil, o seu desalinhamento e o seu comportamento diante de um decréscimo na restrição ao comércio externo. As variáveis passivo estrangeiro líquido, termos de troca, índice de restrição ao comércio e peso de bens monitorados no IPCA foram consideradas importantes na determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio brasileira. Os principais resultados encontrados evidenciam que a taxa de câmbio real brasileira estava apreciada em 9,18% no quarto trimestre de 2012 e que uma diminuição da restrição ao comércio leva a uma depreciação da taxa de câmbio real.

Palavras Chave: taxa de câmbio real, taxa de câmbio real de equilíbrio, taxa de câmbio de equilíbrio comportamental, desalinhamento cambial, apreciação cambial.

ABSTRACT

The main purpose of this dissertation is to evaluate the fundamentals of the Brazilian real equilibrium exchange rate, from observed time series data ranging from 1997 to 2012, as well as estimate its elasticities, through the behavioral real equilibrium exchange rate approach. Moreover, with the support of this approach – known as direct estimation of the exchange rate – it is intended to determine the real equilibrium exchange rate for Brazil, its misalignment and its behavior due to a decrease in external trade restriction. The variables net external liabilities, terms of trade, trade restriction index and weight of administrated goods in consumer price index are important to determine the Brazilian real equilibrium exchange rate. The main results evidenced that the Brazilian real exchange rate was appreciated in the fourth quarter of 2012 by 9,18% and that a decrease in external trade restriction implies a depreciation in the real exchange rate.

Key words: real exchange rate, real equilibrium exchange rate, behavioral equilibrium exchange rate, exchange rate misalignment, currency overvaluation.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	1
2. CÂMBIO	5
2.1 TAXAS DE CÂMBIO.....	5
2.2 REGIMES CAMBIAIS	9
2.2.1 REGIME DE CÂMBIO FIXO PURO	9
2.2.2 REGIMES DE CÂMBIO INTERMEDIÁRIOS.....	9
2.2.3 REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE PURO.....	11
3. RESENHA DA LITERATURA.....	13
3.1 RESENHA DA LITERATURA NACIONAL	15
3.2 RESENHA DA LITERATURA INTERNACIONAL.....	19
4. METODOLOGIA, DESCRIÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS	28
4.1 METODOLOGIA	28
4.2 DESCRIÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS	29
4.2.1 TAXA DE CÂMBIO REAL.....	29
4.2.2 PASSIVO ESTRANGEIRO LÍQUIDO.....	30
4.2.3 PRODUTIVIDADE	32
4.2.4 TERMOS DE TROCA.....	33
4.2.5 CONSUMO DO GOVERNO	34
4.2.6 ÍNDICE DE RESTRIÇÃO AO COMÉRCIO.....	35
4.2.7 PESO DE BENS MONITORADOS NO IPCA	36
5. MÉTODOS ECONÔMICOS E RESULTADOS	39
5.1 ANÁLISE PRELIMINAR DAS VARIÁVEIS	41
5.2 COINTEGRAÇÃO	42
5.2.1 ESTRUTURA DE DEFASAGENS.....	45
5.2.2 OPÇÕES DE TENDÊNCIAS DETERMINÍSTICAS	46
5.2.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN.....	48
5.3 VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS	54
6. CONCLUSÕES	58
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	61
APÊNDICES	66

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Reservas Internacionais de jun/1994 a dez/2012 (US\$ bilhões)	12
Gráfico 2: Transações Correntes / PIB - em 12 meses - anual (%) (1947 – 2012)	14
Gráfico 3: Taxa de Câmbio Real (1997 = 100)	30
Gráfico 4: Passivo Estrangeiro Líquido – (US\$ bilhões)	31
Gráfico 5: Produtividade (US\$).....	33
Gráfico 6: Termos de Troca (1997 = 100).....	34
Gráfico 7: Consumo do Governo em Relação ao PIB	35
Gráfico 8 Índice de Restrição ao Comércio	36
Gráfico 9: Peso de Bens Monitorados no IPCA (%).....	38
Gráfico 10: Raízes do Vetor Auto-Regressivo	46
Gráfico 11: Histograma dos Resíduos do VAR	53

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Resumo das Variáveis e Sinais Esperados	41
Tabela 2: Resumo Testes de Raiz Unitária para Variáveis Explicativas	42
Tabela 3: Critério de Seleção de Número de Defasagens	45
Tabela 4: Resultados da Cointegração Multivariada	49
Tabela 5: Beta e Alfa da Cointegração Multivariada	49
Tabela 6: Quadro Resumo da Cointegração	50
Tabela 7: Resultados da Cointegração Multivariada Sem a Variável Produtividade	51
Tabela 8: Beta e Alfa da Cointegração Multivariada Sem a Variável Produtividade.....	51
Tabela 9: Teste de Autocorrelação de Portmanteau dos Resíduos do VAR	52
Tabela 10: Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos do VAR	52
Tabela 11: Resultados Seleccionados da Estimação por Cointegração	54
Tabela 12: Taxa de Câmbio Real de Equilíbrio e Desalinhamento da TXCR e TXCREQ	55
Tabela 13: Cenários da TXCR em Relação à TXCREQ	56
Tabela A1: Beta e Alfa da Cointegração Multivariada Sem a Variável PBM	76
Tabela A2: Beta e Alfa da Cointegração Multivariada Sem as Variáveis PROD e PBM	76

LISTA DE SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
BEER	Taxa de Câmbio de Equilíbrio Comportamental
CGER	Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais
CONS	Consumo do Governo em Relação ao PIB
FED	<i>Federal Reserve Bank</i>
FEER	Taxa de Câmbio de Equilíbrio Fundamental
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IRC	Índice de Restrição ao Comércio
MDIC	Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior
PEA	População Economicamente Ativa
PEL	Passivo Estrangeiro Líquido
PIB	Produto Interno Bruto
PBM	Peso de Bens Monitorados no IPCA
PP	Phillips-Perron
PPC	Paridade do Poder de Compra
PROD	Produtividade
TOT	Termos de Troca
TXCN	Taxa de Câmbio Nominal
TXCR	Taxa de Câmbio Real
TXCRE	Taxa de Câmbio Real Efetiva
TXCREQ	Taxa de Câmbio Real de Equilíbrio
USD	Dólar dos Estados Unidos
VAR	Vetor Auto-Regressivo
VEC	Vetor de Correção de Erros
WEO	<i>World Economic Outlook</i>

1. INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio real, considerada neste trabalho como sendo o valor da moeda estrangeira medida em unidades de moeda nacional¹ ajustada pelo diferencial da variação de preços externo e interno, é uma variável chave no preço relativo das finanças e do comércio mundial. O rápido crescimento da internacionalização no mercado de bens e ativos tem aumentado a importância dessa variável, conferindo-lhe especial destaque no processo de ajustamento externo dos países e acentuando esse papel na medida em que a integração à economia mundial aumenta.

Discussões sobre políticas macroeconômicas nos países desenvolvidos e em desenvolvimento têm enfatizado o papel desempenhado pela taxa de câmbio real nos processos de ajustamento. Há o consenso de que, em um regime diferente daquele de câmbio flutuante puro, uma taxa de câmbio real persistentemente fora do seu ponto de equilíbrio gera um desequilíbrio macroeconômico, bem como uma correção de desequilíbrios externos (*déficit* em conta corrente, por exemplo) requer o gerenciamento de políticas de demanda e de depreciação cambial.

Durante as últimas décadas, o comércio mundial e os mercados financeiros integraram-se e expandiram-se de forma consistente e rápida, tendo a razão do comércio mundial em relação ao produto interno bruto (PIB) mundial aumentado 40% aproximadamente, Lee et al (2008).

Os países emergentes têm contribuído significativamente não só para o aumento do comércio mundial – tendo aumentado sua participação de 27% em 1990 para 40% em 2006 –, mas também para o fluxo de capitais internacionais entre os países. O aumento da globalização financeira tornou o estudo das taxas de câmbio reais dos países ainda mais importante para a determinação da trajetória de crescimento e de futuras instabilidades econômico-financeiras.

Torna-se de grande utilidade a análise da trajetória da taxa de câmbio real de equilíbrio (TXCREQ) para o Brasil, pois assim é possível destacar os impactos decorrentes da apreciação ou depreciação cambial no setor externo da economia e no processo de ajustamento dos preços, da capacidade competitiva e da estrutura produtiva do país.

¹ A taxa de câmbio real será referida como sendo o preço da moeda estrangeira, representada pelo quociente R\$/US\$. Portanto, uma desvalorização do real representa uma elevação da taxa de câmbio, e uma apreciação do real uma diminuição da taxa de câmbio R\$/US\$.

O aumento do fluxo de capitais estrangeiros para o Brasil nos últimos anos decorre principalmente da estabilização da inflação, da expansão do mercado doméstico, da descoberta do pré-sal e da crise financeira, que atinge com maior força os países desenvolvidos. Segundo dados do Banco Mundial, o Brasil ficou na quarta posição entre os países que mais receberam investimentos estrangeiros diretos líquidos em 2012, ao alcançar um montante de cerca de US\$65,3 bilhões². Esse tipo de dado tem suscitado muitas dúvidas quanto ao patamar e às variações da taxa de câmbio real corrente no Brasil.

As variações cambiais podem ser consideradas um fenômeno de equilíbrio – caso sejam consistentes com movimentos de variáveis econômicas que afetam a taxa de câmbio real –, ou não – se refletirem desvios de uma taxa de câmbio real de equilíbrio, situação em que pode ser necessária a implementação de medidas para corrigir esses desalinhamentos.

Segundo Sarno e Taylor (2003), a intervenção oficial na taxa de câmbio ocorre quando a autoridade monetária compra ou vende moeda estrangeira, normalmente usando sua própria moeda, com o objetivo de afetar a taxa de câmbio. Um argumento utilizado na literatura para explicar a intervenção na taxa de câmbio é o da taxa errada: sob o regime de câmbio flutuante, um mercado de taxa de câmbio ineficiente tende a gerar taxa errada (o que implica retornos anormais *ex ante*) ao invés de taxa correta (a taxa de câmbio que reflete totalmente os fundamentos econômicos) a qual existiria caso os agentes do mercado de câmbio utilizassem todas as informações disponíveis.

No Brasil há diversos questionamentos sobre a necessidade de haver apreciação ou não da taxa de câmbio. Setores exportadores são favoráveis à depreciação cambial pois, segundo esse grupo, a taxa de câmbio no Brasil estaria sobrevalorizada. Já setores importadores dizem que a taxa é condizente com as condições econômicas atuais e, portanto, está em equilíbrio. Autoridades governamentais sugerem a existência de uma liquidez internacional artificial, o que estaria valorizando as moedas de muitos países emergentes, incluindo o Brasil.

Em vista disso, o estudo da taxa de câmbio real torna-se fundamental em um cenário no qual o governo busca flexibilizar a política cambial - adotando medidas que venham prover ou retirar liquidez no mercado de câmbio em determinados períodos com o objetivo de mitigar a volatilidade no mercado cambial e/ou de se precaver quanto a possíveis

² Segundo o Banco Mundial, os três primeiros foram Estados Unidos, China, e Hong Kong, com os seguintes valores respectivamente, US\$ 168 bilhões, US\$121 bilhões e US\$ 75 bilhões.

consequências da ampliação de liquidez dos mercados desenvolvidos - estimulando o investimento e o crescimento econômico. Esses fatores geram consequências para a taxa de câmbio real, com impacto direto na conta de transações correntes e no balanço de pagamentos.

Tal cenário é corroborado por alguns autores como, por exemplo, Rapetti et al (2012), os quais defendem que uma política de taxa de câmbio real adequada pode servir como instrumento para promover o crescimento econômico. Portanto, segundo essa corrente, a intervenção oficial pode ser um instrumento útil para induzir a uma taxa de câmbio apropriada, ou seja, mover a taxa de câmbio na direção à qual as autoridades acreditam ser a correta.

Assim, uma correta avaliação da taxa de câmbio real possibilita estimar as decisões que os diferentes agentes da economia – consumidores e ou produtores – irão adotar, pois essas decisões são tomadas levando-se em consideração os termos reais, e não apenas nominais (SIREGAR, 2011).

Em um contexto de diversas crises cambiais, alguns estudos sobre a taxa de câmbio foram produzidos no Brasil nas últimas décadas, como o de Bacha (1970), que destaca a taxa de câmbio de equilíbrio como sendo aquela existente na ausência de qualquer tipo de proteção, o de Paula Pinto (1989), ao definir a taxa de câmbio virtual como aquela que permite que o governo atinja uma meta de política comercial (*superávit* da balança comercial) – ainda que movido por motivos não econômicos –, promovendo a mudança necessária nos preços relativos, com o menor sacrifício possível da renda real, e o de Malan e Bergsman (1971), que trata sobre a estrutura de proteção e a taxa de câmbio de livre comércio do Brasil para a década de 50 e 60.

Desde sua instituição, a República Federativa do Brasil passou por diversos regimes cambiais em diferentes planos econômicos, sempre com abordagens controversas em relação à taxa de câmbio e ao regime cambial ótimo adotado em relação à política econômica vigente.

Apesar do aumento da importância dada à taxa de câmbio real nas discussões macroeconômicas, há relativamente poucos estudos em séries de tempo sobre a análise empírica da determinação da taxa de câmbio real em países em desenvolvimento. A dificuldade de obtenção dos dados e a limitação das séries de tempo disponíveis são entraves para a abordagem do tema nessa metodologia. Por isso, a maioria dos trabalhos para os países de média e baixa renda concentra-se na estimação da taxa de câmbio real por dados em painel.

Nesse sentido, o presente trabalho destaca a abordagem da determinação da taxa de câmbio estabelecendo como referencial teórico principal a metodologia para a estimação da taxa de câmbio real do Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais (CGER) do Fundo Monetário Internacional (FMI) e, em especial, o trabalho de Lee et al (2008). Além disso, realiza-se uma análise preliminar das elasticidades dos fatores que determinam a taxa de câmbio real.

Diversos trabalhos no âmbito do CGER abordam a questão da determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio para vários países emergentes e de média e baixa renda, tais como: Botsuana, Egito, Jordânia, Índia, Burquina Faso, entre outros. Este trabalho será uma tentativa de se adotar a metodologia de cointegração de Johansen para determinar os fatores que influenciam a taxa de câmbio real brasileira.

A estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio do Brasil é realizada por meio do modelo de equações de forma reduzida, que considera diversas variáveis econômicas como fundamentais para sua determinação, tais como o passivo estrangeiro líquido, produtividade, os termos de troca, o consumo do governo, o nível de restrição ao comércio e o peso de bens monitorados no cálculo da taxa de inflação oficial (IPCA).

A referida metodologia de estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio tornou-se bastante popular a partir dos trabalhos originais de Edwards (1994) e MacDonald (1997). Sob essa abordagem, a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e suas variáveis explicativas é derivada e interpretada como uma relação de equilíbrio.

Esta dissertação encontra-se dividida em seis partes. Além desta introdução, no capítulo dois são expostos aspectos conceituais sobre a taxa de câmbio e os regimes cambiais. No capítulo três são apresentados trabalhos da literatura nacional e internacional sobre a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio. Na sequência, o capítulo quatro exhibe a metodologia utilizada na estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio do Brasil, bem como a descrição dos métodos e das variáveis utilizadas para sua estimação. No capítulo cinco são exibidos os resultados e suas implicações sobre a determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio pela abordagem comportamental (BEER). No último capítulo são apresentadas as conclusões.

2. CÂMBIO

Há na literatura diversos conceitos sobre taxas de câmbio, bem como sobre os diferentes regimes cambiais. Este capítulo define os diferentes conceitos e apresenta os principais regimes cambiais, bem como as diversas abordagens para a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio.

2.1 TAXAS DE CÂMBIO

A taxa de câmbio nominal pode ser considerada como o valor da moeda estrangeira medida em termos de unidades de moeda nacional. Assim, considera-se neste trabalho a taxa de câmbio como o quociente entre a moeda local – real – dividida pela moeda estrangeira – dólar dos Estados Unidos. Portanto, a elevação da taxa de câmbio significa depreciação³ do real, enquanto a diminuição da taxa de câmbio corresponde a uma apreciação do real (SICSÚ et al, 2007). A taxa de câmbio nominal pode ser representada da seguinte forma:

$$TXCN = e \quad (1)$$

e : Taxa de câmbio nominal – moeda nacional por moeda estrangeira.

A taxa de câmbio real é a taxa de câmbio nominal ajustada pelo diferencial da variação de preços externo e interno.

$$TXCR = e \frac{P_i}{P} \quad (2)$$

e : Taxa de câmbio nominal – moeda nacional por moeda estrangeira;

P_i : Índice de preço do país i ;

P : Índice de preço nacional.

³ Utilizam-se as expressões depreciação quando se está em um regime de câmbio flutuante e desvalorização quando se está em um regime de câmbio fixo.

A taxa de câmbio real efetiva leva em consideração os principais parceiros comerciais do país em questão e pode ser expressa da seguinte forma:

$$TXCRE = \sum \beta_i e \frac{P_i}{P} \quad (3)$$

$$\beta_i = \frac{EX_i + IM_i}{EX + IM} \quad (4)$$

Onde: P_i : Índice de preço do país i ;

P : Índice de preço nacional;

β_i participação do comércio do país i com o total do comércio do país nacional;

EX_i : exportações do país i para o país nacional;

IM_i : importações do país i decorrentes do país nacional;

EX : exportações do país nacional;

IM : importações do país nacional.

Driver e Westaway (2004) sugerem que a taxa de câmbio real pode ser definida de várias maneiras, dependendo dos índices de preços em que se está interessado. A escolha do índice de preços importa porque a taxa de câmbio real definida por diferentes índices de preços pode mostrar resultados bastante diversos.

As definições de taxas de câmbio reais mais utilizadas são medidas pelos índices de preços ao consumidor, com os quais se compara o nível de preços de bens consumidos por consumidores entre diferentes países; índices de preços de bens comercializáveis ou índices de preços ao produtor, que medem a competitividade do preço de bens exportáveis e importáveis da economia; custo unitário do trabalho, utilizado para se calcular o custo da competitividade de uma economia e, por fim, razão do índice de preço de bens comercializáveis e de bens não comercializáveis, o qual avalia a taxa de câmbio real dentro de uma economia.

Considerando os diversos conceitos de taxa de câmbio, há algumas definições sobre o que seria a taxa de câmbio de equilíbrio.

Em princípio, o conceito de equilíbrio aplicado à taxa de câmbio real não é diferente de outras aplicações econômicas. De forma simplificada, a taxa de câmbio está em equilíbrio se não há tendência para sua alteração. Entretanto, sendo a taxa de câmbio um importante

fator de ajustamento econômico, está sujeita a choques. Assim, a noção de equilíbrio deve referir-se ao valor para o qual a taxa de câmbio tenderia na ausência de choques.

Pode-se considerar que a economia encontra-se em algum tipo de equilíbrio em qualquer dado momento. Entretanto, a natureza desse equilíbrio depende dos valores atuais e esperados de certas variáveis econômicas. Isso significa que o equilíbrio não é estático, mas muda ao longo do tempo, de acordo com alterações nos valores das variáveis. Nesse sentido, é útil distinguir os equilíbrios de curto e de longo prazos. A diferença entre eles pode ser considerada como sendo o desalinhamento da taxa de câmbio.

Montiel (2002) exemplifica essa relação da seguinte forma: suponha que a taxa de câmbio real em qualquer momento é determinada pela forma reduzida:

$$TXCR = F(X_1, X_2) \quad (5)$$

onde X_1 representa os valores sustentáveis de um conjunto de variáveis reais exógenas, e X_2 representa os valores atuais de um conjunto predeterminado de variáveis. X_2 representa as variáveis macroeconômicas, tais como a razão dívida sobre o PIB, entre outras, as quais têm seus valores fixados em qualquer momento, mas mudam ao longo do tempo:

$$\dot{X}_2 = G(X_1, X_2) \quad (6)$$

Então, o valor da variável representado pela equação 5 é o equilíbrio de curto prazo e este valor dado é condicionado aos valores atuais de X_2 , os quais irão mudar ao longo do tempo (\dot{X}_2), de acordo com a equação 6.

Quando as variáveis X_2 param de mudar – ou seja, quando elas atingem seus valores sustentáveis (equilíbrio de longo prazo) – temos:

$$0 = G(X_1, X_2) \quad (7)$$

A equação para os valores de longo prazo de X_2 pode ser resolvida da seguinte maneira:

$$X_2^* = H(X_1) \quad (8)$$

Substituindo-se os valores de X_2 na equação 5, temos:

$$TXCR^* = F[X_1^*, H(X_1^*)] \quad (9)$$

onde $TXCR^*$ é a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo. Esta depende apenas dos valores sustentáveis de equilíbrio de longo prazo, de variáveis exógenas, como a liquidez internacional que afeta diretamente a taxa de câmbio, e ou de variáveis endógenas que impactam indiretamente (por X_2) a taxa de câmbio real e pode ser exemplificada como a razão dívida sobre o produto interno bruto.

O desafio de utilizar-se esse conceito é a determinação dos valores sustentáveis para tais variáveis. Assim, o conceito de taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo é comumente definido como sendo o valor da taxa de câmbio real simultaneamente consistente com o equilíbrio interno e externo.

O equilíbrio interno refere-se a uma situação na qual a economia está em pleno emprego e com baixa inflação, refletindo um equilíbrio sustentável na conta corrente. O equilíbrio externo refere-se a uma situação na qual há um fluxo líquido de capitais sustentáveis para o país, ocorrência em que a relação de ativos e passivos de um país é sustentável.

Outras definições de taxa de câmbio de equilíbrio podem ser apresentadas, tais como a definição de Meade (1951), que é explorada no trabalho de Melo (1999), e pode ser compreendida como aquela determinada pela oferta e pela demanda de moeda estrangeira gerada por exportações e importações na ausência de políticas destinadas a modificar a posição do balanço de pagamentos.

Chudík e Mongardini (2007) afirmam que a taxa de câmbio real de equilíbrio é a taxa consistente com os fundamentos econômicos de médio e longo prazos e a estabilidade macroeconômica, conceito que será explorado no presente trabalho em relação à taxa de câmbio real de equilíbrio.

A maioria dos estudos relativos à determinação da taxa de câmbio real utiliza o conceito de taxa de câmbio real ou taxa de câmbio real efetiva. Siregar (2011) justifica essa utilização ao argumentar que as decisões de consumo e de produção dos agentes são baseadas em termos reais e não em termos nominais. Além disso, grande parte dos países, especialmente países emergentes, adotam políticas cambiais rígidas – as quais consistem em

taxas de câmbio nominais fixas ou de bandas cambiais em relação a uma moeda ou a uma cesta de moedas.

Assim, ao abordar os diferentes conceitos e determinações da taxa de câmbio, é importante saber também quais os regimes cambiais existentes. Portanto, na próxima seção serão apresentados alguns dos principais regimes cambiais encontrados na literatura.

2.2 REGIMES CAMBIAIS

Nesta seção serão abordados os principais tipos de regimes cambiais⁴ existentes na literatura econômica, sendo eles o regime cambial fixo puro, os regimes cambiais intermediários e o regime cambial flutuante puro. Entretanto, há que se ressaltar que existem diversos outros tipos de regimes cambiais intermediários em relação aos dois extremos citados, tais como, os regimes de câmbio flutuante sujo, de bandas cambiais, minidesvalorizações cambiais, taxa de câmbio fixa ajustável e conselho da moeda ou dolarização plena.

2.2.1 REGIME DE CÂMBIO FIXO PURO

O regime de câmbio fixo puro é caracterizado como um sistema no qual o governo de um país fixa, por meio de uma decisão ou lei, o valor da moeda nacional em relação à moeda estrangeira. A manutenção da taxa de câmbio no patamar determinado torna-se de responsabilidade da autoridade monetária.

2.2.2 REGIMES DE CÂMBIO INTERMEDIÁRIOS

Antes do lançamento do Plano Real em 1994, o Brasil adotou, durante algumas décadas, um regime cambial intermediário conhecido como de minidesvalorizações cambiais, com breves interrupções, associadas a planos fracassados de estabilização dos anos 80 e início dos anos 90 (SICSÚ et al, 2007).

⁴ Definidos fundamentalmente pela regra estabelecida para formação da taxa de câmbio.

O sistema das minidesvalorizações consiste basicamente em ajustar a taxa de câmbio pela diferença entre as taxas de inflação interna e externa, com desvios maiores ou menores em função do desempenho do saldo total do balanço de pagamentos. Os governos que adotaram esse regime tinham por objetivo manter estável ou até mesmo depreciar a taxa de câmbio real de forma a preservar e ou aumentar a competitividade externa da economia.

Nesse período, a economia brasileira passou por diversos planos econômicos, inflação alta e instabilidade política. O país recomeçava a democracia e diferentes visões sobre o crescimento e desenvolvimento eram cogitadas. Assim, a análise sobre que regime cambial e nível da taxa de câmbio seriam mais adequados à realidade nacional era complexa.

Com a estabilização econômica conquistada no Plano Real a partir de 1994, o país conseguiu eliminar o problema inflacionário e, por conseguinte, mitigou os efeitos adversos da inflação na tomada de decisão dos agentes. Além disso, como consequência, houve uma melhora na precificação dos diversos ativos reais e financeiros. A adoção do Plano Real alterou a abordagem de metas reais para a taxa de câmbio, a qual foi substituída pela abordagem da âncora nominal como referência para a política cambial do governo.

A âncora nominal caracteriza-se pelo uso dos instrumentos de política monetária – depósito compulsório, operações de mercado aberto e redesconto – para se determinar uma taxa de crescimento para um agregado monetário⁵, como reserva de dinheiro, M_1 , M_2 , tornando-se o agregado escolhido a âncora nominal ou alvo intermediário da política monetária⁶.

A política de âncora cambial passou por várias fases de ajuste no início do Plano Real. Entretanto, a partir de 1996 consolidou-se em um sistema de bandas cambiais, por meio do qual o Banco Central do Brasil desvalorizava em intervalos curtos a taxa de câmbio nominal, a um ritmo quase sempre em torno de 0,6% ao mês, independentemente do nível de inflação passada. A desvinculação do ritmo de desvalorização em relação à inflação passada tinha o objetivo principal de eliminar as instituições do passado inflacionário da economia brasileira, marcado pela indexação de preços e rendimentos (SICSÚ et al, 2007).

O regime de bandas cambiais é considerado um regime intermediário, caracterizado como um sistema misto entre os dois extremos – fixo puro e flutuante puro. É um regime no

⁵ M_1 – agregado monetário considerado como papel moeda em poder do público mais depósitos à vista em bancos comerciais e o M_2 é caracterizado como sendo o M_1 mais depósitos a prazo mais títulos públicos.

⁶ De acordo com definição do FMI em: < <http://www.imf.org/external/np/mfd/er/2004/eng/0604.htm#fn1> > acessado em março de 2013.

qual há uma paridade central e um intervalo de flutuação, tendo a autoridade monetária obrigação de intervir apenas quando a taxa oficial atinge as extremidades da banda. No interior da banda é o mercado que determina o valor da taxa de câmbio.

2.2.3 REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE PURO

O regime de flutuação cambial puro consiste na determinação da taxa de câmbio exclusivamente pelos agentes de mercado. Os bancos centrais não se envolvem e permitem que as taxas de câmbio sejam determinadas livremente (sem restrições). Nesse sentido, como os bancos centrais não intervêm nos mercados de moeda estrangeira, as transações de reservas oficiais são iguais a zero⁷. Isso significa que, nesse regime, a taxa de câmbio se ajusta e faz com que a conta corrente e a conta capital somem zero.

Na prática, o sistema de taxa flexível em vigor em muitos países desde 1973, não funciona como um sistema de taxa flutuante puro. Em vez disso, o regime apresenta-se como o de taxa de câmbio flutuante administrado ou sujo. Nesse tipo de regime, os bancos centrais intervêm para comprar ou vender moedas estrangeiras na tentativa de influenciar as taxas de câmbio. Assim as transações de reservas oficiais não serão necessariamente iguais a zero. Pode haver, ainda, uma variação no montante das reservas internacionais desses países em decorrência de intervenções no mercado cambial.

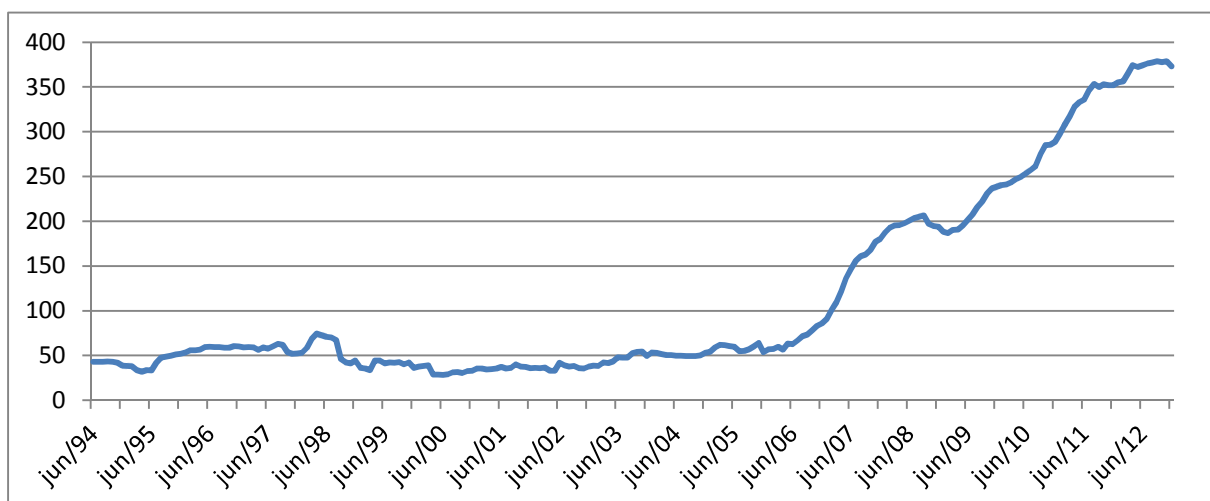
As reservas internacionais do Brasil aumentaram significativamente desde a efetivação do Plano Real. Segundo dados do Banco Central do Brasil, em junho de 1994, o país detinha US\$42,8 bilhões de reservas, já em dezembro de 2012 o montante total era de US\$373,1 bilhões. Entretanto, ao longo desse período o país passou por algumas crises externas que impactaram o nível de reservas.

O Brasil adotou o regime de câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999, após uma perda expressiva de reservas internacionais para tentar conter a desvalorização do real em relação ao dólar dos Estados Unidos. Embora haja uma definição clara no que concerne à decisão de promover intervenções para limitar a desordem ou o excesso de volatilidade, o mesmo não ocorre com relação à pretensão do governo de influir ou não no nível (ou

⁷ No regime de câmbio flutuante puro, eventualmente, a autoridade monetária pode comprar reservas desde que o objetivo dessa compra não seja alterar a taxa de câmbio determinada pelo mercado.

intervalo de flutuação) das cotações de moeda estrangeira. A seguir, segue gráfico que mostra a evolução das reservas internacionais brasileiras.

Gráfico 1 – Reservas Internacionais de jun/1994 a dez/2012 (US\$ bilhões)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

O período mais recente da história brasileira retrata de certa maneira um cenário mais favorável à economia nacional, bem diferente da década de 80 do século passado, fase marcada pela crise da dívida externa brasileira. A taxa de câmbio, por ser um fator essencial no equilíbrio econômico, tem sido objeto de estudo por parte de acadêmicos não só brasileiros, mas também de outras nacionalidades.

3. RESENHA DA LITERATURA

Neste capítulo são apresentados os principais trabalhos relativos ao estudo da taxa de câmbio no decorrer das últimas décadas. Há uma separação entre trabalhos nacionais e internacionais.

Ao longo de toda a sua história, o Brasil passou por diversos governos – militares e civis – e por vários planos econômicos. Em cada momento histórico, o regime cambial adotado exerceu um papel diferente no âmbito das políticas macroeconômicas. Antes mesmo do colapso do sistema de *Bretton Woods*⁸, o regime cambial baseado no sistema de minidesvalorizações já havia sido adotado no Brasil, e continuou até o Plano Real.

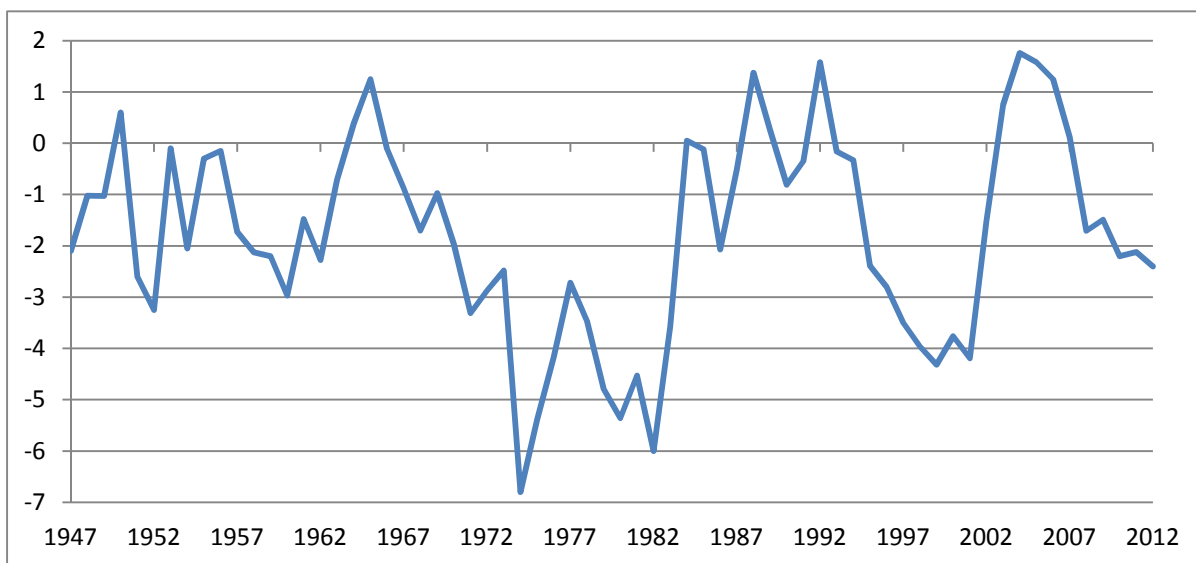
Diversos atores da sociedade, tais como governo, empresários, *policy makers* e acadêmicos, exibem teorias e valores para a taxa de câmbio de equilíbrio do Brasil. A taxa de câmbio desempenha um papel importante na sociedade, pois ela representa não somente o preço da moeda doméstica em relação à moeda estrangeira, como também reflete diversas características econômicas de uma sociedade em relação a outra, o nível de competitividade e o equilíbrio econômico interno e externo. Além disso, influencia a taxa de inflação, a atividade econômica e as relações de preços entre diversos bens.

Nas últimas décadas, desenvolveram-se vários estudos no Brasil sobre qual regime cambial seria o mais apropriado para o país e, também, em relação à cotação de câmbio mais adequada, dadas as características econômicas prevalecentes em cada momento.

No decorrer do século XX o país vivenciou diversos desequilíbrios monetários e do balanço de pagamentos. Historicamente, o país passou por dificuldades na conta de transações correntes, que é composta pela balança comercial, serviços e rendas e de transferências unilaterais. De 1947 a 2012, o Brasil apresentou *superávit* em transações correntes em apenas 12 dos 66 períodos, conforme gráfico a seguir:

⁸ O comportamento da taxa de câmbio durante o sistema de *Bretton Woods* caracterizou-se por ser relativamente discreto e com poucas mudanças.

Gráfico 2 - Transações Correntes / PIB - em 12 meses – anual (%) (1947 – 2012)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Assim, para suprir os *déficits* em transações correntes tornou-se necessário o ingresso de recursos externos seja pelo aumento dos empréstimos, dos investimentos estrangeiros diretos ou pela diminuição das reservas internacionais. Nos últimos anos, o ingresso de capitais estrangeiros tem superado o *déficit* das transações correntes, o que minimiza a vulnerabilidade externa do Brasil. Porém, em outros períodos da história econômica brasileira, isso não foi verdade.

A partir da crise econômica de 2008, com origem no mercado imobiliário dos Estados Unidos, os países desenvolvidos adotaram medidas de afrouxamento da política monetária⁹, com consequências cambiais. Atualmente, o *Federal Reserve Bank* (FED) possui um programa de recompra de títulos de US\$85 bilhões por mês, estando a taxa de juros com a qual os bancos são remunerados por deixar o dinheiro depositado no FED na mínima histórica entre 0 e 0,25% ao ano. O Banco Central Europeu também adotou medidas no sentido de baixar a taxa de juros e fazer com que haja um aumento dos empréstimos, visando a tirar a economia da região da recessão.

As medidas tomadas por diversos bancos centrais com o objetivo de dar maior liquidez às suas economias tende a depreciar as moedas locais. Isso torna mais importante uma avaliação da taxa de câmbio real brasileira, não apenas do seu ponto de equilíbrio, mas

⁹ *Quantitative Easing*.

também em relação ao impacto das elasticidades dos fundamentos na determinação da taxa de câmbio real.

Ao longo da história, com o aprofundamento da globalização comercial e financeira, a questão da influência de políticas adotadas em determinados países atingir o mundo tornou-se mais frequente, ampliando o debate não somente sobre a taxa de câmbio, como também sobre o nível de proteção e abertura comercial. Assim, saber se a taxa de câmbio atual está desalinhada ou não em relação à sua taxa de equilíbrio é importante para a formulação de políticas econômicas.

3.1 RESENHA DA LITERATURA NACIONAL

Diversos trabalhos sobre o papel da taxa de câmbio de equilíbrio na política econômica surgiram no Brasil. Bacha (1970) realizou um estudo sobre a taxa de câmbio de equilíbrio, demonstrando sua importância para a determinação, pela autoridade monetária, de uma meta de política cambial, bem como para avaliação da viabilidade econômica de projetos.

O autor entende a taxa de câmbio de equilíbrio como sendo aquela que vigora em um regime de câmbio flutuante quando todas as restrições de importação e subsídios à exportação são zero e, a partir de um modelo de equilíbrio parcial estático com três tipos de bens - exportáveis, importáveis e não comercializáveis - pressupondo que os movimentos de capitais sejam exógenos na determinação do equilíbrio do balanço de pagamentos, determina a taxa de câmbio de equilíbrio para o Chile, utilizando dados de 1962.

No referido trabalho, encontra-se uma relação entre a alíquota efetiva de importação e a taxa de câmbio. Considerando uma economia com as elasticidades de exportações e importações com valores absolutos iguais e, ainda, que a balança comercial esteja equilibrada, a cada redução de 1% na força da tarifa seria necessário o aumento de 0,5% na taxa de câmbio para reestabelecer o equilíbrio da balança comercial. Além desse efeito, o autor determina que a taxa de câmbio de equilíbrio do Chile estava 51% acima da taxa de câmbio oficial, ou seja, havia uma valorização acentuada da taxa de câmbio em relação à sua taxa de equilíbrio.

Nesse sentido, dadas as diversas desvalorizações cambiais ocorridas e o histórico de alto grau de proteção existente na economia brasileira, surge o artigo de Malan e Bergsman (1971) que explora a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio baseado na estrutura de

proteção existente na economia brasileira nas décadas de 50 e 60. Define-se o conceito de taxa de câmbio básica ao associar à cotação da taxa de câmbio nominal e ao considerar as diversas alíquotas de importação e subsídios à exportação existentes.

O conceito de taxa de câmbio de livre comércio é apresentado como sendo a taxa de câmbio retirando os efeitos de subsídios a exportações e tarifas de importação, ou seja, aquela em que a proteção efetiva líquida é nula e equilibra o balanço de pagamentos. Assim, a estimação da apreciação cambial foi realizada em dois estágios. Primeiro, estimou-se a diminuição das exportações e o aumento das importações decorrentes da eliminação de medidas de proteção. Segundo, calculou-se a extensão da desvalorização que seria necessária para corrigir o *déficit* do balanço de pagamentos.

Os principais resultados apresentados pelos autores evidenciam que a estrutura de proteção do Brasil para o período de 1954 a 1964 favoreceu a produção para o mercado interno, tendo a proteção líquida média sido calculada em 86% para o período. Além disso, a taxa de câmbio de livre comércio exibiu uma apreciação de 27% em 1966 e de 14% em 1967 se comparada à taxa de câmbio verificada no referido período.

Assim, em conjunto com a questão cambial, é colocada a questão do livre comércio na definição de políticas econômicas voltadas para o desenvolvimento nacional. Bacha e Taylor (1971) argumentam que a alocação ótima de recursos é alcançada por meio do livre comércio e consideram as elasticidades de oferta infinitas para determinar a taxa de câmbio de equilíbrio. O método de estimação da taxa de câmbio de equilíbrio apresentado nesse trabalho ficou conhecido como método de Bacha-Taylor de estimação da taxa de câmbio.

No fim da década de 1980, Brandão e Carvalho (1989) realizaram uma variação da metodologia da taxa de equilíbrio de Bacha e Taylor (1971). Essa variação é conhecida por metodologia de Roe e Greene (1986) para estimar a taxa de câmbio de equilíbrio, a qual define o valor da taxa de câmbio considerando a hipótese de país pequeno, como sendo aquela que mantém o equilíbrio na conta corrente sem a intervenção do governo. Trata-se de um modelo de determinação da taxa de câmbio de equilíbrio parcial e estático, em que também se supõe a ausência de movimentos de capitais. Os resultados mostraram que houve valorização do câmbio no período entre 1960 e 1983

Posteriormente, o trabalho de Skiendziel (2008) apresenta o cálculo da taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo utilizando o método Bacha-Taylor. A partir das estimativas das

elasticidades-câmbio de oferta e de demanda de divisas para o Brasil encontradas pelo autor¹⁰, foi determinada uma sobrevalorização da taxa de câmbio para todo o período analisado, o primeiro trimestre de 1991 e o segundo trimestre de 2007. Mais especificamente, constatou-se uma sobrevalorização de 5,50% no segundo trimestre de 2007.

O trabalho de Paula Pinto (1989) expôs um novo conceito de taxa de câmbio, a taxa de câmbio virtual. O autor retomou a questão da utilização de uma taxa de equilíbrio calculada a partir não de uma situação ótima, mas da utilização em uma situação subótima com enfoque diverso, elucidando o problema e tornando-o mais prático. Além disso, o novo conceito levou em consideração efeitos-renda não destacados pelos demais enfoques da época.

Segundo Paula Pinto (1989), a taxa de câmbio virtual foi desenvolvida como alternativa para a taxa de câmbio de equilíbrio apresentada por Bacha (1970), a partir da maximização de uma função de bem-estar sujeita às restrições impostas pela curva de transformação entre os bens nacionais não comercializáveis e os internacionais e pelo objetivo de política comercial (no caso, um *superávit*).

Em vez de almejar apenas obter a taxa de câmbio que prevaleceria se todas as restrições ao comércio fossem removidas, a taxa virtual é aquela que permitiria ao governo atingir uma meta de política comercial (*superávit* da balança comercial) – ainda que movida por motivos não econômicos –, promovendo a mudança necessária nos preços relativos, com o menor sacrifício possível da renda real.

No final da década de 1990, o trabalho de Melo (1999) comparou e calculou os três conceitos de taxa de câmbio para o período de 1975 a 1995 e verificou, para os três conceitos de taxa de câmbio, uma sobrevalorização da taxa de câmbio do Brasil em 1995. A taxa de câmbio calculada pelo método Bacha-Taylor mostrou em 1995 uma valorização cambial de 12,13%, pelo método da taxa de câmbio virtual de Paula Pinto (1989) uma valorização de 9,22% e pelo método de Roe e Greene (1986) uma valorização de 30,83%.

Outro conceito relevante na literatura é o da taxa de câmbio de paridade do poder de compra, que possui duas versões: a absoluta e a relativa. Segundo Sarno e Taylor (2003), a taxa de câmbio na versão absoluta pode ser definida como sendo a taxa de câmbio entre duas moedas a qual equaliza os dois níveis de preços nacionais expressados em uma mesma moeda, assim o poder de compra de uma unidade de uma moeda seria o mesmo nas duas economias. A taxa de câmbio da paridade de poder de compra em sua versão relativa é válida

¹⁰ Ao invés da suposição de que as elasticidades de oferta fossem infinitas.

quando a taxa de depreciação de uma moeda em relação a outra moeda é igual à diferença de preços agregados entre os dois países.

Os artigos recentes de Barbosa e Freixo (2004) e Feijó e Morales (2008) testaram a validade da teoria da paridade do poder de compra¹¹. Barbosa e Freixo (2004) apresentaram um modelo não linear auto-regressivo com transição suavizada (STAR) para a taxa de câmbio real brasileira para o período de 1959 a 2004 e encontraram um grau de persistência elevado dos desvios em relação à paridade, tendo sido significativos os parâmetros utilizados – índices de preços ao consumidor e ao atacado do Brasil e dos Estados Unidos. Segundo os autores, a taxa de câmbio de equilíbrio baseada no índice de preços ao consumidor revela um comportamento explosivo quando está próxima da paridade e estacionário quando está distante da taxa de equilíbrio de longo prazo.

Feijó e Morales (2008) analisaram a validade da paridade do poder de compra para o Brasil no período de 1994 a 2006. Por meio de métodos de testes de raízes unitárias e de cointegração não conseguiram provar a validade da paridade do poder de compra para o período pós-Plano Real. A mudança de regime cambial e a relativa limitação dos dados podem ter contribuído para impossibilitar tal verificação.

Outros trabalhos sobre a estimação da taxa de câmbio de equilíbrio são baseados empiricamente como os de Marçal (2011, 2012). Marçal (2011) estimou a taxa de câmbio real de equilíbrio para a economia brasileira pelo método da sustentabilidade externa, no qual a taxa de câmbio é definida indiretamente como sendo a taxa que mantém a posição passiva externa líquida sustentável no longo prazo para o período de 1980 a 2010. O autor utilizou métodos de cointegração de Johansen (1995) e decomposições de Gonzalo e Granger (1995) para determinar que a taxa de câmbio real de equilíbrio estava apreciada em cerca de 20% no final de 2010.

Em outro trabalho, Marçal (2012) calculou o desalinhamento de câmbio para diversos países baseando-se na estimação da taxa de câmbio real de longo prazo em função das variáveis efeito Balassa-Samuelson e posição internacional de investimento, para o período de 1970 a 2010. A partir de três procedimentos¹² o autor concluiu que o grau de desalinhamento da taxa de câmbio real brasileira é diferente entre cada procedimento adotado, entretanto,

¹¹ Conceito será detalhado na próxima seção.

¹² Johansen (1995), Engle e Granger (1987) e Shin (1994).

estima-se que em 2010 a taxa de câmbio real estivesse apreciada entre 30% e 50% em relação à taxa de câmbio real de equilíbrio.

3.2 RESENHA DA LITERATURA INTERNACIONAL

No âmbito da literatura internacional, podem ser citados alguns trabalhos considerados pioneiros e importantes no estudo da taxa de câmbio e de suas consequências econômicas como os de Cassel (1918), Harberger (1950), Rogoff (1996), Balassa (1964), Samuelson (1964), Edwards (1989), Edwards (1994) Clark e MacDonald (1999) por apresentarem diversas perspectivas sobre o estudo da taxa de câmbio e seus efeitos na economia.

Em seu artigo seminal, Cassel (1918) apresentou a teoria da paridade do poder de compra – PPC, segundo a qual a taxa de câmbio entre duas moedas se iguala ou é determinada pelo quociente de índices de poder aquisitivo das duas moedas. O poder aquisitivo, por sua vez, é definido pelo inverso do índice geral de preços do país considerado, sendo a paridade do poder de compra de uma unidade de moeda a mesma nos dois países¹³.

O conceito conhecido como lei do preço único é fundamental para o entendimento da condição da PPC. Formalmente a lei do preço único na sua versão absoluta pode ser definida da seguinte maneira:

$$P_{i,t} = E_t P_{i,t}^* \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (10)$$

Onde $P_{i,t}$ denota o preço do bem i em termos da moeda doméstica no período t ; $P_{i,t}^*$ é o preço do bem i em termos da moeda estrangeira no tempo t , e E_t é a taxa de câmbio nominal expressa como preço da moeda doméstica em termos da moeda estrangeira no período t . Isso significa que o mesmo bem deve ter o mesmo preço entre os países se os preços são expressos em termos da mesma moeda.

A ideia da paridade do poder de compra é a de que o preço de um bem, uma vez convertido para uma mesma moeda, deve ser igual entre dois países¹⁴. Na prática, poucos

¹³ Considerando que há livre movimentação de mercadorias e um comércio equilibrado entre dois países.

¹⁴ Essa lei se aplica em mercado com concorrência perfeita, ausência de custos de transporte e de barreiras ao comércio.

economistas consideram esse conceito válido para o curto prazo, tendo em vista a existência de desvios da taxa de câmbio real em relação à paridade do poder de compra.

A PPC pode não ser válida mesmo quando a lei do preço único valer, se a composição dos bens comprados pelos agentes for diferente entre os países (preferências dos consumidores são diferentes), se forem produzidos bens e serviços não comercializáveis ou se os países produzirem diferentes bens. Já a lei do preço único pode ser inválida caso existam barreiras de importação e haja custos de transportes consideráveis (DRIVER e WESTAWAY, 2004).

A explicação teórica por trás da PPC é geralmente dada como arbitragem em mercado para bens individuais. Por exemplo, se bens similares são precificados de forma diversa em diferentes países, então a demanda se deslocará para o país que oferecer o bem mais barato.

Uma variação do conceito de paridade do poder de compra pode ser considerada como uma âncora para a taxa de câmbio real de longo prazo (ROGOFF, 1996). O autor justifica esse argumento mostrando que diversos estudos sobre taxas de câmbio reais sinalizam que o valor da taxa de câmbio real tende ao valor da paridade do poder de compra para o longo prazo, entretanto, a velocidade de ajustamento entre as duas seria muito lenta.

Há que se ressaltar a distinção da taxa de câmbio de curto e de longo prazos apresentada no trabalho de Driver e Westaway (2004). Define-se o equilíbrio de curto prazo como a taxa de câmbio na qual os determinantes fundamentais estão em seus valores atuais, após a retirada dos efeitos randômicos existentes, como por exemplo, bolha no mercado de ativos, entre outros. Já o equilíbrio de longo prazo seria influenciado apenas por variáveis econômicas reais - alíquota da tarifa de importação, termos de troca, consumo do governo e fluxo de capitais.

Alguns autores questionaram a validade da hipótese da paridade do poder de compra. Balassa (1964) e Samuelson (1964) argumentam que ela apresenta um problema quando se calcula a taxa de câmbio entre um país desenvolvido e um país menos desenvolvido, devido à diferença de produtividade encontrada entre eles. Uma divergência sistemática aparece entre a taxa de câmbio nominal bilateral determinada pelo preço relativo de bens comercializáveis e a taxa de câmbio real. Esse problema tornou-se famoso na literatura e é conhecido como a hipótese de Balassa-Samuelson.

O problema levantado pelos autores em destaque depende da hipótese de que o preço de bens comercializáveis determina a taxa de câmbio de equilíbrio¹⁵. Considera-se que tanto os países desenvolvidos quanto os países menos desenvolvidos produzem bens comercializáveis e não comercializáveis e que os salários entre os dois setores são iguais, pois há mobilidade do fator trabalho no país (não entre países).

Balassa (1964) constatou que a produtividade é maior no setor de bens comercializáveis de países desenvolvidos do que em países menos desenvolvidos, porém não há tanta diferença de produtividade no setor de bens não comercializáveis entre tais países.

Uma implicação importante dessas hipóteses é de que, medido em uma moeda comum, o preço de bens não comercializáveis será menor no país menos desenvolvido do que no país desenvolvido, enquanto o preço dos bens comercializáveis será igual entre eles. Assim, como o preço de bens não comercializáveis no país menos desenvolvido é menor e o salário tende a ser igual entre os setores no mesmo país, o país menos desenvolvido terá uma taxa de câmbio mais apreciada em relação ao país desenvolvido.

O nível geral de preços do país desenvolvido tende a ser maior do que o nível geral de preços do país menos desenvolvido, pois a produtividade do país desenvolvido é maior e, conseqüentemente, o nível de salário também (CHOUDRI e KHAN, 2004).

O conceito de taxa de câmbio real abordado acima foi apresentado em Corden (1997) para um país pequeno¹⁶. Considerou-se a existência de três categorias de bens: importáveis (M) e exportáveis (X) conhecidos por comercializáveis, e não comercializáveis (N). A taxa de câmbio real nesse modelo pode ser definida da seguinte maneira:

$$S = \frac{[\alpha e P_m^*(1+t) + (1-\alpha)e P_x^*]}{P_n} \quad (11)$$

Onde α é o peso do preço de bens importáveis; $(1-\alpha)$ é o peso do preço de bens exportáveis; e é taxa de câmbio nominal; P_m^* é o preço do bem importável no mercado internacional; P_x^* é o preço do bem exportável no mercado internacional; P_n é o preço do bem não comercializável; $(1+t)$ é a tarifa de importação.

¹⁵ Também conhecido como visão do balanço de pagamentos, pois a taxa de câmbio seria determinada pelo fluxo de oferta e de demanda de moeda estrangeira.

¹⁶ Independentemente do volume de bens importados e exportados, o país não tem condições de afetar o preço dessas mercadorias no mercado internacional.

Considera-se que exista uma única tarifa (t) de importação aplicada aos bens importáveis e que não há subsídios ao setor exportador. Os preços internos P_m e P_x podem ser definidos, respectivamente, da seguinte maneira: $P_m = eP_m^*(1 + t)$ e $P_x = eP_x^*$. Assim, considerando P_m^* , P_x^* e P_n como constantes, uma diminuição da tarifa de importação (liberalização comercial) requer uma depreciação da taxa de câmbio nominal (e) para manter a taxa de câmbio real constante.

Nas últimas décadas o estudo econômico mostrou progressos importantes, com contribuições substanciais tanto para a teoria quanto para a parte empírica da determinação da taxa de câmbio (SARNO e TAYLOR, 2002). O desenvolvimento da econometria e da qualidade e disponibilidade dos dados também tem sido responsável pelo estímulo de um grande número de trabalhos empíricos sobre taxas de câmbio.

Em período mais recente, foram desenvolvidas abordagens empíricas para a determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio. As principais abordagens realizadas pelo Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais do FMI é a da taxa de câmbio de equilíbrio fundamental (FEER) e a da taxa de câmbio de equilíbrio comportamental (BEER).

O conceito da taxa de câmbio de equilíbrio fundamental apareceu pioneiramente nos trabalhos de Edwards (1989, 1994). No primeiro, foi elaborado um modelo intertemporal de equilíbrio geral para analisar como a antecipação de futuras tarifas de importação afeta a taxa de câmbio real e a conta corrente. O modelo apresentado ajudou a analisar a reação do equilíbrio da taxa de câmbio real a mudanças nos fundamentos – variáveis econômicas que influenciam na sua determinação.

No segundo, foi desenvolvido um modelo de determinação de taxa de câmbio real que permite que tanto fatores reais – alíquota da tarifa de importação, consumo do governo, termos de troca e fluxo de capitais – quanto fatores nominais – imprevista expansão do crédito - influenciem a taxa de câmbio real de curto prazo. Nesse sentido, o autor esclarece que o conceito de longo prazo envolve apenas variáveis reais – fundamentais – enquanto no curto prazo tanto as variáveis reais quanto as variáveis nominais são consideradas.

Nesses dois trabalhos, os cálculos da taxa de câmbio real ficaram caracterizados como um método normativo – taxa de câmbio de equilíbrio fundamental (FEER) - para se determinar a taxa de câmbio real de equilíbrio.

Os fundamentos econômicos são identificados como aquelas condições ou variáveis que são persistentes no médio prazo. Essas condições não são necessariamente aquelas projetadas para ocorrer no futuro, mas são fatos desejáveis que podem nunca se materializar.

Os referidos trabalhos apresentaram dois métodos, o de equilíbrio interno (macroeconômico) e o de equilíbrio externo (sustentabilidade externa) para chegar-se ao valor da taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo. Essa abordagem ficou caracterizada como sendo a taxa de câmbio real de equilíbrio consistente com as condições econômicas ideais.

O método macroeconômico de cálculo da taxa de câmbio real efetiva de equilíbrio é então definido como aquele em que a economia está operando em pleno emprego e com baixa inflação (equilíbrio interno). A taxa de câmbio real de equilíbrio é determinada pelo nível de inflação e pleno emprego ótimos, e o seu desalinhamento é a diferença da taxa de câmbio real atual e da taxa de câmbio real de equilíbrio determinada pela conta corrente sustentável¹⁷.

O método da sustentabilidade externa apresentado por Edwards (1994) determina a taxa de câmbio real de equilíbrio como sendo aquela que possibilita um fluxo líquido de capitais adequado, refletindo uma posição internacional de investimentos sustentável (equilíbrio externo).

Nesse caso, o mercado de bens não comercializáveis e o setor externo (conta corrente e balanço de pagamentos) estão simultaneamente em equilíbrio. No curto e médio prazos, pode haver acumulação ou diminuição de reservas internacionais decorrentes de algum desalinhamento entre as taxas de câmbio reais de equilíbrio de curto e de longo prazos.

A outra abordagem para a determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio é conhecida por abordagem comportamental da taxa de câmbio real de equilíbrio (BEER) ou de estimação direta da taxa de câmbio real de equilíbrio e surgiu no trabalho de Clark e MacDonald (1999). Ela é baseada na estimação de uma equação em forma reduzida (direta) da taxa de câmbio real de equilíbrio que explica seu comportamento ao longo de um determinado período.

A partir das variáveis explicativas observadas, encontram-se suas elasticidades em relação à taxa de câmbio real e junto com seus valores de longo prazo determina-se diretamente a taxa de câmbio real de equilíbrio.

¹⁷Essa abordagem é conhecida como forma indireta de determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio, pois a partir do nível de conta corrente sustentável é que se determina a taxa de câmbio real de equilíbrio.

Essa abordagem envolve a análise econométrica direta do comportamento da taxa de câmbio real atual e baseia-se no fato de que o chamado desalinhamento total da taxa de câmbio em qualquer ponto do tempo pode ser decomposto em fatores de efeito transitório, erros aleatórios e a extensão na qual os fundamentos econômicos estão distantes dos seus valores sustentáveis.

O método de estimação direta compreende a estimação de um modelo de taxa de câmbio explicitamente. Em princípio, tal abordagem deve apresentar resultados semelhantes ao de uma abordagem mais estrutural, pois são baseados nas mesmas variáveis determinantes fundamentais. Entretanto, na prática a teoria relacionada ao modelo de estimação direta tende a ser um pouco mais *ad hoc*. (DRIVER e WESTAWAY, 2004).

O trabalho de Clark e MacDonald (1999) comparou também as duas abordagens FEER e BEER e estimou, por meio da metodologia comportamental da taxa de câmbio real de equilíbrio, a taxa de câmbio real efetiva do marco alemão, do iene japonês e do dólar dos Estados Unidos utilizando métodos de cointegração. Os fundamentos econômicos podem ser vistos como fatores determinantes da taxa de câmbio, e o comportamento econômico observado para as três moedas mostrou-se consistente com a teoria subjacente ao modelo.

Ao longo das últimas décadas, instituições como o Banco Central Europeu¹⁸, o Fundo Monetário Internacional, o Banco de Compensações Internacionais e diversos outros Bancos Centrais¹⁹ publicaram estudos sobre taxa de câmbio objetivando analisar o seu comportamento e exibir um panorama geral do setor externo dos seus respectivos países.

O Fundo Monetário Internacional, por meio do seu grupo consultivo sobre taxas de câmbio, publicou em 2008 um artigo²⁰ no qual menciona os três métodos descritos acima que possibilitam avaliar a taxa de câmbio real de equilíbrio a partir das abordagens FEER e BEER.

Podem ser citadas algumas diferenças básicas nas duas abordagens. Enquanto a FEER representa um modelo que é especificamente designado para calcular o valor real de longo prazo da moeda de modo a avaliar o atual valor da taxa de câmbio, a BEER denota a estratégia de modelagem que tenta explicar o comportamento atual da taxa de câmbio em termos de variáveis econômicas relevantes.

¹⁸ Bussière et al (2010) e comissão europeia, Salto e Turrini (2010).

¹⁹ Driver e Westaway (2004).

²⁰ Lee et al (2008).

Na abordagem FEER, a noção considerada relevante para avaliar a taxa de câmbio atual é a do equilíbrio macroeconômico (interno) ou da sustentabilidade externa (externo), ao passo que o mesmo conceito está ausente na abordagem BEER, cuja noção relevante de equilíbrio é o valor dado por um conjunto de variáveis explicativas apropriadas.

A forma reduzida da taxa de câmbio real de equilíbrio estima diretamente o equilíbrio da taxa de câmbio real para um país como função dos fundamentos econômicos, que podem ser ajustados dependendo das características de cada país.

No caso da estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio para a Jordânia, Saadi-Sedik e Petri (2006) incorporaram ao seu modelo as variáveis subsídios e remessas, tendo em vista sua grande relevância na composição do produto interno bruto local. Como essa abordagem não é baseada em nenhum modelo específico de taxa de câmbio, permite-se uma estrutura geral para sua determinação.

O presente trabalho será baseado no estudo de Lee et al (2008), do âmbito do Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais do FMI, o qual apresenta metodologias baseadas na abordagem FEER e BEER revisadas e expandidas para avaliação da taxa de câmbio de países desenvolvidos e em desenvolvimento. O seu foco principal é o de elucidar questões metodológicas que podem surgir ao se avaliar a taxa de câmbio.

Assim, nesta dissertação, foram utilizadas as seguintes variáveis explicativas para a determinação da taxa de câmbio: os passivos estrangeiros líquidos²¹, a produtividade, os termos de troca, o consumo do governo, o índice de restrição ao comércio e o peso dos bens monitorados no cálculo da taxa de inflação oficial – IPCA.

O ajuste da taxa de câmbio necessário para restaurar o equilíbrio de longo prazo é, então, calculado pela diferença entre a taxa de câmbio real de equilíbrio e o seu valor corrente, conhecido como desalinhamento da taxa de câmbio real.

Alshehabi e Ding (2008) citam algumas vantagens da utilização da BEER para estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio, destacando-se que ela não é baseada especificamente em nenhum modelo de taxa de câmbio, o que permite uma estrutura geral para sua determinação. Além disso, esta abordagem permite a adoção de inúmeras variáveis explicativas conforme a importância que elas têm na determinação da taxa de câmbio real para cada país, bem como estima a taxa de câmbio de forma direta, por meio de uma relação

²¹ No caso brasileiro, como a posição internacional de investimentos é negativa, a variável considerada é chamada de passivos estrangeiros líquidos.

econométrica significativa entre as variáveis e a taxa de câmbio real sem especificar qualquer condição em sua estrutura, diferentemente da abordagem FEER que impõe certas hipóteses normativas.

Não só a questão da determinação da taxa de câmbio real é levada em consideração em trabalhos mais recentes, como também as consequências econômicas que o possível desalinhamento da taxa de câmbio real em relação à sua taxa de equilíbrio pode representar para a solvência de um país ao gerar crises financeiras e econômicas.

Chudik e Mongardini (2007) estimaram a taxa de câmbio real de equilíbrio para países da África Subsaariana utilizando técnicas de estimação para países individualmente e técnicas de estimação por painel. Os autores concluíram que 28 países importadores de petróleo possuíam, em média, uma depreciação cambial de 2,5% para o período de 1980 a 2005.

Cerra e Saxena (2000) procuraram identificar se a sobrevalorização cambial verificada na Índia no período anterior a 1991 contribuiu para a crise cambial ocorrida no mesmo ano. Eles afirmam que os *déficits* em conta corrente, consequência da apreciação cambial, e a confiança dos investidores foram determinantes para a acentuada depreciação cambial verificada no período pós-1991.

Há outros trabalhos recentes sobre a avaliação da taxa de câmbio real de equilíbrio em economias de baixa renda como a da Jordânia (SAADI-SEDIK e PETRI, 2006) e a de Botsuana – Deléchat e Gaertner (2008) e Iimi (2006). Em todas as pesquisas verificadas, há a necessidade de se adequar a disponibilidade dos dados, bem como as variáveis relevantes da economia estudada para a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio.

Alshehabi e Ding (2008) investigaram se a significativa apreciação real das taxas de câmbio da Geórgia e da Armênia, a partir de 2003, somada a um persistente déficit em suas contas correntes, indica que a taxa de câmbio real desses países está sobrevalorizada. Concluiu-se que a taxa de câmbio da Geórgia estava subvalorizada e a da Armênia encontrava-se em linha com a taxa de equilíbrio em 2006.

Di Bella et al (2007) avaliaram o nível de desalinhamento da taxa de câmbio real e a competitividade em diversos países de baixa renda, tais como Angola, Camboja, Honduras, Mali e Uganda. Mudanças de governo, choques de termos de troca e imperfeições de mercado são alguns problemas levantados pelos autores na determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio.

O Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais do FMI ressalta que ao se realizar estudos sobre o tema é preciso ter cuidado com os resultados encontrados, pois há bastante controvérsia considerando que os fatores capazes de influenciar a taxa de câmbio real em cada país têm suas peculiaridades e a qualidade dos dados não é necessariamente confiável dependendo do país e do período de tempo analisado.

Desse modo, tanto a literatura nacional quanto a literatura internacional estudam as causas e as consequências advindas do possível desalinhamento da taxa de câmbio. Assim, serão analisadas as variáveis econômicas determinantes para o cálculo da taxa de câmbio real para o Brasil a partir do trabalho de Lee et al (2008).

4. METODOLOGIA, DESCRIÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

Este trabalho utiliza a metodologia comportamental para estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio. A abordagem escolhida tem por objetivo utilizar técnicas de modelagem que capturam movimentos da taxa de câmbio real ao longo do tempo, não apenas movimentos no nível de equilíbrio de longo prazo. A ênfase dessa abordagem é empírica e captura conceitos de equilíbrio de curto prazo.

4.1 METODOLOGIA

A metodologia de estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio comportamental é baseada nos trabalhos do Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais do FMI, mais especificamente nos trabalhos de Lee et al (2008) e no de Saadi-Sedik e Petri (2006).

No primeiro trabalho de referência, a série de dados para se estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio é relativamente pequena, por isso, os autores utilizam técnicas econométricas de estimação por dados de painel.

A atual pesquisa baseia-se nas variáveis apresentadas no referido trabalho, mas estima a taxa de câmbio real de equilíbrio por séries temporais, conforme efetuado em diversos estudos voltados para economias emergentes e de média e baixa renda, tais como: Saadi-Sedik e Petri (2006)²², Iimi (2006)²³, Deléchat e Gaertner (2008)²⁴, Baffes et al (1999)²⁵, entre outros.

Antes de se realizar a estimação da taxa de câmbio pela metodologia comportamental da taxa de câmbio real de equilíbrio utilizando-se o procedimento de cointegração, fez-se algumas análises do comportamento e das elasticidades das variáveis explicativas com relação à taxa de câmbio real.

²² Jordânia.

²³ Botsuana.

²⁴ Botsuana.

²⁵ Burquina Faso e Costa do Marfim.

4.2 DESCRIÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

Para realizar-se a estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio pela abordagem comportamental, foram selecionadas variáveis as quais, espera-se, expliquem a taxa de câmbio real. Há uma lista de variáveis que são potencialmente importantes para a determinação da taxa de câmbio real, como por exemplo, as que são apresentadas nos trabalhos de Edwards (1994), MacDonald (1997) e as que foram tomadas como base no presente trabalho, de Lee et al (2008). Entretanto, a seleção efetivamente realizada considerou a potencial importância dos fatores e a disponibilidade dos dados para o Brasil.

A seguir serão descritas e analisadas preliminarmente as variáveis econômicas fundamentais para se determinar a taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil no período de 1997 a 2012²⁶.

Em todos os processos econométricos efetuados foi utilizado o programa Eviews 7, e as variáveis são sempre apresentadas em sua forma logarítmica.

4.2.1 TAXA DE CÂMBIO REAL

A taxa de câmbio real foi calculada a partir de uma média trimestral da série da taxa de câmbio nominal de compra de final de período disponibilizada pelo Banco Central do Brasil²⁷, e dos índices de preços ao consumidor americano (*Consumer Price Index - CPI*)²⁸ e brasileiro (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA)²⁹ para o período de 1913 a 2012, com periodicidade mensal, e para o período de 1980 a 2012, com periodicidade mensal, respectivamente.

Um aumento do valor da taxa de câmbio real significa que houve uma depreciação cambial, ou seja, a moeda nacional se depreciou frente à moeda estrangeira em termos reais. Uma diminuição do valor da taxa de câmbio real significa uma apreciação cambial, portanto a moeda nacional se apreciou em relação à moeda estrangeira em termos reais.

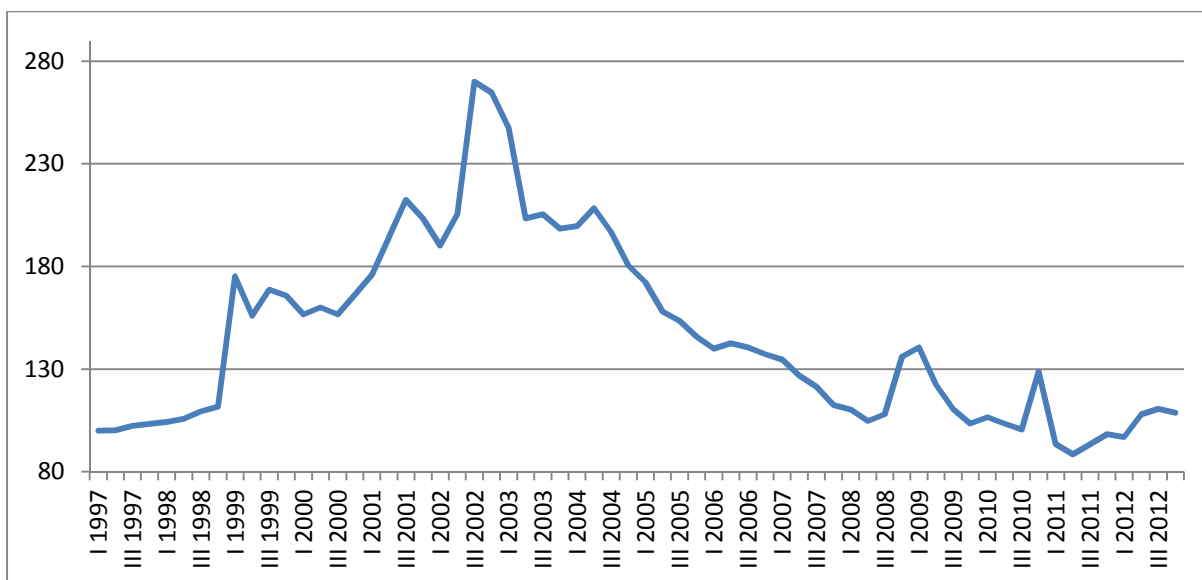
²⁶ Os resumos dos valores e da construção das variáveis estão apresentados nos Apêndices VIII e IX.

²⁷ Série 3695 do sistema de séries temporais do Banco Central do Brasil.

²⁸ Dados disponibilizados pelo *Bureau of Labor Statistics*. Acessado em janeiro de 2013.

²⁹ Dados disponibilizados pelo IBGE. Acessado em janeiro de 2013.

Gráfico 3 - Taxa de Câmbio Real (1997 = 100)



Fontes: Banco Central do Brasil, *Bureau of Labor Statistics* e IBGE. Elaboração própria.

4.2.2 PASSIVO ESTRANGEIRO LÍQUIDO

Os dados para se construir a série de passivos estrangeiros líquidos foram obtidos por meio da série histórica da posição internacional de investimento disponibilizada pelo Banco Central do Brasil para o período de 2001 a 2012 com periodicidade trimestral³⁰. Para o período de 1997 a 2001 fez-se uma interpolação dos dados existentes no trabalho de Lane e Milesi-Ferretti (2007) - o qual estima os ativos e passivos de 1970 a 2004 para 145 países com periodicidade anual - com a série de investimento em carteira³¹ do balanço de pagamentos como *proxy* para a ponderação para se chegar aos valores trimestrais dos ativos e passivos estrangeiros do Brasil de 1997 a 2001. Além disso, os dados da média trimestral da corrente de comércio – soma das exportações e importações – foi obtida junto ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

Assim, construiu-se a série de passivos estrangeiros líquidos com periodicidade trimestral de 1997 a 2012 que compreende a posição internacional de investimento dividida pela média da corrente de comércio.

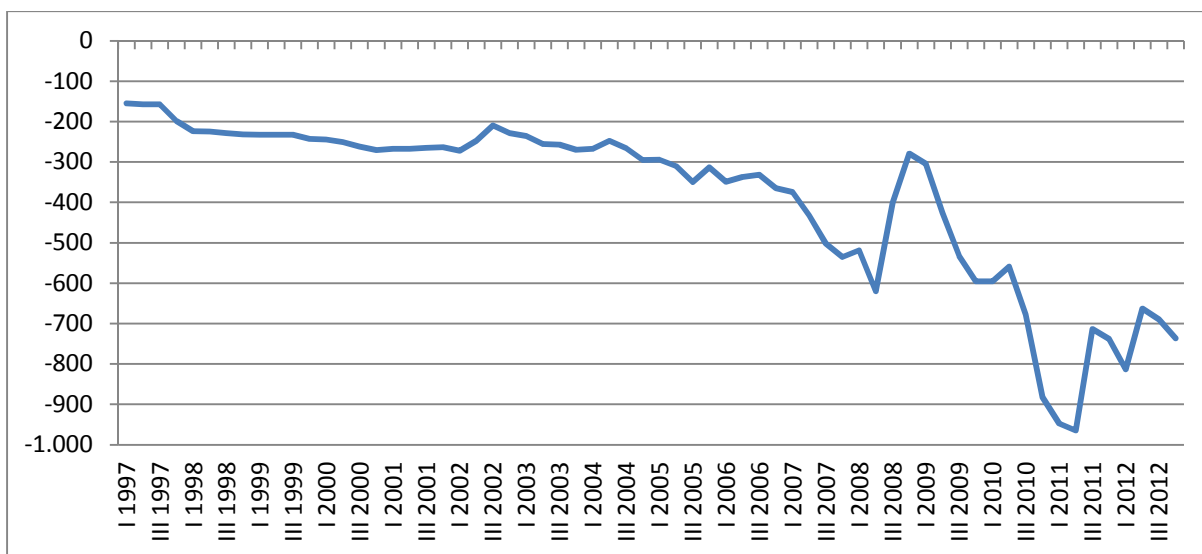
³⁰ Os dados disponibilizados pelo Banco Central do Brasil para o período trimestral começam apenas a partir de dezembro de 2001. Acessado em janeiro de 2013.

³¹ A série foi escolhida por ter uma grande participação na composição dos passivos estrangeiros líquidos e por ser mais suscetível a variações de curto prazo.

O efeito dos passivos estrangeiros líquidos sobre a taxa de câmbio real é teoricamente ambíguo. Rahman (2008) descreve que o nível de ativos estrangeiros líquidos pode afetar a conta de transações correntes de duas maneiras opostas. De um lado, economias com elevado nível de ativos estrangeiros líquidos podem suportar desequilíbrios comerciais sem implicar em maiores consequências em termos de solvência para o país. De outro lado, um aumento do ativo estrangeiro líquido implica um aumento da entrada líquida de moeda estrangeira. O impacto na conta de transações correntes dependerá de qual desses efeitos é o mais relevante.

Na literatura, constata-se que o efeito mais observado é o segundo, portanto, o sinal esperado do passivo estrangeiro líquido é positivo – depreciação cambial. Uma outra argumentação para esse efeito é a de que um aumento do passivo estrangeiro líquido representa um aumento do endividamento do país, fazendo com que o país necessite de um câmbio mais desvalorizado para gerar superávits comerciais necessários para o pagamento dos passivos externos, ou seja, um aumento do passivo externo líquido gera uma depreciação da taxa de câmbio (CHUDIK e MONGARIDINI, 2007).

Gráfico 4 – Passivo Estrangeiro Líquido – (US\$ bilhões)



Fontes: Banco Central do Brasil e MDIC. Elaboração própria.

4.2.3 PRODUTIVIDADE

A variável produtividade foi utilizada como sendo o produto interno bruto a preços de 1997 dividido pela população economicamente ativa - PEA³². O IBGE disponibiliza uma série de população economicamente ativa nacional anual, entretanto ela foi encerrada em 2009, e outra com a população economicamente ativa das principais regiões metropolitanas brasileiras mensalmente.

Nesse sentido, fez-se uma interpolação dos dados com as duas séries para tornar trimestral a série da PEA nacional para o período de 1997 a 2012³³.

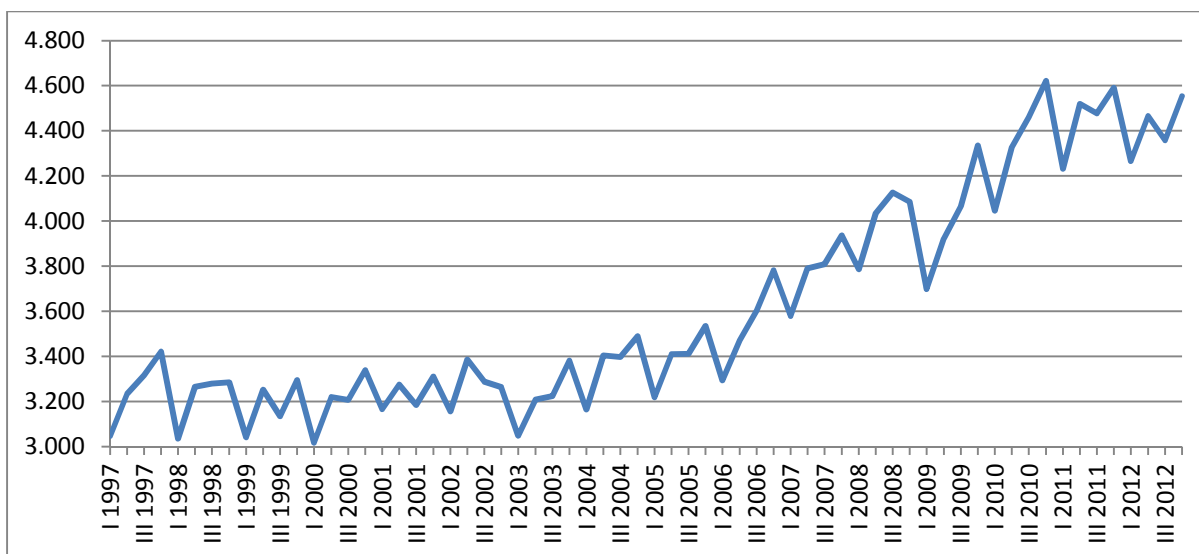
Os diferenciais de produtividade são utilizados para capturar o efeito Balassa-Samuelson. A hipótese de Balassa-Samuelson afirma que um aumento de produtividade no setor de bens comercializáveis causa um aumento de preços no setor de bens não comercializáveis.

Segundo Choudhri e Khan (2004) o efeito Balassa-Samuelson é relevante para países em desenvolvimento. Assim, se a produtividade no setor de bens comercializáveis crescer mais rápido do que no setor de bens não comercializáveis, o resultado de maiores salários no setor de bens comercializáveis pressionará para cima os salários do setor de bens não comercializáveis, o que resultará em um aumento no nível geral de preços e, por consequência, uma apreciação cambial. Portanto, o sinal esperado dessa variável é negativo.

³² Série disponibilizada pelo IBGE. Acessado em janeiro de 2013.

³³ Três séries do IBGE. Existe uma série nacional da PEA de 1992 a 2009, com periodicidade anual, com ausência de dados de 94 e de 2000. Uma série compreende as seis maiores regiões metropolitanas, de 1982 a 2002, com periodicidade mensal (metodologia antiga). Uma série com as seis maiores regiões metropolitanas, de 2002 até 2012, com periodicidade mensal (nova metodologia).

Gráfico 5 – Produtividade (US\$)



Fonte: IBGE. Elaboração própria.

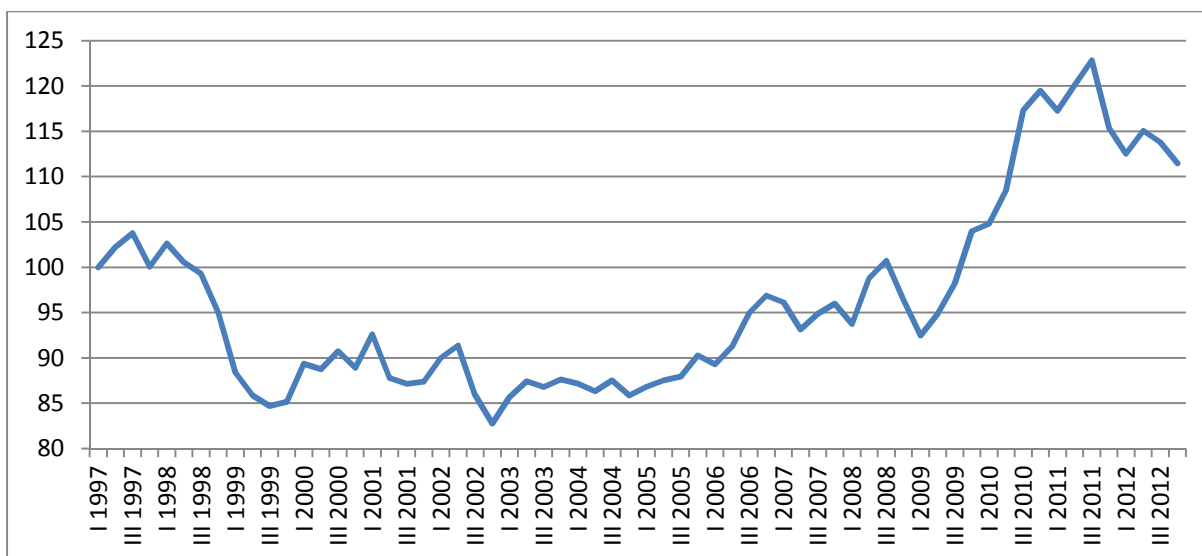
4.2.4 TERMOS DE TROCA

Essa variável é representada pelo índice de preço total das exportações dividido pelo índice de preço total das importações, disponibilizados pela Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) para o período de 1959 a 2012, com periodicidade mensal. A variável é caracterizada pela razão do índice de preço total das exportações pelo índice de preço total das importações de final de trimestre, de 1997 a 2012.

O sinal esperado dessa variável é negativo, pois um aumento dos termos de troca induz a um aumento do superávit comercial, consequência do aumento do valor das exportações em relação ao valor das importações, fazendo com que haja um maior ingresso de moeda estrangeira e uma consequente apreciação cambial.

Saadi-Sedik e Petri (2006) argumentam que um aumento dos termos de troca liderada por um *boom* no setor exportador terá efeitos no aumento da renda real e na riqueza, além disso, tenderá a aumentar os salários desse setor. Assumindo-se que os salários para os mesmos cargos serão iguais, entre os setores de bens comercializáveis e de bens não comercializáveis, um aumento dos salários irá aumentar o preço dos bens não comercializáveis, induzindo a um aumento no nível geral de preços e assim forçar uma apreciação da taxa de câmbio.

Gráfico 6 – Termos de Troca (1997 = 100)



Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Elaboração própria.

4.2.5 CONSUMO DO GOVERNO

A variável consumo do governo é representada pela despesa total do Governo Central³⁴ menos as operações oficiais de crédito e o reordenamento de passivos e menos outras despesas de capital em relação ao produto interno bruto. Esses dados são disponibilizados mensalmente pela Secretaria do Tesouro Nacional de 1997 a 2012.

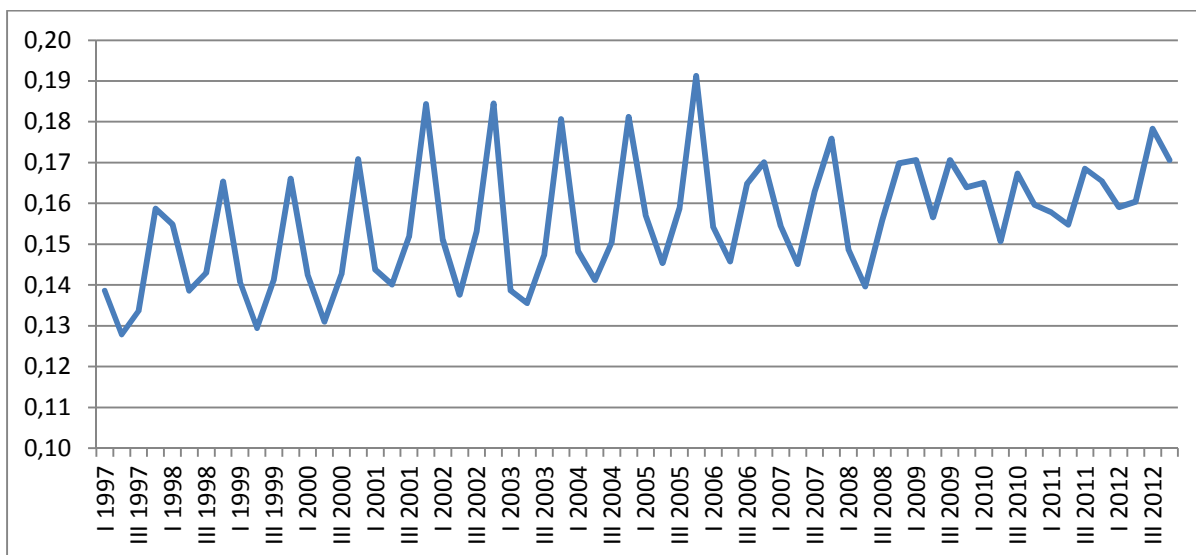
Segundo Ostry (1994), um aumento do consumo do governo como proporção do PIB leva a uma apreciação da taxa de câmbio real, dado que geralmente o consumo do governo recai mais fortemente em bens não comercializáveis do que em bens comercializáveis. Assim, há um aumento do preço relativo dos bens não comercializáveis em relação aos bens comercializáveis induzindo a uma apreciação cambial.

Para que esse efeito realmente se concretize, a condição de que um aumento dos gastos do governo será financiado por um aumento dos impostos deve ser rejeitada. Nessa outra hipótese, um aumento dos impostos leva a uma diminuição da renda disponível, o que reduz o consumo de bens não comercializáveis e faz com que haja uma redução dos preços dos bens não comercializáveis (ALSHEHABI e DING, 2008). Entretanto, a maioria dos

³⁴ Os gastos do Governo Central compreendem os gastos do Tesouro Nacional, da Previdência Social e do Banco Central do Brasil.

estudos empíricos considera que o aumento do consumo do governo como proporção do PIB leva a uma apreciação da taxa de câmbio real.

Gráfico 7 – Consumo do Governo em Relação ao PIB



Fonte: Banco Central do Brasil e Secretaria do Tesouro Nacional. Elaboração própria.

4.2.6 ÍNDICE DE RESTRIÇÃO AO COMÉRCIO

O índice de restrição ao comércio é representado pela alíquota de arrecadação efetiva de imposto de importação. A variável foi elaborada a partir da média trimestral da série da taxa de câmbio nominal de compra de final de período, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil - R\$/US\$ - com periodicidade mensal, de janeiro de 1953 a dezembro de 2012; da série do valor do imposto sobre importação arrecadado em reais, disponibilizada pela Secretaria da Receita Federal com periodicidade mensal de janeiro de 1986 a dezembro de 2012; e da série do valor das importações em dólares disponibilizada pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior com periodicidade mensal de janeiro de 1978 a dezembro de 2012).

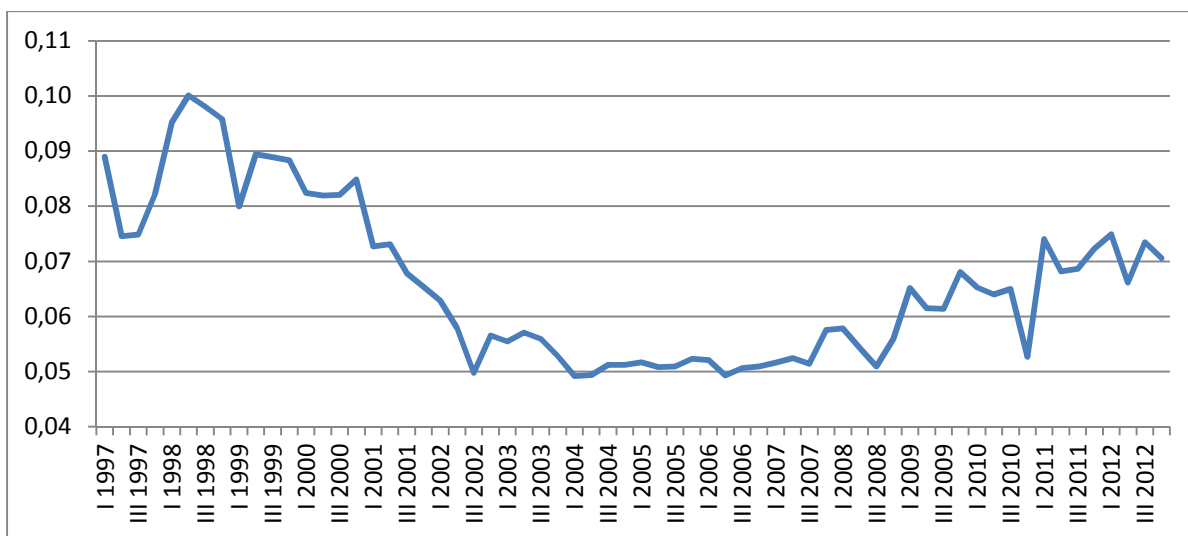
O índice de restrição ao comércio é baseado no trabalho de Skiendziel (2008), o qual calcula a proporção entre a arrecadação de imposto de importação e o valor das importações. Uma maior restrição ao comércio faz com que haja uma diminuição da oferta de produtos na economia e, conseqüentemente, um aumento de preços dos bens importáveis no mercado nacional acarretando um aumento no nível geral de preços e uma apreciação cambial.

Além disso, podemos considerar que uma maior restrição ao comércio causa um aumento do superávit da balança comercial e um aumento do ingresso líquido de recursos estrangeiros, o que gera também uma apreciação cambial.

No trabalho de Lee et al (2008) essa variável foi utilizada como uma variável *dummy* que assume valor um antes de uma liberalização comercial e o valor zero para o período posterior a uma liberalização comercial, de acordo com os anos de liberalização comercial presentes no trabalho de Sachs e Warner (1995) e Wacziarg e Welch (2003). Os próprios autores levantam uma crítica ao adotar esse procedimento por não ser adequado para situações em que há uma liberalização do comércio gradual.

Outros estudos, como os de Cerra e Saxena (2000) e Chinn e Wei (2008), utilizam a abertura comercial como sendo a corrente de comércio – soma do valor das exportações mais a soma do valor das importações - em relação ao PIB, mas tal medida é apenas um indicador indireto da extensão da liberalização do comércio, sujeito à endogeneidade quando utilizado em regressões de taxa de câmbio.

Gráfico 8 – Índice de Restrição ao Comércio



Fonte: Banco Central do Brasil, Secretaria da Receita Federal e MDIC. Elaboração própria.

4.2.7 PESO DE BENS MONITORADOS NO IPCA

A variável peso de bens monitorados no IPCA é disponibilizada pelo IBGE, para o período de 1997 a 2012, com periodicidade mensal. Ela representa o grau de participação dos

preços de bens monitorados em relação ao índice de inflação, uma *proxy* para o desvio dos preços em relação ao preços de mercado nas economias (LEE et al, 2008) .

No Brasil, o termo preços administrados ou monitorados refere-se aos preços que são insensíveis às condições de oferta e demanda porque são estabelecidos por contrato ou por órgão público. Os preços administrados incluem preços de serviços telefônicos, derivados de petróleo³⁵, eletricidade e planos de saúde que são regulados em nível federal (agências reguladoras) e, também, incluem taxas de água e esgoto, o IPVA e o IPTU, e a maioria das tarifas de transporte público reguladas por governos estaduais ou municipais.

Entre 1996 e 2007, a inflação dos preços administrados foi maior que a inflação dos preços livres. No início de 1999, após a mudança de regime cambial, vários itens que possuem componentes atrelados ao câmbio apresentaram alta em função da forte depreciação cambial. Entretanto, apenas a partir de maio de 2007, a variação dos preços livres ultrapassou a variação dos preços administrados no acumulado em 12 meses. Os preços administrados desempenham um papel de arrefecedores dos efeitos das pressões inflacionárias.

O aumento dos preços administrados em relação aos preços livres até 2007 deve-se à privatização de serviços públicos e à eliminação de subsídios a partir de meados dos anos 90. Os aumentos no preço internacional do petróleo desde 1999 contribuíram para ampliar essa tendência.

Outro fator importante foi a depreciação da taxa de câmbio no decorrer de 1999, a qual aumentou os preços, em reais, dos produtos derivados de petróleo e elevou os índices gerais de preços em relação aos preços ao consumidor que, por sua vez, elevaram os preços administrados indexados aos índices gerais de preços (os preços dos serviços telefônicos e de energia elétrica) relativamente aos preços livres da economia.

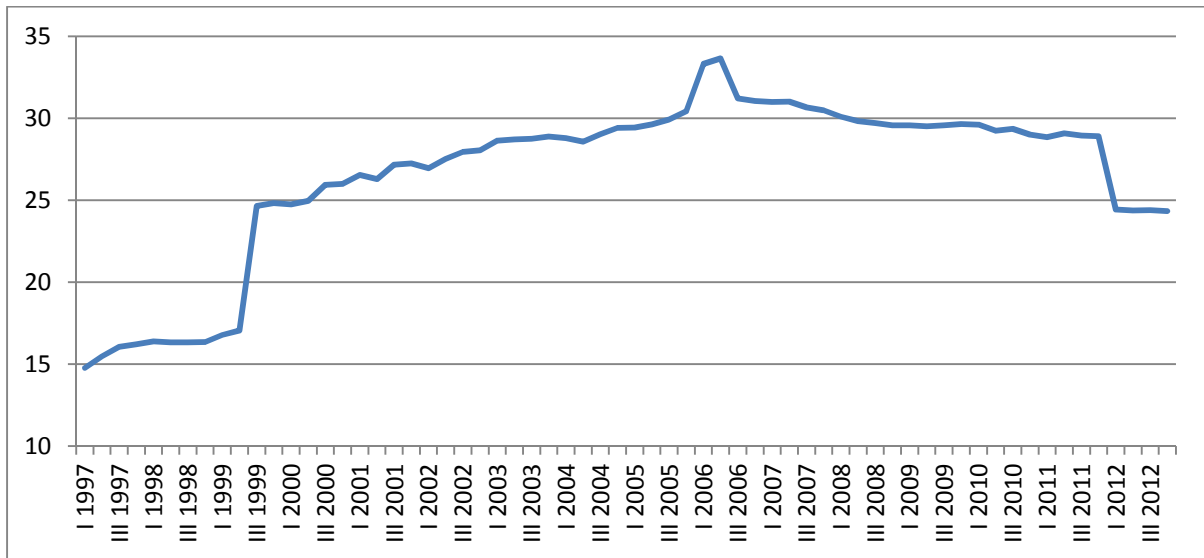
A queda do peso de bens monitorados no IPCA em 2012 deve-se à mudança na composição da cesta de bens e em suas respectivas ponderações no cálculo do IPCA baseado na Pesquisa de Orçamento Familiar do IBGE de 2008/2009 em substituição aos dados da pesquisa anterior de 2002/2003.

Nesse sentido, quanto maior o peso de bens monitorados no índice de inflação, menor tende a ser o índice de preços, portanto, mais depreciada tende a ser a taxa de câmbio. Em outro sentido, quanto menor for o peso de bens monitorados no índice de inflação, maior

³⁵ Os preços dos produtos derivados de petróleo foram desregulamentados em 2002, mas ainda estão incluídos no grupo de preços administrados porque são estabelecidos pela Petrobrás, que possui um “quase-monopólio” sobre a produção e distribuição desse bem.

tende a ser o nível de preços e mais apreciada tende a ser a taxa de câmbio. Portanto, o sinal esperado da variável é positivo.

Gráfico 9 – Peso de Bens Monitorados no IPCA (%)



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Elaboração própria.

5. MÉTODOS ECONOMÉTRICOS E RESULTADOS

Este capítulo é baseado em quatro etapas. Na primeira etapa analisam-se as séries das variáveis utilizadas na determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio para confirmar se elas são não estacionárias e integradas de ordem 1, ou seja, $I(1)$ – estacionárias em primeira diferença. Na segunda realiza-se o teste de cointegração de Johansen para se verificar a existência de pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis. Na terceira estima-se o vetor de correção de erros para se chegar aos coeficientes de longo prazo das variáveis fundamentais na determinação da taxa de câmbio. A quarta e última etapa consiste em estimar o desalinhamento da taxa de câmbio real de longo prazo em relação à taxa de câmbio real atual.

Ao se utilizar o ferramental econométrico para a estimação de modelos econômicos, é preciso especificar o modelo com bastante cuidado e levar em consideração aspectos da teoria econômica para a determinação precisa das estimações e das elaborações desses modelos. Mesmo ao se tomar essas precauções, resultados que aparentam ser altamente significativos e satisfatórios podem induzir os pesquisadores ao erro, pois na verdade podem não ser exatamente verdadeiros.

A utilização de modelo de séries temporais é frequente na economia. Entretanto, para a análise da taxa de câmbio real para países em desenvolvimento, encontra-se geralmente na literatura a estimação por dados em painel devido à falta de dados em diversos países, conforme pode ser visto nos trabalhos de Lee et al (2008) e Chudik (2007). Este trabalho aborda a questão da estimação da taxa de câmbio real de forma a ampliar a análise da taxa de câmbio para o Brasil por meio da estimação da taxa de câmbio real por séries temporais.

Um dos principais problemas encontrados nos modelos de séries temporais é a ocorrência da regressão espúria ou duvidosa, a qual é caracterizada como sendo a regressão de uma variável de série temporal não estacionária sobre uma ou mais variáveis de série temporal não estacionária.

Os resultados encontrados nesses modelos são muitas vezes sem sentido ou espúrios, pois duas variáveis podem ter alta correlação (tendência estocástica) e o R^2 da regressão ser alto, mascarando a precisão do modelo. Geralmente, esse fenômeno ocorre em séries temporais que apresentam tendência.

Os melhores modelos, em geral, geram regressões que fazem sentido – com forte respaldo na teoria econômica - e que possuem resíduos estacionários. Assim, para se determinar a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo, as elasticidades das variáveis fundamentais da taxa de câmbio e o desalinhamento da taxa de câmbio real de longo prazo em relação à taxa de câmbio real atual, serão utilizados os modelos de vetor auto-regressivo (VAR) e o modelo de vetor de correção de erros (VEC), amplamente utilizados³⁶.

A utilização do modelo de vetor auto-regressivo requer que se realize o teste de cointegração. O método de cointegração utilizado no presente trabalho é o de Johansen (1995), o qual corrige possíveis problemas de autocorrelação e endogeneidade das variáveis.

O uso da cointegração para análise da taxa de câmbio real permite capturar as relações econômicas de longo prazo entre a taxa de câmbio e as suas variáveis explicativas para identificar a existência de pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis fundamentais. Entretanto, esse método exige que todas as variáveis utilizadas sejam cointegradas e não estacionárias em nível ou estacionárias em primeira diferença. Assim, faz-se necessário a análise das séries das variáveis utilizadas na abordagem comportamental da determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio.

A abordagem comportamental da taxa de câmbio real de equilíbrio utilizada no presente trabalho considera todas as variáveis em logaritmo, pois nessa situação são encontradas as elasticidades diretamente como sendo os valores dos coeficientes das variáveis explicativas em relação à variável dependente – taxa de câmbio real (GUJARATI, 2000).

Essa estimação determinará percentualmente quanto cada variável macroeconômica impacta em uma apreciação ou depreciação cambial e pode ser representada a partir do seguinte modelo econométrico básico:

$$\begin{aligned} \log(TXCR_t) = & \gamma_0 + \gamma_1 \log(PEL_t) + \gamma_2 \log(PROD_t) + \gamma_3 \log(TOT_t) + \\ & + \gamma_4 \log(CONS_t) + \gamma_5 \log(IRC_t) + \gamma_6 \log(PBM_t) + u_t \end{aligned} \quad (12)$$

³⁶ Ver Saadi-Sedik e Petri (2006), Iimi (2006), Delechát (2008), entre outros.

Tabela 1 – Resumo das Variáveis e Sinais Esperados

Símbolo	Variável	Descrição	Sinal Esperado
txcr	Taxa de Câmbio Real	taxa de câmbio nominal x (CPI/IPCA)	
pel	Passivo Estrangeiro Líquido	passivo externo líquido / corrente de comércio em dólares	+
tot	Termos de Troca	índice de preço das exportações / índice de preço das importações	-
prod	Produtividade	PIB / PEA	-
cons	Consumo do Governo	gastos correntes do governo central / PIB	-
irc	Índice de Restrição ao Comércio	receita bruta total do imposto de importação / valor das importações em dólares	-
pbum	Peso de Bens Monitorados no IPCA	(%) de bens monitorados no IPCA	+
u	Termo de Erro		

Elaboração própria.

5.1 ANÁLISE PRELIMINAR DAS VARIÁVEIS

Na literatura econômica podem ser encontradas diversas séries que não são estacionárias, tais como o produto interno bruto, o consumo e a inflação. Quando uma série temporal é não estacionária, não se pode utilizá-la trivialmente, pois isso pode gerar problemas estatísticos e tornar os resultados espúrios e inconsistentes.

Assim, analisam-se as séries de passivo estrangeiro líquido, termos de troca, produtividade, consumo do governo, índice de restrição ao comércio e peso de bens monitorados no IPCA para se apurar se as séries são ou não estacionárias. Para isso, foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey Fuller aumentado e de Phillips-Perron³⁷ em nível e caso o t calculado seja maior do que o t crítico, a hipótese nula de que há raiz unitária não é rejeitada.

Posteriormente, repetiram-se os testes para primeira diferença e assim sucessivamente, até se atingir a não rejeição da hipótese nula de existência da raiz unitária, ou seja, confirmar que a série é estacionária.

³⁷ Uma revisão detalhada pode ser vista em Phillips e Perron (1988).

Tabela 2 – Resumo Testes de Raiz Unitária para Variáveis Explicativas^{1\}

Variável ^{2\}	Nível		Primeira Diferença	
	<u>ADF</u> ^{3\}	<u>PP</u> ^{4\}	<u>ADF</u> ^{3\}	<u>PP</u> ^{4\}
	Est. t	Est. t ajustada	Est. t	Est. t ajustada
<i>txcr</i>	-1,546	-1,532	-8,081	-8,126
<i>pel</i>	-2,149	-3,092	-9,540	-9,215
<i>prod</i>	0,529	-1,111	-3,637	-19,362
<i>tot</i>	-0,756	-0,886	-6,604	-6,569
<i>cons</i>	-1,461	-6,753	-4,957	-
<i>irc</i>	-1,340	-1,850	-10,520	-10,714
<i>pbm</i>	-2,797	-2,785	-7,326	-7,326

Elaboração própria.

1\ Valores Críticos são: -3,54 com 1% de significância, -2,91 com 5% de significância e -2,59 com 10% de significância.

2\ Variáveis em logaritmo.

3\ Baseado automaticamente no critério de informação de Schwarz (SIC), MAXLAG=10.

4\ Baseado automaticamente em Newey-West usando Bartlett kernell.

Resumindo-se os testes relatados acima, temos que a variável consumo do governo é estacionária em primeira diferença pelo método Dickey-Fuller aumentado e estacionária em nível pelo método Phillips-Perron. As demais variáveis da taxa de câmbio real, passivo estrangeiro líquido, produtividade, termos de troca, índice de restrição ao comércio e peso de bens monitorados no IPCA são I(1), ou seja, estacionárias em primeira diferença³⁸, tanto pelo método ADF quanto pelo método PP.

5.2 COINTEGRAÇÃO

Estudos em macroeconomia quase sempre envolvem séries não estacionárias e com tendência, e conforme já destacado, é o caso da série de taxa de câmbio. Segundo Greene (2003) a maneira mais apropriada para manipular tal série é usar diferenciação e outras transformações para reduzi-la à estacionariedade e então analisar a série resultante como Vetor Auto-Regressivo (VAR).

Entretanto, um crescente número de estudos na literatura tem mostrado que há maneiras mais apropriadas para se analisar variáveis com tendência.

³⁸ Os resultados dos testes podem ser vistos no Apêndice I.

Em um modelo de regressão totalmente especificado³⁹:

$$y_t = \beta F_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Há a presunção de que os erros são estacionários, ou seja, ruído branco. Entretanto, essa conjectura não necessariamente

é verdadeira se y_t e F_t são séries integradas.

Geralmente, se duas séries são integradas de ordens diferentes, então suas combinações lineares serão integradas de ordem da maior das duas séries.

Entretanto, se duas séries são $I(1)$, então deve existir um β tal que:

$$\varepsilon_t = y_t - \beta F_t \quad (14)$$

é $I(0)$. Se duas séries são $I(1)$, então a diferença parcial entre elas deve ser estável ao redor da média fixa. A implicação seria que as séries caminham juntas aproximadamente com a mesma taxa. Duas séries que satisfaçam esse pré-requisito são ditas cointegradas, e o vetor $[1 - \beta]$ é um vetor de cointegração. Neste caso, podemos distinguir a relação de longo prazo entre a variável dependente y_t e as variáveis explicativas F_t , que é a maneira pela qual as variáveis se movem juntas, e a dinâmica de curto prazo, que é a relação entre desvios de y_t da sua tendência de longo prazo e desvios de F_t da sua tendência de longo prazo.

Segundo Kirchgässner e Wolters (2007) a cointegração pode ser caracterizada por duas ou mais variáveis as quais indicam um desenvolvimento comum no longo prazo. O comportamento dessas variáveis é semelhante ao longo do tempo, exceto em eventuais oscilações de curto prazo. Isso define um equilíbrio estatístico, em aplicações empíricas, que muitas vezes pode ser interpretado como uma relação econômica de longo prazo.

Engle e Granger (1987) definiram cointegração da seguinte forma:

Os elementos de um vetor Y_t de dimensão k são cointegrados de ordem (d,b) , denotados por $Y_t \sim CI(d,b)$, se todos os elementos de Y_t são integrados de ordem d , $I(d)$, e se existe pelo menos um vetor não nulo, β , tal que:

$$u_t = Y_t \beta \sim I(d - b), \quad b > 0 \quad (15)$$

³⁹ Greene (2003).

O vetor β é definido como vetor de cointegração. O posto r de cointegração é igual ao número de vetores de cointegração linearmente independentes. Os vetores de cointegração são as colunas da matriz de cointegração B , $u_t = Y_t \beta$.

Se todas as variáveis são $I(1)$, vale $0 \leq r \leq k$. Para $r = 0$, os elementos do vetor Y não são cointegrados.

Nesta seção, interpreta-se a relação de cointegração entre a taxa de câmbio real e suas variáveis como sendo a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e os seus fundamentos.

Segundo Saadi-Sedik (2006) uma das principais vantagens da metodologia de cointegração de Johansen na atual aplicação é que o coeficiente estimado – o vetor β – pode ser utilizado para calcular uma medida de equilíbrio da taxa de câmbio real e, como resultado a quantificação do desalinhamento, a diferença entre a taxa de câmbio real atual e a de equilíbrio também pode ser calculada.

O modelo adotado nesta etapa do trabalho utiliza todas as variáveis apresentadas anteriormente, exceto a variável consumo do governo, que se mostrou estacionária em nível pelo método Phillips-Perron. Para a utilização do método de cointegração de Johansen todas as variáveis do modelo devem ser integradas de mesma ordem. Portanto, o modelo pode ser descrito da seguinte forma:

$$\log(e_t) = c + \beta F_t \quad (16)$$

onde, e_t é a taxa de câmbio real de equilíbrio, c é a constante, F_t é o vetor do logaritmo dos valores dos fundamentos⁴⁰. Em um nível conceitual, o desafio de se estimar a taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo se divide em duas partes. A primeira é estimar o vetor β dos parâmetros de interesse de longo prazo e a segunda é escolher o conjunto de valores para os parâmetros dos fundamentos apropriados para o período t .

Com o objetivo de especificar um modelo empírico, a estimação de β requer que o modelo seja consistente com a equação 16. Assim, a equação 16 deriva de uma relação de estado estacionário entre o valor das variáveis atuais da taxa de câmbio real e o logaritmo dos seus fundamentos. Para capturar essa relação, insere-se um termo de erro ε na equação 16:

⁴⁰ O passivo estrangeiro líquido, a produtividade, os termos de troca, o índice de restrição ao comércio e o peso de bens monitorados em relação ao IPCA.

$$\log(e_t) = c + \beta F_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

Assume-se que o termo de erro tem variância condicional finita e valor esperado zero para horizontes suficientemente distantes⁴¹.

Antes de se realizar o teste de cointegração de Johansen propriamente dito para as variáveis estatisticamente significativas do modelo e integradas de ordem I(1), deve-se determinar o número ideal de defasagens. Para isso, realiza-se o teste de estrutura de defasagens.

5.2.1 ESTRUTURA DE DEFASAGENS

Considerando o modelo no qual todas as variáveis são I(1) temos as variáveis explicativas da taxa de câmbio real de equilíbrio como sendo o passivo estrangeiro líquido, a produtividade, os termos de troca, o índice de restrição ao comércio e o peso de bens monitorados em relação ao IPCA. Realiza-se o teste de estrutura de defasagem com três defasagens inicialmente selecionadas para não se perder muitos graus de liberdade e o resultado é apresentado na tabela abaixo:

Tabela 3 – Critério de Seleção de Número de Defasagens

Amostra: 1997 T I - 2012 T IV

Observações Incluídas: 61 observações

Séries em Logaritmo: *TXCR, PEL, PROD, TOT, IRC e PBM*.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	562,42	NA	4,81e-16	-18,24	-18,04	-18,16
1	841,24	493,65	1,69e-19	-26,20	-24,75*	-25,63
2	895,63	85,60*	9,55e-20*	-26,81*	-24,11	-25,75*
3	930,25	47,67	1,09e-19	-26,76	-22,82	-25,22

Elaboração própria.

* Indica o número de defasagens selecionadas pelo referido critério.

LR: teste estatístico sequencial modificado LR (cada teste com nível de 5%).

FPE: erro de predição final.

AIC: critério de informação de Akaike.

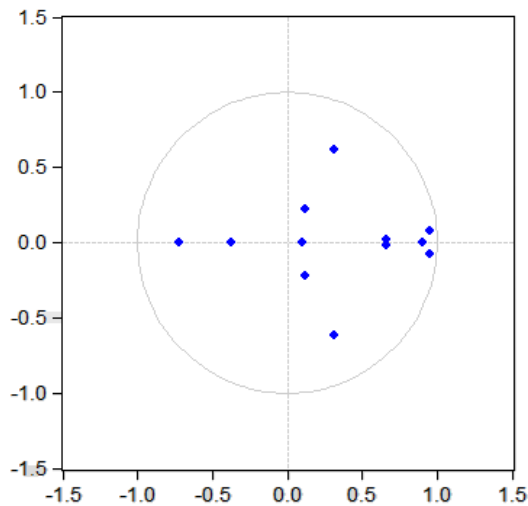
SC: critério de informação de Schwarz.

HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

⁴¹ Considera-se que o limite de $E(E_{t+k}/I_{t-1})$ é zero quando k vai para o infinito.

Assim, observou-se que, pelos critérios de LR, FPE, Akaike e HQ, o número ideal de defasagens para o modelo é de duas defasagens. Posteriormente, utilizando-se o recurso gráfico verifica-se que as todas as raízes do vetor auto-regressivo estão dentro do círculo unitário, o que indica que o modelo é estável.

Gráfico 10 – Raízes do Vetor Auto-Regressivo



5.2.2 OPÇÕES DE TENDÊNCIAS DETERMINÍSTICAS

Para a realização do teste de cointegração de Johansen devemos utilizar o número de defasagens já determinados anteriormente (duas defasagens) e especificar qual das cinco opções de tendências determinísticas especificadas por Johansen (1995) é mais apropriada para o modelo em questão.

As cinco opções apresentadas em Johansen (1995) estão resumidas abaixo:

1. O nível dos dados Y_t não tem tendência determinística e as equações de cointegração não têm intercepto:

$$H_2(r): \Pi Y_{t-1} + BX_t = \alpha \beta' y_{t-1} \quad (18)$$

2. O nível dos dados Y_t não tem tendência determinística e as equações de cointegração têm intercepto:

$$H_1^*(r): \Pi Y_{t-1} + BX_t = \alpha(\beta y_{t-1} + \rho_0) \quad (19)$$

3. O nível dos dados Y_t tem tendência linear, mas as equações de cointegração têm apenas interceptos:

$$H_1(r): \Pi Y_{t-1} + BX_t = \alpha(\beta y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_i \rho \quad (20)$$

4. O nível dos dados Y_t e as equações de cointegração têm tendência linear:

$$H^*(r): \Pi Y_{t-1} + BX_t = \alpha(\beta y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_i \rho \quad (21)$$

5. O nível dos dados Y_t tem tendência quadrática e as equações de cointegração têm tendência linear:

$$H^*(r): \Pi Y_{t-1} + BX_t = \alpha(\beta y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_i(\gamma_0 + \gamma_1 t) \quad (22)$$

Assim, para determinar-se qual é a opção que mais está de acordo com o modelo de determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio fizeram-se eliminações até se chegar à opção mais apropriada.

As opções um e cinco foram eliminadas em decorrência da análise gráfica das variáveis⁴². Como há diferença no nível das variáveis, podemos rejeitar a opção um. A opção cinco pode ser eliminada, também graficamente, pois as variáveis não denotam tendência quadrática. A opção quatro foi então testada, porém a tendência linear mostrou-se não significativa⁴³. A opção dois seria utilizada caso nenhuma das séries apresentasse tendência, o que não é verdade, pois, por exemplo, as variáveis passivo estrangeiro líquido e produtividade possuem tendência. Assim, considerou-se a opção três.

⁴² Gráficos presentes no Apêndice II.

⁴³ Conforme pode ser observado no Apêndice III.

5.2.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Para se realizar o teste de cointegração de Johansen (1995), deve-se formular o VAR de ordem p:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

Onde y_t é o k-ésimo vetor de variáveis não estacionárias I(1), X_t é o vetor de variáveis determinísticas d e ε_t é o vetor de inovações. O VAR⁴⁴ acima pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$\text{Onde: } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j \quad (25)$$

O teorema da representação de Granger afirma que se o coeficiente da matriz Π tem um posto reduzido $r < k$, então existem α e β matrizes $k \times r$, cada uma com posto r tal que $\Pi = \alpha\beta'$ e $\beta'y_t$ é I(0). O r é o número de relações de cointegração (posto de cointegração) e cada coluna de β é o vetor de cointegração. Os elementos de α são conhecidos como parâmetros de ajustamentos no modelo de vetor de correção de erros.

O método de Johansen tem o objetivo de estimar a matriz Π de um VAR irrestrito e de testar se as restrições implicadas pelo posto reduzido de Π podem ser rejeitadas ou não. Nesse último caso, a realização do teste de cointegração pelo método de Johansen apresenta os testes do traço e do autovalor máximo, os quais possibilitam determinar se há pelo menos uma relação de cointegração entre a variável dependente e as variáveis explicativas e, caso seja confirmada pelo menos uma relação de cointegração, pode-se especificar o modelo de Vetor de Correção de Erros.

⁴⁴ Permitindo um intercepto no modelo VAR para primeira diferença implica na permissão de variáveis em nível crescer (isto é, ser não estacionárias). O intercepto do VAR pode estar relacionado com a) uma tendência linear determinística, ou b) uma raiz unitária com *drift* em nível das variáveis.

Assim, realizou-se o teste de cointegração de Johansen considerando o critério de seleção de Akaike⁴⁵ para selecionar o número de defasagens apropriado a ser utilizado no VAR e a opção de tendência determinística três.

O teste de cointegração mostra as estatísticas dos testes do Traço e do Autovalor Máximo, as quais indicam que há uma relação de cointegração com nível de significância de 1% e são apresentados na Tabela 4. Na Tabela 5 estão os valores dos α_s e β_s ⁴⁶:

Tabela 4 – Resultados da Cointegração Multivariada

Testes de Cointegração ^{1/}	Teste do Traço		Teste Autovalor Máximo	
	<u>Estatística - Traço</u>	<u>Probabilidade^{2/}</u>	<u>Estatística Autovalor Máximo</u>	<u>Probabilidade^{2/}</u>
$H_0 (r)$				
<i>Nenhum (r = 0)</i>	125,014	0,000	52,553	0,001
<i>Pelo menos 1 (r ≤ 1)</i>	72,461	0,030	26,901	0,269
<i>Pelo menos 2 (r ≤ 2)</i>	45,561	0,081	17,644	0,525
<i>Pelo menos 3 (r ≤ 3)</i>	27,917	0,081	15,914	0,230
<i>Pelo menos 4 (r ≤ 4)</i>	12,003	0,157	8,904	0,294
<i>Pelo menos 5 (r ≤ 5)</i>	3,099	0,078	3,099	0,078

Elaboração própria.

1/ Tendência linear nos dados e no intercepto, mas sem tendência na equação de cointegração.

2/ MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valores.

Tabela 5 – Beta e Alfa da Cointegração Multivariada^{1/}

Coefficientes de Cointegração Normalizados

	Log(txcr)	Log(pel)	Log(prod)	Log(tot)	Log(irc)	Log(pbm)
β	1,000	-4,307	-7,781	9,458	2,507	1,330
Erro padrão		(0,59239)	(2,43067)	(2,62138)	(0,83825)	(1,09140)

Coefficientes de Ajustamento

	α	Erro padrão
D(Log(txcr))	0,019	(0,02536)
D(Log(pel))	0,112	(0,02979)
D(Log(prod))	0,006	(0,00860)
D(Log(tot))	-0,013	(0,00630)
D(Log(irc))	0,038	(0,01835)
D(Log(pbm))	-0,015	(0,01044)

Elaboração própria.

1/ As variáveis são mostradas com o sinal invertido.

⁴⁵ Não só o critério de Akaike indicou duas defasagens, como também os critérios LR, FPE e HQ.

⁴⁶ No apêndice IV, pode ser analisada toda a tabela gerada pelo Eviews 7.

A Tabela 5 apresenta os resultados da cointegração. Nesse sentido, as variáveis passivo estrangeiro líquido, termos de troca e índice de restrição ao comércio mostraram-se significativas e com o sinal esperado pela literatura. A variável produtividade apresentou-se significativa, mas com o sinal esperado trocado. A variável peso de bens monitorados no IPCA mostrou-se não significativa estatisticamente.

Assim, foram realizados diferentes arranjos sem as variáveis produtividade e peso de bens monitorados no IPCA. Na tabela abaixo são apresentados os principais resultados.

Tabela 6 - Quadro Resumo da Cointegração

Variável		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
pel	β	4,31	2,64	3,62	3,10
	erro padrão	0,59	0,49	0,49	0,50
prod	β	7,78		4,83	
	erro padrão	2,43		1,50	
tot	β	-9,46	-1,59	-6,15	-0,51
	erro padrão	2,62	0,96	1,82	0,90
irc	β	-2,51	-1,36	-1,95	-3,05
	erro padrão	0,84	0,76	0,59	0,51
pbm	β	-1,33	1,53		
	erro padrão	1,09	0,64		

Elaboração própria.

Modelo 1: Todas as variáveis.

Modelo 2: Todas as variáveis, exceto produtividade.

Modelo 3: Todas as variáveis, exceto peso de bens monitorados no IPCA.

Modelo 4: Todas as variáveis, exceto produtividade e peso de bens monitorados no IPCA.

O resultado do modelo 2, com o peso de bens monitorados no IPCA e sem a produtividade, foi o que exibiu o maior número de variáveis significativas e com os sinais esperados. Os resultados resumidos apresentados nas Tabelas 7 e 8 abaixo⁴⁷ indicam que pelo teste do traço existem pelo menos cinco relações de cointegração com um nível de significância de 5% e pelo teste do máximo autovalor existe pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis com o mesmo nível de significância.

Todas as variáveis apresentaram os sinais esperados: as de passivo estrangeiro líquido e peso de bens monitorados no IPCA foram significativas com 95% de nível de confiança e as de termos de troca e índice de restrição ao comércio com nível de 90% de confiança.

⁴⁷ Os resultados dos modelos 3 e 4 podem ser encontrados no Apêndice V.

Tabela 7 – Resultados da Cointegração Multivariada Sem a Variável Produtividade

Testes de Cointegração ^{1/}	Teste do Traço		Teste Autovalor Máximo	
	<u>Estatística – Traço</u>	<u>Probabilidade</u> ^{2/}	<u>Estatística Autovalor Máximo</u>	<u>Probabilidade</u> ^{2/}
H0 (r)				
<i>Nenhum (r = 0)</i>	92,104	0,000	36,306	0,025
<i>Pelo menos 1 (r <= 1)</i>	55,799	0,008	24,800	0,109
<i>Pelo menos 2 (r <= 2)</i>	30,999	0,036	15,324	0,267
<i>Pelo menos 3 (r <= 3)</i>	15,675	0,047	11,318	0,139
<i>Pelo menos 4 (r <= 4)</i>	4,357	0,037	4,357	0,037
<i>Pelo menos 5 (r <= 5)</i>				

Elaboração própria.

1/ Tendência linear nos dados, e no intercepto, mas sem tendência na equação de cointegração.

2/ MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valores.

Tabela 8 – Beta e Alfa da Cointegração Multivariada Sem a Variável Produtividade^{1/}

Coeficientes de Cointegração Normalizados

	Log(txcr)	Log(pel)	Log(tot)	Log(irc)	Log(pbm)
β	1,000	-2,635	1,590	1,355	-1,531
Erro padrão		(0,49316)	(0,95866)	(0,76338)	(0,64198)

Coeficientes de Ajustamento

	α	Erro padrão
D(Log(txcr))	0,041	(0,03343)
D(Log(pel))	0,165	(0,04219)
D(Log(tot))	-0,017	(0,00868)
D(Log(irc))	0,053	(0,02454)
D(Log(pbm))	0,002	(0,01454)

Elaboração própria.

1/ As variáveis são mostradas com o sinal invertido.

O vetor de cointegração dos coeficientes do modelo 2 descrito na Tabela 8 acima é significativo e com sinal econômico significativo. Como esperado, os coeficientes (β) de passivos estrangeiros líquidos e de peso de bens monitorados na IPCA exibiram sinais positivos, enquanto os termos de troca e o índice de restrição ao comércio apresentaram sinais negativos.

Os coeficientes de ajustamento α_s representam as variáveis que contribuem para a manutenção ou não do equilíbrio de longo prazo. Assim, as variáveis passivo estrangeiro líquido e termos de troca mostraram-se significativas e contribuem para o ajustamento de curto prazo dos desvios das trajetórias de equilíbrio. Isso significa que dado um choque no

curto prazo, essas variáveis contribuirão de forma a corrigir a distorção. A variável índice de restrição ao comércio contribuirá em retardar a correção.

Para confirmar que efetivamente os resultados encontrados pelo modelo 2 (Tabela 6) – o qual não considera a variável produtividade – são consistentes com a teoria do vetor autorregressivo, efetuou-se a análise do comportamento dos resíduos do VAR.

Primeiramente analisaram-se o histograma dos resíduos e o teste de Jarque-Bera para verificar a hipótese de normalidade dos resíduos. Em segundo lugar, realizou-se o teste de White para testar se resíduos são ou não heterocedásticos. Em último lugar, realizou-se o teste de Portmanteau para determinar se há autocorrelação serial dos resíduos. Os resultados são apresentados nas tabelas a seguir:

Tabela 9 – Teste de Autocorrelação de Portmanteau dos Resíduos do VAR

H₀: Não existe autocorrelação nos resíduos até a ordem h

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	9,9121	NA*	10	NA*	NA*
2	43,8958	NA*	45	NA*	NA*
3	57,1242	0,0003	59	0,0001	25
4	84,1261	0,0018	88	0,0007	50
5	112,2263	0,0035	119	0,001	75
6	144,6160	0,0024	154	0,0004	100
7	169,6212	0,0049	183	0,0006	125
8	184,8784	0,0278	200	0,0039	150
9	206,6328	0,0512	226	0,006	175
10	225,4115	0,105	248	0,0119	200
11	239,8167	0,2373	265	0,0334	225
12	264,4486	0,2534	296	0,0243	250

Elaboração própria.

Tabela 10 – Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos do VAR

Teste Conjunto:

Chi-sq	DF	Prob.
340	300	0,055

Componentes Individuais:

Dependent	R-squared	F(20,41)	Prob.	Chi-sq(20)	Prob.
res1*res1	0,2522	0,6912	0,8113	15,6339	0,7391
res2*res2	0,2753	0,7789	0,7217	17,0713	0,6483
res3*res3	0,4024	1,3803	0,1876	24,9476	0,2034

Tabela 10 – Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos do VAR (*Continuação*)

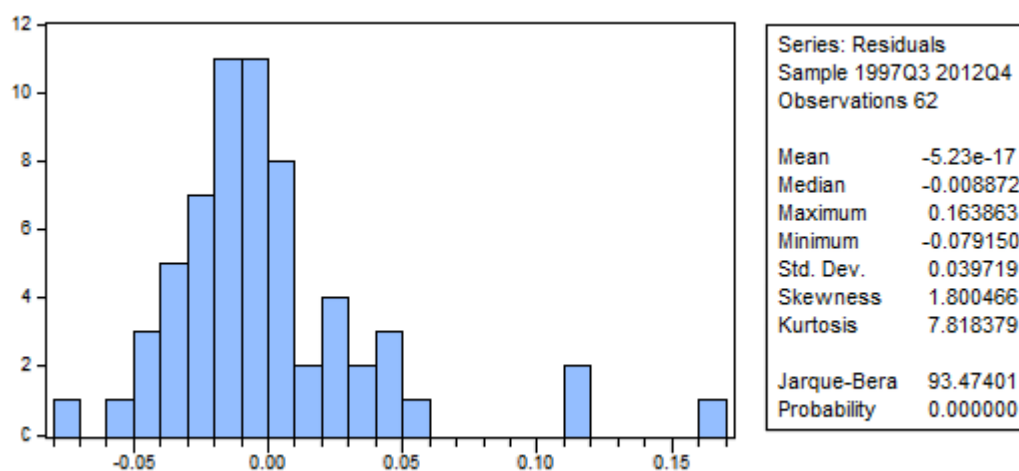
Componentes Individuais:

Dependent	R-squared	F(20,41)	Prob.	Chi-sq(20)	Prob.
res4*res4	0,3985	1,3580	0,1995	24,7051	0,2129
res5*res5	0,5296	2,3075	0,0116	32,8321	0,0352
res2*res1	0,2585	0,7148	0,7883	16,0288	0,7148
res3*res1	0,3631	1,1685	0,3270	22,5096	0,3135
res3*res2	0,3473	1,0906	0,3942	21,5302	0,3665
res4*res1	0,3357	1,0360	0,4461	20,8139	0,4082
res4*res2	0,2575	0,7109	0,7922	15,9647	0,7188
res4*res3	0,4130	1,4423	0,1578	25,6052	0,1793
res5*res1	0,4145	1,4512	0,1539	25,6982	0,1760
res5*res2	0,3549	1,1276	0,3612	22,0011	0,3405
res5*res3	0,5945	3,0054	0,0014	36,8588	0,0122
res5*res4	0,4403	1,6124	0,0966	27,2958	0,1271

Elaboração própria.

Gráfico 11 – Histograma dos Resíduos do VAR

H₀: O resíduo do VAR segue distribuição normal



Os resultados referentes ao grau de ajustamento do modelo indicam que os resíduos são bem comportados. Pelos testes realizados, rejeitou-se a existência de autocorrelação serial pelo teste de Portmanteau e não pode-se rejeitar a hipótese de não heterocedasticidade dos resíduos pelo teste de White. Entretanto, pela análise do histograma e pelo teste de Jarque-Bera rejeitou-se a hipótese de normalidade dos resíduos⁴⁸.

⁴⁸ A probabilidade do teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos apresentados no histograma é zero, isso indica que pode-se rejeitar a hipótese de normalidade dos resíduos para qualquer nível de significância. Os gráficos dos resíduos das variáveis da cointegração podem ser vistos no Apêndice VI

5.3 VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

A teoria desenvolvida na seção anterior apresenta um estado estacionário, ou uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e um conjunto de fundamentos macroeconômicos. A taxa de câmbio real é então definida como a taxa de câmbio real do estado estacionário condicionada a um vetor de valores permanentes para seus fundamentos.

Dada essa estrutura, precisa-se construir uma série de tempo para a taxa de câmbio real de equilíbrio utilizando dados da taxa de câmbio real atual e dados dos seus fundamentos.

Há uma visão central na abordagem de equação única: que a taxa de câmbio real de equilíbrio pode ser identificada econometricamente como uma função não observada dos fundamentos para a qual a taxa de câmbio real gravita ao longo do tempo.

Considerando o modelo 2, especificou-se a taxa de câmbio real de equilíbrio pelo vetor de correção de erros⁴⁹ da forma descrita na equação abaixo. Os resultados estão representados na Tabela 12.

$$\text{Log(TXCR)} = 2,63 \text{ Log(pel)} - 1,59 \text{ Log(tot)} - 1,36 \text{ Log(irc)} + 1,53 \text{ Log(pbm)} - 4,06 \quad (26)$$

(-5,34)
(1,66)
(1,77)
(-2,38)

Tabela 11 - Resultados Selecionados da Estimação por Cointegração

Estimativas das Relações de Cointegração ^{1/}	Coefficiente ^{2/}	Estatística t
Taxa de câmbio real	1,000	
Passivos estrangeiros líquidos	2,635	-5,344
Termos de troca	-1,590	1,658
Índice de restrição ao comércio	-1,355	1,774
Peso de bens monitorados no IPCA	1,531	-2,384
Constante	-4,063	

Elaboração própria.

1/ Variáveis em logaritmo.

2/ Um coeficiente negativo implica que um aumento na variável explicativa resulta em uma apreciação na taxa de câmbio real de equilíbrio.

Segundo os dados apresentados acima, tem-se que um aumento de 1% nos passivos estrangeiros líquidos deprecia a taxa de câmbio real de equilíbrio em 2,64%. Uma valorização

⁴⁹ Considerando duas defasagens, conforme critério de LR, FPE e Akaike, e também, tendência linear nos dados e no intercepto, mas sem tendência na equação de cointegração. O resultado completo do Modelo de Vetor de Correção de Erros pode ser visto no Apêndice VII.

de 1% no valor dos bens exportados em relação aos bens importados tende a apreciar a taxa de câmbio real de equilíbrio em 1,59%.

Um aumento do índice de proteção ao comércio em 1% irá apreciar a taxa de câmbio real de equilíbrio em cerca de 1,36%. Um aumento em 1% da participação de bens monitorados na composição do índice de inflação oficial – IPCA – irá depreciar a taxa de câmbio real de equilíbrio em 1,53%, pois há uma tendência de que os preços de bens administrados sejam comercializados com um preço abaixo do nível de mercado, e essa diminuição da taxa de inflação acarreta em uma depreciação cambial, conforme esperado.

Assim, consegue-se estabelecer um modelo de determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil para o período de 1997 a 2012. Para o valor da variável de passivo estrangeiro líquido de longo prazo, foi considerado o último valor da posição internacional de investimento e acumulou-se os valores previstos da conta corrente pelo relatório do *World Economic Outlook* do Fundo Monetário Internacional de abril de 2013 para o período de 2013 a 2018, ajustados pela estimativa do preço das commodities para o mesmo período⁵⁰.

Para o valor de longo prazo das demais variáveis – termos de troca, restrição ao comércio e peso de bens monitorados em relação ao IPCA – foram considerados os seus valores do último período da amostra⁵¹.

Nesse sentido, a Tabela 13 resume a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo do Brasil, bem como a taxa de câmbio real atual e o desalinhamento da taxa de câmbio atual e a taxa de câmbio real de equilíbrio calculada, em reais de 1997, conforme tabela a seguir:

Tabela 12 – Taxa de Câmbio Real de Equilíbrio e Desalinhamento da TXCR e TXCREQ

Variável ^{1/}		Coeficientes (β)	Fundamentos	$\beta * X$
Constante	C	-4,063		-4,063
Passivo estrangeiro líquido	PEL	2,635	1,426	3,757
Termos de troca	TOT	-1,590	0,080	-0,128
Índice de restrição ao comércio	IRC	-1,355	-1,151	1,560
Peso de bens monitorados no IPCA	PBM	1,531	-0,618	-0,945

⁵⁰ Detalhamento dos cálculos disponível no Apêndice X.

⁵¹ Assim como no trabalho de Lee et al (2008), o valor do passivo estrangeiro líquido de longo prazo foi retirado do WEO e os valores dos fundamentos de longo prazo das variáveis encontradas são os mesmos valores apresentados no último trimestre da amostra. Uma alternativa para se calcular o valor de longo prazo dos fundamentos seria aplicar a metodologia encontrada no trabalho de Gonzalo e Granger (1995), a qual possibilita decompor os fundamentos em componentes de efeito transitório e de efeito permanente.

Tabela 12 – Taxa de Câmbio Real de Equilíbrio e Desalinhamento da TXCR e TXCREQ (continuação)

Taxa de câmbio real de equilíbrio ^{2/}	TXCREQ	1,20
Taxa de câmbio real atual ^{2/}	TXCR	1,09
Apreciação da Taxa de Câmbio Real Atual		9,18%

Elaboração própria.

1/ Variáveis em logaritmo.

2/ Taxa em R\$ de 1997.

Portanto, a taxa de câmbio real de equilíbrio considerando os coeficientes encontrados resultou no valor de 1,20 e a taxa de câmbio real é de 1,09, portanto, temos que a taxa de câmbio real atual está apreciada em 9,18%.

Foram realizados alguns exercícios com os quatro modelos apresentados na Tabela 6 para se determinar o comportamento da taxa de câmbio real em relação a taxa de câmbio real de equilíbrio considerando dois cenários diferentes.

O primeiro deles considerou a hipótese alternativa para o valor dos fundamentos das variáveis como sendo a média dos seus valores para o período de 1997 a 2012, ao invés da projeção do *World Economic Outlook* de abril de 2013 do FMI para o passivo estrangeiro líquido do Brasil.

No segundo, retomando o debate da literatura nacional sobre a proteção e a taxa de câmbio real, fez-se uma simulação de como uma diminuição do grau de proteção interfere na taxa de câmbio real atual em relação à taxa de câmbio real de equilíbrio. Assim, diminui-se o nível de proteção de 7% encontrado no último trimestre de 2012 para 5% para os quatro modelos. Os resultados podem ser encontrados resumidamente na tabela 13, a seguir:

Tabela 13 – Cenários da TXCR em Relação à TXCREQ

	Fundamentos ^{1/}			
	Projeção WEO		Média 1997-2012	
	IRC	7,06%	5,00%	7,06%
Modelo 1	44,41%	61,79%	5,60%	28,57%
Modelo 2	9,18%	25,84%	5,86%	19,03%
Modelo 3	33,86%	50,62%	5,63%	24,05%
Modelo 4	18,24%	48,17%	6,46%	33,35%

Elaboração própria.

1/ (+) apreciação e (-) depreciação da TXCR em relação à TXCREQ.

A simulação dos valores dos fundamentos com a média de 1997 a 2012 mostrou que a taxa de câmbio real atual ainda se encontra apreciada em relação à sua taxa de câmbio real de equilíbrio para todos os modelos considerados. Entretanto, o grau de apreciação diminuiu para cerca de 5,86%.

Em relação ao grau de proteção, os resultados apresentados são condizentes com a literatura econômica, inclusive com o trabalho de Bacha (1970). Ao se diminuir a restrição ao comércio, há uma depreciação da taxa de câmbio real de equilíbrio e, portanto, podemos observar em todos os modelos que houve uma ampliação da apreciação cambial da taxa de câmbio real em relação à sua taxa de equilíbrio.

Tendo como base a taxa de câmbio apresentada em Corden (1997), que considera a existência de três categorias de bens - importáveis, comercializáveis e não comercializáveis -, quando há uma maior abertura comercial temos que o preço relativo de bens comercializáveis em relação ao preço de bens não comercializáveis diminui, o que leva a uma apreciação cambial.

Todos os modelos apresentados e suas variações indicam que a taxa de câmbio real do quarto trimestre de 2012 estava apreciada em relação à sua taxa de câmbio real de equilíbrio. Resultado corroborado em alguns trabalhos recentes sobre a taxa de câmbio real brasileira, como os de Marçal (2011,2012) que indicam que a taxa de câmbio real brasileira estava apreciada em relação à sua taxa de equilíbrio no final de 2010.

6. CONCLUSÕES

O objetivo principal deste trabalho foi o de se avaliar os fundamentos da taxa de câmbio real do Brasil a partir de séries temporais observadas para o período de 1997 a 2012, bem como encontrar as elasticidades na determinação da variação da taxa de câmbio, por meio da abordagem comportamental da taxa de câmbio real de equilíbrio. Além disso, com o auxílio dessa abordagem determinou-se a taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil em 2012, bem como o seu desalinhamento e o seu comportamento diante de um decréscimo na restrição ao comércio.

Assim, foi feita uma breve análise da relevância e atual perspectiva da taxa de câmbio real no Brasil, os diferentes regimes cambiais e a revisão dos trabalhos nacionais e internacionais sobre a importância e a determinação da taxa de câmbio real. Foram apresentados, também, alguns trabalhos empíricos do âmbito do Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais do FMI, os quais determinam a taxa de câmbio real de equilíbrio a partir da abordagem comportamental e analisam suas consequências para as economias em estudo.

Ao se analisar as variáveis adotadas por Lee et al (2008) e aplicá-las ao caso brasileiro, chegou-se à conclusão de que as variáveis passivos estrangeiros líquidos, termos de troca, índice de restrição ao comércio e peso de bens monitorados no índice de inflação oficial – IPCA – são importantes elementos que explicam as variações na taxa de câmbio e ajudam a determinar a taxa de câmbio real de equilíbrio.

Por meio do modelo vetor auto-regressivo e do método de cointegração de Johansen (1995) foram estimadas as elasticidades das variáveis explicativas citadas acima. Segundo os resultados encontrados, o aumento de 1% nos passivos estrangeiros líquidos deprecia a taxa de câmbio real de equilíbrio em 2,64%. Uma valorização de 1% no valor dos bens exportados em relação aos bens importados tende a apreciar a taxa de câmbio real de equilíbrio em 1,59%. Já um aumento do índice de proteção ao comércio em 1% irá apreciar a taxa de câmbio real de equilíbrio em cerca de 1,36%. Um aumento em 1% da participação de bens monitorados na composição do índice de inflação oficial – IPCA – irá depreciar a taxa de câmbio real de equilíbrio em 1,53%.

Posteriormente, a partir dos fundamentos considerados significativos para explicar a variação da taxa de câmbio real, pelo modelo de vetor de correção de erros, foi determinada a taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil em 2012 em dois cenários diferentes.

No primeiro cenário, utilizando-se o método adotado em Lee et al (2008), o valor estimado da posição internacional de investimento de longo prazo do Brasil levou em consideração o resultado do último período de 2012 e a soma das projeções de *déficits* de transações correntes e da corrente de comércio retiradas do relatório de perspectivas econômicas globais do FMI até 2018. Para os valores fundamentais de longo prazo das demais variáveis considerou-se o valor da última observação de 2012. Esse cenário mostrou uma valorização de cerca de 9,18% da taxa de câmbio real em relação à sua taxa de equilíbrio.

No outro cenário estabeleceram-se os valores de longo prazo como os valores médios das variáveis para o período de análise de 1997 a 2012. Nesse cenário, a apreciação da taxa de câmbio real em relação à sua taxa de equilíbrio foi de cerca de 5,86%.

Posteriormente, retomando o debate da literatura sobre a influência do grau de abertura comercial do Brasil na taxa de câmbio, constatou-se que, para manter a taxa de câmbio real em um mesmo nível em um cenário de diminuição da restrição ao comércio, a taxa de câmbio deve ser depreciada. Isto pôde ser corroborado, por meio de uma simulação em que se reduziu o nível de restrição comercial de 7% para 5%. Em ambos os cenários relatados acima, constatou-se um aumento da apreciação cambial em relação ao nível inicial, atingindo 25,84% e 19,03%, respectivamente.

Deve ser notado que a série de tempo utilizada é relativamente curta, e caso outras variáveis sejam consideradas, como por exemplo o controle dos fluxos de capitais ou a taxa de investimento sobre o PIB, pode-se chegar a resultados diferentes do que foi encontrado no presente trabalho. Além disso, percebe-se que um sistemático desalinhamento da taxa de câmbio real de equilíbrio pode acontecer, pois todas as variáveis utilizadas são dinâmicas e os seus valores de equilíbrio de longo prazo estão em constante mudança.

Os resultados contribuem para o debate sobre determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio brasileira e seu eventual desalinhamento, bem como para aplicação da abordagem comportamental da taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil.

Cabe ressaltar ainda que este trabalho possibilita futuras pesquisas sobre o tema. Primeiramente, a metodologia de Gonzalo e Granger (1995) de estimação dos valores de longo prazo das variáveis explicativas pode ser utilizada para tentar obter melhores resultados.

Seria interessante, também, adotar outros métodos de estimação como, por exemplo, o método de sustentabilidade externa (equilíbrio externo) e o macroeconômico (equilíbrio interno) apresentados em Lee et al (2008) no âmbito do Grupo Consultivo sobre Questões Cambiais do FMI para verificar se os resultados são coerentes com o que foi encontrado neste trabalho.

Em segundo lugar, outras variáveis podem ser incluídas no modelo, assim como diferentes índices de preços, tais como o índice de preços ao produtor e o custo unitário do trabalho, devem ser considerados para se encontrar a taxa de câmbio real e, posteriormente, sua taxa de equilíbrio.

Por fim, apesar da dificuldade de se estimar precisamente o grau de desalinhamento da taxa de câmbio real, os resultados encontrados neste trabalho mostram evidências de que a taxa de câmbio real do Brasil se encontrava apreciada em relação à sua taxa de câmbio real de equilíbrio no final de 2012.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALSHEHABI, O.; DING, S. Estimating Equilibrium Exchange Rates for Armenia and Georgia. **IMF Working Paper** n. 08/110, 2008.

BACHA, E. Taxas de câmbio de equilíbrio: formulação teórica e exemplificação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 24, n.1, p. 145-153, 1970.

BACHA, E.; TAYLOR, L. Shadow Prices of foreign exchange: an evolution of current theories. **Quarterly Journal of Economics**, v. 85, n.2, p. 197-224, 1971.

BAFFES, J.; ELBADAWI I.; O'CONNELL S. Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate. In: HINKLE, L.; MONTIEL, P. **Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries**, New York, Oxford University Press, 1999.

BALASSA, B. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. **Journal of Political Economy**, v.72, n.6, p.584-596, 1964.

BARBOSA, F. H.; FREIXO, C. S. Paridade do Poder de Compra: O Modelo de Revisão Não Linear para o Brasil. **Economia**, v.5, n.3, p.75-116, 2004.

BRANDÃO, A. S. P.; CARVALHO, J. L. Uma Estimativa da Taxa de Câmbio de Equilíbrio de Livre Comércio para o Brasil, 1960-83. **Revista Brasileira de Economia**, v.43, n.1, p.3-18, 1989.

BUENO R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**, São Paulo, Brasil: Cengage Learning Edições Ltda, 2008, 299 p.

BUSSIÈRE, M.; CA`ZORZI, M; CHUDIK, A. Methodological Advances in the Assessment of Equilibrium Exchange Rates. **European Central Bank Working Paper**, n. 1151, 2010.

CASSEL, G. Abnormal Deviations in International Exchanges. **The Economic Journal**, v.28, n.112, p.413-415, 1918.

CERRA, V.; SAXENA, S. C. What Caused the 1991 Currency Crisis in India?. **IMF Working Paper**, n. 00/157, 2000.

CHINN, M.; WEI, S. J. A Faith-Based Initiative: Does a Flexible Exchange Rate Regime Really Facilitate Current Account Adjustment?. **National Bureau of Economic Research**, n.14420, 2008.

CHOUDHRI, E. U.; KHAN, M. S. Real Exchange Rates In Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?. **IMF Working Paper**, n.04/188, 2004.

CHUDI, A.; MONGARDINI, J. In Search of Equilibrium: Estimating Equilibrium Real Exchange Rates in Sub-Saharan African Countries. **IMF Working Paper**, n. 07/90, 2007.

CLARK, P.B.; MacDONALD, R. Exchange Rates and Economic Fundamentals: a Methodological Comparison of BEERS and FEERS. In: STEIN, J. L.; MacDONALD, R. **Equilibrium Real Exchange Rates**, Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, p. 209-40, 1999.

CORDEN, W. M. Trade Policy and Economic Welfare. Oxford, United Kingdom: Clarendon Press, 1997, 301 p.

DELÉCHAT, C.; GAERTNER, M. Exchange Rate Assessment in a Resource-Dependent Economy: The Case of Botswana. **IMF Working Paper**, n.08/83, 2008.

DI BELLA, G.; LEWIS, M.; MARTIN, A. Assessing Competitiveness and Real Exchange Rate Misalignment in Low-Income Countries. **IMF Working Paper**, n.07/201, 2007.

DRIVER, R.; WESTAWAY, P. Concepts of Equilibrium Exchange Rate. **Bank of England Working Paper**, n.248, 2004.

EDWARDS, S. Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries, Cambridge, **Massachusetts: MIT Press**, 1989.

EDWARDS, S. Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries. In: WILLIAMSON J. **Estimating Equilibrium Exchange Rates**, pp.61-91, 1994.

FEIJÓ, F.; MORALES, R. A Validade da Paridade do Poder de Compra no Brasil Pós-Plano Real. **SINERGIA**, Revista do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis, v. 12 (1), p. 39 - 49, 2008.

GONZALO, J.; GRANGER, C. Estimation of Common Long-Memory Components. In: Cointegrated Systems. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.13, n.1, p.27-35, 1995.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo, Brasil: Makron Books, 2000, 846 p.

HARBERGER, A. Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade. **Journal of Political Economy**, v. 58, n. 1, p. 47-60, 1950.

IIMI, A. Exchange Rate Misalignment: An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Botswana. **IMF Working Paper**, n.06/140, 2006.

JOHANSEN, S. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford, United Kingdom: Oxford University Press, 1995, 267 p.

KIRCHGÄSSNER, G.; WOLTERS, J. **Introduction to Modern Time Series Analysis**, Springer, Berlin, 2007, 286 p.

LANE, P.; MILESI-FERRETTI, G. The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004. **Journal of International Economics**, v. 73, n.2, p.223-250, 2007.

LEE J.; MILESI-FERRETTI, G., M.; OSTRY, J.; PRATI, A.; RICCI, L. A. Exchange Rate Methodologies: Consultative Group on Exchange Rate Assessments. **International Monetary Fund**, 2008.

MACDONALD, R. What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It. **IMF Working Paper**, n.97/21, 1997.

MALAN, P. S.; BERGSMAN, J. The Structure of Protection in Brazil. In: BALASSA B. and Associates. **The Structure of Protection in Developing Countries**. The Johns Hopkins University Press, pp. 103-136, 1971.

MARÇAL, E. F. Estimando o Desalinhamento Cambial a partir de Modelos Multivariados com Cointegração. **Texto para Discussão do IPEA**, n.1666, 2011.

MARÇAL, E.F. Estimando o Desalinhamento Cambial para Países Seleccionados Utilizando Análise Baseada em Fundamentos. **Nota Técnica IPEA**, n.10, 2012.

MEADE, J. E. **The Theory of International Economic Policy**. vol 1: The Balance of Payments. New York: Oxford University Press, 1951.

MELO, Fabiana X. D. D. A Taxa Virtual: Uma Alternativa para a Taxa de Câmbio de Equilíbrio. 22º Prêmio BNDES de Economia, 1999.

MONTIEL, P. J. The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Theory and Measurement. In Mohsin S. Khan, Saleh M. Nsouli, and Chorng-Huey Wong (ed.), **Macroeconomic Management Programmes and Policies**. International Monetary Fund p.307–344, 2002.

OSTRY, J. D. Government Purchases and Relative Prices in a Two-Country World. **Economic Record**, v.70, n.209, p.149–161, 1994.

PAULA PINTO, M. B. A taxa de câmbio virtual. **Revista Brasileira de Economia**, v.43, n.1, p.19-30, 1989.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v.75, n.2, p.335-346, 1988.

RAHMAN, J. Current Account Developments in New Member States of the European Union: Equilibrium, Excess and EU-Phoria. **IMF, Working Paper**, n. 92, 2008.

RAPETTI, K.; SKOTT, P.; RAZMI, A. The Real Exchange Rate and Economic Development. **Structural Change and Economic Dynamics**, n.23, p. 151-169, 2012.

ROE, T.; GREENE, D. The estimation of a Shadow Equilibrium Exchange Rate: A Direct Method. **Department of Agricultural and Applied Economics Staff Paper Series**, p.45-86, 1986.

ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. **Journal of Economic Literature**, v.34, n.2, p.647-668, 1996.

SAADI-SEDIK, T.; PETRI, M. To Smooth or Not to Smooth—The Impact of Grants and Remittances on the Equilibrium Real Exchange Rate in Jordan. **IMF Working Paper**, n. 06/257, 2006.

SACHS, J. D.; WARNER, A. Economic Reform and the Process of Global Integration. **Brookings Papers on Economic Activity: 1**, Brookings Institution, pp. 1–118, 1995.

SALTO, M.; TURRINI, A. Comparing Alternative Methodologies for Real Exchange Rate Assessment. **European Commission Economic Papers**, n.427, 2010.

SAMUELSON, P. A. Theoretical Notes on Trade Problems. **The Review of Economics and Statistics**, v.46, n.2, p.145-154, 1964.

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. Purchasing Power Parity and The Real Exchange Rate. **IMF Working Paper**, v.49, n.1, p.65-105, 2002.

SARNO L.; TAYLOR, M. P. **The Economics of Exchange Rate**. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2003, 318 p.

SICSÚ, J; STUDART, R; CARVALHO, F; SOUZA, F. E.; DE PAULA, L. F. **Economia Monetária e Financeira**. 2ª. ed. Rio de Janeiro: Campus Ltda, 2007.

SHIN, Y. A Residual-Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of no Cointegration. **Econometric Theory**, v.10, n.01, p.91-115. 1994.

SIREGAR, R. The Concepts of Equilibrium Exchange Rate: A Survey of Literature. **South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre Staff Papers**, n. sp81, 2011.

SKIENDZIEL, A. G. L. **Estimativas de Elasticidade de Oferta e Demanda de Exportações e Importações Brasileiras**. 2008. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade de Brasília, Brasília, 2008.

WACZIARG, R.; WELCH, K. H. Trade Liberalization and Growth: New Evidence. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n.10152, 2003.

APÊNDICE I

TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Esta parte demonstra os testes de raízes unitárias das variáveis do modelo, passivo estrangeiro líquido, produtividade, termos de troca, consumo do governo, índice de restrição ao comércio e peso de bens monitorados no IPCA. A hipótese nula para os testes é de que a série é não estacionária.

PEL: Estacionária em primeira diferença. Ou seja, Integrada de ordem 1, ou I(1).

Em nível t-calculado: $-2,15 > -2,91$:t-crítico, portanto, não se aceita a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: LOG_NFA_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.149197	0.2268
Test critical values:		
1% level	-3.542097	
5% level	-2.910019	
10% level	-2.592645	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_NFA_)
 Method: Least Squares
 Date: 07/23/13 Time: 01:06
 Sample (adjusted): 1997Q4 2012Q4
 Included observations: 61 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_NFA_(-1)	-0.201104	0.093572	-2.149197	0.0359
D(LOG_NFA_(-1))	0.249792	0.113198	2.206681	0.0314
D(LOG_NFA_(-2))	-0.427481	0.117408	-3.640980	0.0006
C	0.269475	0.125453	2.148015	0.0360
R-squared	0.365801	Mean dependent var		0.001463
Adjusted R-squared	0.332422	S.D. dependent var		0.079151
S.E. of regression	0.064671	Akaike info criterion		-2.575690
Sum squared resid	0.238392	Schwarz criterion		-2.437272
Log likelihood	82.55855	Hannan-Quinn criter.		-2.521443
F-statistic	10.95905	Durbin-Watson stat		1.918066
Prob(F-statistic)	0.000009			

Segue-se para o teste em primeira diferença.

Em primeira diferença o t-calculado: $-9,54 > -2,91$:t-crítico, portanto aceita-se a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: D(LOG_NFA_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.540032	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.542097	
5% level	-2.910019	
10% level	-2.592645	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_NFA_,2)
 Method: Least Squares
 Date: 07/23/13 Time: 01:08
 Sample (adjusted): 1997Q4 2012Q4
 Included observations: 61 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_NFA_(-1))	-1.379181	0.144568	-9.540032	0.0000
D(LOG_NFA_(-1),2)	0.543990	0.107344	5.067746	0.0000
C	0.000440	0.008537	0.051544	0.9591
R-squared	0.617579	Mean dependent var		0.000779
Adjusted R-squared	0.604392	S.D. dependent var		0.105979
S.E. of regression	0.066658	Akaike info criterion		-2.530557
Sum squared resid	0.257710	Schwarz criterion		-2.426744
Log likelihood	80.18199	Hannan-Quinn criter.		-2.489872
F-statistic	46.83267	Durbin-Watson stat		1.988681
Prob(F-statistic)	0.000000			

PROD: Estacionária em primeira diferença. Ou seja, Integrada de ordem 1, ou I(1).

Em nível t-calculado: $0,53 > -2,91$:t-crítico, portanto não se aceita a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: LOG_PROD_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.529478	0.9864
Test critical values: 1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Segue-se para o teste em primeira diferença.

Em primeira diferença o t-calculado: $-3,64 > -2,91$: t-crítico, portanto aceita-se a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: D(LOG_PROD_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.636615	0.0078
Test critical values: 1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

TOT: Estacionária em primeira diferença. Ou seja, Integrada de ordem 1, ou I(1).

Em nível t-calculado: $-0,76 > -2,91$:t-crítico, portanto não se aceita a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: LOG_TOT_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.755867	0.8243
Test critical values:		
1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Segue-se para o teste em primeira diferença.

Em primeira diferença o t-calculado: $-6,60 > -2,91$:t-crítico, portanto aceita-se a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: D(LOG_TOT_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.603981	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.540198	
5% level	-2.909206	
10% level	-2.592215	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

CONS: Estacionária em primeira diferença. Ou seja, Integrada de ordem 1, ou I(1).

Em nível t-calculado: $-1,46 > -2,91$:t-crítico, portanto não se aceita a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: LOG_CONS_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.461133	0.5462
Test critical values:		
1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Segue-se para o teste em primeira diferença.

Em primeira diferença o t-calculado: $-4,96 > -2,91$:t-crítico, portanto aceita-se a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: D(LOG_CONS_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.956930	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

IRC: Estacionária em primeira diferença. Ou seja, Integrada de ordem 1, ou I(1).

Em nível t-calculado: $-1,34 > -2,91$:t-crítico, portanto não se aceita a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: LOG_IRC_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.340483	0.6054
Test critical values: 1% level	-3.540198	
5% level	-2.909206	
10% level	-2.592215	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Segue-se para o teste em primeira diferença.

Em primeira diferença o t-calculado: $-10,52 > -2,91$:t-crítico, portanto aceita-se a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: D(LOG_IRC_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.52003	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.540198	
5% level	-2.909206	
10% level	-2.592215	

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

PBM: Estacionária em primeira diferença. Ou seja, Integrada de ordem 1, ou I(1).

Em nível t-calculado: $-2,79 > -2,91$:t-crítico, portanto não se aceita a hipótese nula de estacionariedade da série.

Null Hypothesis: LOG_PMIPCA_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.797325	0.0644
Test critical values: 1% level	-3.538362	
5% level	-2.908420	
10% level	-2.591799	

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

Segue-se para o teste em primeira diferença.

Em primeira diferença o t-calculado: $-7,32 > -2,91$:t-crítico, portanto aceita-se a hipótese nula de estacionariedade da série.

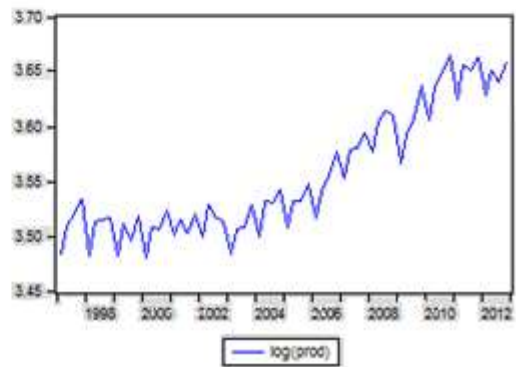
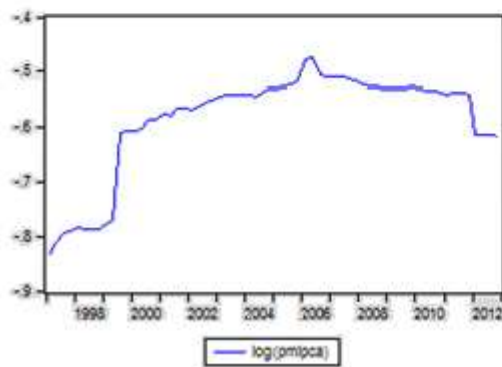
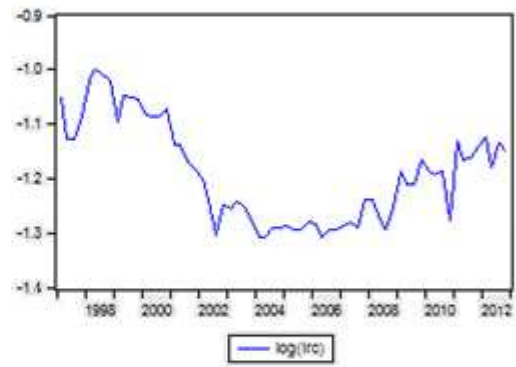
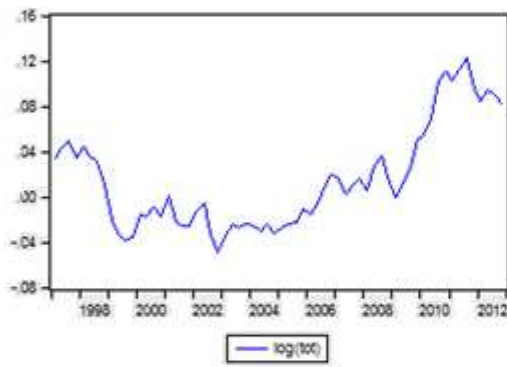
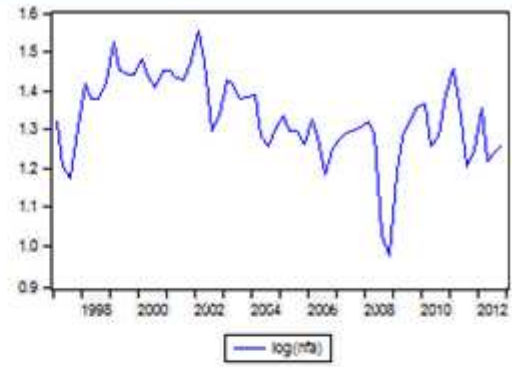
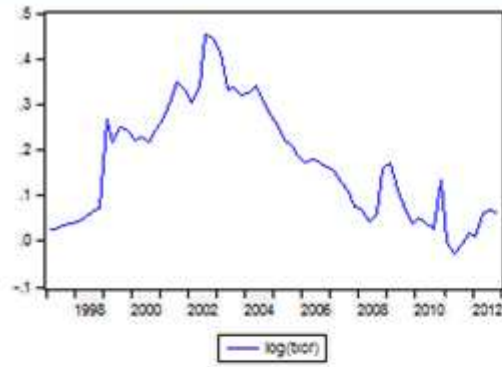
Null Hypothesis: D(LOG_PMIPCA_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.325819	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.540198	
5% level	-2.909206	
10% level	-2.592215	

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

APÊNDICE II

GRÁFICO DAS VARIÁVEIS



APÊNDICE III

TESTE DE COINTEGRAÇÃO COM OPÇÃO DE TENDÊNCIA DETERMINÍSTICA

Nº 4

Sample (adjusted): 1997Q4 2012Q4
 Included observations: 61 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: LOG_TXCR_ LOG_NFA_ LOG_TOT_ LOG_IRC_ LOG_PROD_ LOG_PMIPCA_
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.583541	150.5550	117.7082	0.0001
At most 1 *	0.397451	97.12110	88.80380	0.0110
At most 2 *	0.356599	66.21934	63.87610	0.0313
At most 3	0.241058	39.31909	42.91525	0.1094
At most 4	0.215663	22.49351	25.87211	0.1245
At most 5	0.118235	7.675636	12.51798	0.2793

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.583541	53.43394	44.49720	0.0042
At most 1	0.397451	30.90176	38.33101	0.2765
At most 2	0.356599	26.90025	32.11832	0.1899
At most 3	0.241058	16.82559	25.82321	0.4725
At most 4	0.215663	14.81787	19.38704	0.2037
At most 5	0.118235	7.675636	12.51798	0.2793

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 894.4566

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG_TXCR_	LOG_NFA_	LOG_TOT_	LOG_IRC_	LOG_PROD_	LOG_PMIPCA_	@TREND(97Q2)
1.000000	-3.601304	6.923031	1.771419	-1.740122	1.377121	-0.012784
	(0.48318)	(2.15749)	(0.69923)	(3.41862)	(1.00283)	(0.00949)

APÊNDICE IV

TESTE DE COINTEGRAÇÃO DO MODELO 1

Date: 04/27/13 Time: 12:59

Sample (adjusted): 1997Q4 2012Q4

Included observations: 61 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LOG_TXCR_ LOG_NFA_ LOG_TOT_ LOG_IRC_ LOG_PMIPCA_ LOG_PROD_

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.577482	125.0143	95.75366	0.0001
At most 1 *	0.356604	72.46137	69.81889	0.0303
At most 2	0.251174	45.56070	47.85613	0.0809
At most 3	0.229624	27.91654	29.79707	0.0811
At most 4	0.135816	12.00304	15.49471	0.1568
At most 5	0.049533	3.098914	3.841466	0.0783

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.577482	52.55294	40.07757	0.0012
At most 1	0.356604	26.90068	33.87687	0.2687
At most 2	0.251174	17.64416	27.58434	0.5249
At most 3	0.229624	15.91350	21.13162	0.2300
At most 4	0.135816	8.904130	14.26460	0.2942
At most 5	0.049533	3.098914	3.841466	0.0783

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LOG_TXCR_	LOG_NFA_	LOG_TOT_	LOG_IRC_	LOG_PMIPCA_	LOG_PROD_
-4.012529	17.28060	-37.95168	-10.05908	-5.335075	31.22339
9.629665	-9.764097	44.15702	2.910913	15.25598	-20.76798
-12.85832	10.78884	2.380552	-23.91051	-10.16561	-1.039519
-10.74918	2.491879	26.44475	10.74336	26.56132	-38.01614
-2.302205	-4.807704	-58.17732	8.122354	-5.628116	48.34434
-13.98450	0.385673	-7.881933	-4.353919	13.11128	-36.60027

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG_TXCR_)	-0.004728	-0.020774	-0.004450	0.008943	-0.001183	-0.003247
D(LOG_NFA_)	-0.027856	0.008868	-0.017319	-0.009640	0.005056	-0.000854
D(LOG_TOT_)	0.003122	0.002202	0.000202	0.001006	0.003184	0.000892
D(LOG_IRC_)	-0.009535	0.009035	0.008476	-0.008999	0.002524	-0.000338
D(LOG_PMIP...)	0.003709	-0.006776	-0.000632	-0.005735	0.000735	0.001235
D(LOG_PRO...)	-0.001549	0.000980	0.000605	0.003093	-0.000145	0.002886

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 894.0160

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG_TXCR_	LOG_NFA_	LOG_TOT_	LOG_IRC_	LOG_PMIPCA_	LOG_PROD_
1.000000	-4.306662	9.458296	2.506918	1.329604	-7.781474
	(0.59239)	(2.62138)	(0.83825)	(1.09140)	(2.43067)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG_TXCR_)	0.018972
	(0.02536)
D(LOG_NFA_)	0.111773
	(0.02979)
D(LOG_TOT_)	-0.012527
	(0.00630)
D(LOG_IRC_)	0.038259
	(0.01835)
D(LOG_PMIP...)	-0.014884
	(0.01044)
D(LOG_PRO...)	0.006215
	(0.00860)

APÊNDICE V

BETA E ALFA DOS MODELOS 3 E 4

Tabela A1 – Beta e Alfa da Cointegração Multivariada Sem a Variável PBM

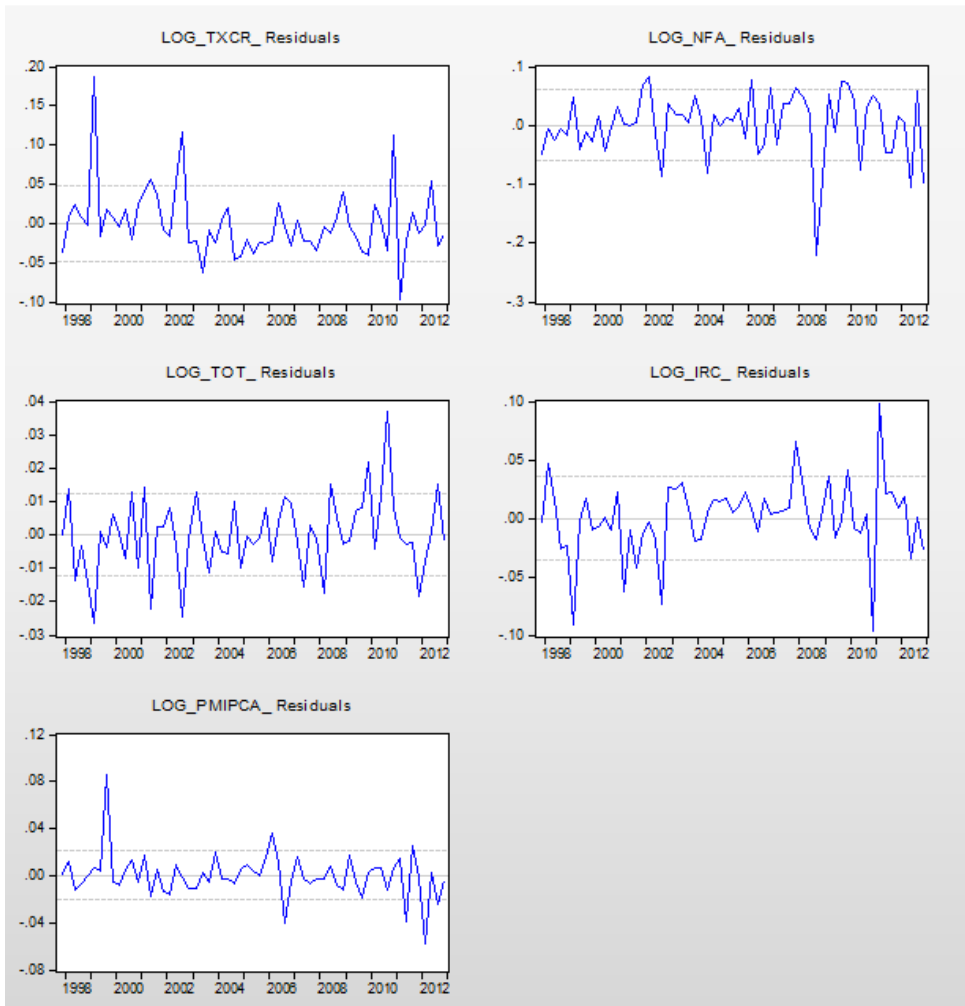
1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	727.3211		
<hr/>				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LOG_TXCR_	LOG_NFA_	LOG_PROD_	LOG_TOT_	LOG_IRC_
1.000000	-3.619205 (0.49246)	-4.833938 (1.49996)	6.150364 (1.82382)	1.953001 (0.58953)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LOG_TXCR_)	0.030100 (0.02766)			
D(LOG_NFA_)	0.120614 (0.03297)			
D(LOG_PROD_)	0.004357 (0.00952)			
D(LOG_TOT_)	-0.015773 (0.00702)			
D(LOG_IRC_)	0.041537 (0.02019)			

Tabela A2 – Beta e Alfa da Cointegração Multivariada Sem as Variáveis PROD e PBM

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	535.9513	
<hr/>			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LOG_TXCR_	LOG_NFA_	LOG_TOT_	LOG_IRC_
1.000000	-3.100484 (0.50091)	0.508929 (0.89915)	3.047218 (0.50599)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LOG_TXCR_)	0.050603 (0.03342)		
D(LOG_NFA_)	0.175343 (0.04183)		
D(LOG_TOT_)	-0.009889 (0.00923)		
D(LOG_IRC_)	0.031794 (0.02547)		

APÊNDICE VI

RESÍDUOS DA COINTEGRAÇÃO MULTIVARIADA



APÊNDICE VII

VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

Vector Error Correction Estimates
 Date: 05/19/13 Time: 20:00
 Sample (adjusted): 1997Q4 2012Q4
 Included observations: 61 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LOG_TXCR_(-1)	1.000000				
LOG_PEL_(-1)	-2.635236 (0.49316) [-5.34358]				
LOG_TOT_(-1)	1.589929 (0.95866) [1.65849]				
LOG_IRC_(-1)	1.354528 (0.76338) [1.77439]				
LOG_PBM_(-1)	-1.530630 (0.64198) [-2.38424]				
C	4.063003				
Error Correction:	D(LOG_TXCR_)	D(LOG_PEL_)	D(LOG_TOT_)	D(LOG_IRC_)	D(LOG_PBM_)
CointEq1	0.041218 (0.03343) [1.23302]	0.164521 (0.04219) [3.89936]	-0.016651 (0.00868) [-1.91771]	0.053180 (0.02454) [2.16731]	0.002264 (0.01454) [0.15568]
D(LOG_TXCR_(-1))	-0.207985 (0.23970) [-0.86770]	-0.351857 (0.30253) [-1.16304]	-0.045491 (0.06226) [-0.73069]	0.195204 (0.17594) [1.10947]	-0.028455 (0.10427) [-0.27289]
D(LOG_TXCR_(-2))	-0.165860 (0.22527) [-0.73628]	0.281728 (0.28432) [0.99088]	-0.009830 (0.05851) [-0.16801]	-0.024525 (0.16535) [-0.14832]	0.206600 (0.09799) [2.10829]
D(LOG_PEL_(-1))	-0.134464 (0.09789) [-1.37362]	0.325462 (0.12355) [2.63421]	0.009230 (0.02543) [0.36300]	0.052209 (0.07185) [0.72659]	-0.061522 (0.04258) [-1.44475]
D(LOG_PEL_(-2))	0.021298 (0.09572) [0.22250]	-0.331509 (0.12082) [-2.74385]	-0.008312 (0.02486) [-0.33432]	0.082059 (0.07026) [1.16786]	0.097215 (0.04164) [2.33456]
D(LOG_TOT_(-1))	-0.231112 (0.60748)	-0.102695 (0.76673)	0.033694 (0.15778)	0.176671 (0.44591)	0.044882 (0.26426)

		[-0.38044]	[-0.13394]	[0.21354]	[0.39620]	[0.16984]
D(LOG_TOT_(-2))	-0.179644 (0.58658) [-0.30626]	1.035404 (0.74035) [1.39853]	-0.076866 (0.15235) [-0.50452]	0.402486 (0.43057) [0.93479]	-0.234084 (0.25517) [-0.91737]	
D(LOG_IRC_(-1))	-0.102442 (0.29200) [-0.35083]	-0.450311 (0.36855) [-1.22185]	0.064721 (0.07584) [0.85336]	-0.221680 (0.21434) [-1.03426]	-0.000141 (0.12702) [-0.00111]	
D(LOG_IRC_(-2))	-0.208576 (0.24591) [-0.84819]	-0.112068 (0.31037) [-0.36108]	0.066160 (0.06387) [1.03585]	-0.111189 (0.18050) [-0.61600]	-0.108779 (0.10697) [-1.01689]	
D(LOG_PBM_(-1))	-0.061527 (0.27229) [-0.22596]	0.375738 (0.34367) [1.09331]	-0.056565 (0.07072) [-0.79981]	0.130652 (0.19987) [0.65369]	0.167708 (0.11845) [1.41586]	
D(LOG_PBM_(-2))	-0.102226 (0.26254) [-0.38937]	0.146984 (0.33137) [0.44357]	0.118050 (0.06819) [1.73115]	-0.088256 (0.19271) [-0.45796]	-0.022978 (0.11421) [-0.20119]	
C	0.001271 (0.00633) [0.20072]	-0.002189 (0.00799) [-0.27382]	0.000484 (0.00165) [0.29392]	-0.001345 (0.00465) [-0.28932]	0.002526 (0.00276) [0.91668]	
R-squared	0.151454	0.521550	0.321010	0.280414	0.380578	
Adj. R-squared	-0.039036	0.414143	0.168583	0.118874	0.241524	
Sum sq. Resids	0.112897	0.179846	0.007616	0.060828	0.021364	
S.E. equation	0.048000	0.060583	0.012467	0.035233	0.020881	
F-statistic	0.795076	4.855827	2.105996	1.735883	2.736904	
Log likelihood	105.3554	91.15380	187.5894	124.2172	156.1307	
Akaike AIC	-3.060834	-2.595207	-5.757029	-3.679253	-4.725596	
Schwarz SC	-2.645580	-2.179953	-5.341775	-3.264000	-4.310342	
Mean dependent	0.000438	0.001463	0.000509	-0.000421	0.002899	
S.D. dependent	0.047090	0.079151	0.013673	0.037535	0.023976	
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.34E-16				
Determinant resid covariance		7.84E-17				
Log likelihood		698.3135				
Akaike information criterion		-20.76438				
Schwarz criterion		-18.51508				

APÊNDICE VIII

VARIÁVEIS

Data		TXCN ^{1/}	TXCR ^{2/}	TXCR (1997=100)	PEL ^{3/}	PROD ^{4/}	TOT ^{5/}	CONS ^{6/}	IRC ^{7/}	PBM ^{8/}
1997	I	1,05	1,05	100,00	21,02	3.046,25	1,08	0,14	0,09	0,15
1997	II	1,07	1,05	100,11	15,91	3.233,48	1,10	0,13	0,07	0,15
1997	III	1,09	1,08	102,25	14,95	3.316,14	1,12	0,13	0,07	0,16
1997	IV	1,11	1,09	103,27	20,19	3.420,80	1,08	0,16	0,08	0,16
1998	I	1,13	1,10	104,21	26,22	3.035,55	1,11	0,15	0,10	0,16
1998	II	1,15	1,11	105,78	23,91	3.265,88	1,09	0,14	0,10	0,16
1998	III	1,17	1,15	109,38	23,84	3.279,52	1,07	0,14	0,10	0,16
1998	IV	1,20	1,17	111,72	26,44	3.284,86	1,03	0,17	0,10	0,16
1999	I	1,92	1,84	175,12	33,33	3.040,55	0,95	0,14	0,08	0,17
1999	II	1,72	1,64	155,92	28,36	3.252,56	0,93	0,13	0,09	0,17
1999	III	1,88	1,77	168,66	27,59	3.135,33	0,91	0,14	0,09	0,25
1999	IV	1,89	1,74	165,60	27,61	3.295,69	0,92	0,17	0,09	0,25
2000	I	1,77	1,65	156,62	30,42	3.016,89	0,96	0,14	0,08	0,25
2000	II	1,81	1,68	160,08	27,42	3.220,06	0,96	0,13	0,08	0,25
2000	III	1,81	1,65	156,57	25,65	3.206,46	0,98	0,14	0,08	0,26
2000	IV	1,94	1,75	166,10	28,17	3.338,73	0,96	0,17	0,08	0,26
2001	I	2,06	1,85	175,94	28,37	3.166,03	1,00	0,14	0,07	0,27
2001	II	2,28	2,04	194,12	26,99	3.274,99	0,95	0,14	0,07	0,26
2001	III	2,55	2,23	212,36	26,89	3.183,95	0,94	0,15	0,07	0,27
2001	IV	2,52	2,14	203,27	30,01	3.309,94	0,94	0,18	0,07	0,27
2002	I	2,36	2,00	190,17	35,84	3.156,48	0,97	0,15	0,06	0,27
2002	II	2,58	2,16	205,63	30,01	3.386,37	0,99	0,14	0,06	0,28
2002	III	3,45	2,84	269,99	19,83	3.287,31	0,93	0,15	0,05	0,28
2002	IV	3,60	2,78	264,71	21,67	3.264,46	0,89	0,18	0,06	0,28
2003	I	3,48	2,60	247,54	26,85	3.047,59	0,92	0,14	0,06	0,29
2003	II	2,91	2,14	203,41	26,13	3.208,95	0,94	0,14	0,06	0,29
2003	III	2,95	2,16	205,35	23,95	3.224,23	0,94	0,15	0,06	0,29
2003	IV	2,90	2,09	198,36	24,06	3.381,78	0,95	0,18	0,05	0,29
2004	I	2,92	2,10	199,59	24,47	3.163,80	0,94	0,15	0,05	0,29
2004	II	3,06	2,19	208,35	19,09	3.404,07	0,93	0,14	0,05	0,29
2004	III	2,94	2,07	196,53	18,17	3.396,57	0,95	0,15	0,05	0,29
2004	IV	2,75	1,90	180,43	20,16	3.489,80	0,93	0,18	0,05	0,29
2005	I	2,63	1,81	172,28	21,73	3.217,96	0,94	0,16	0,05	0,29
2005	II	2,43	1,66	158,02	19,73	3.410,15	0,95	0,15	0,05	0,30
2005	III	2,32	1,61	153,47	19,72	3.411,04	0,95	0,16	0,05	0,30
2005	IV	2,27	1,53	145,70	18,38	3.534,25	0,97	0,19	0,05	0,30
2006	I	2,17	1,47	139,86	21,11	3.292,97	0,96	0,15	0,05	0,33
2006	II	2,18	1,50	142,54	19,10	3.470,55	0,99	0,15	0,05	0,34
2006	III	2,16	1,48	140,50	15,28	3.602,37	1,03	0,16	0,05	0,31
2006	IV	2,15	1,44	137,30	17,79	3.781,35	1,05	0,17	0,05	0,31
2007	I	2,10	1,42	134,68	18,94	3.578,26	1,04	0,15	0,05	0,31
2007	II	1,96	1,33	126,84	19,49	3.790,58	1,01	0,15	0,05	0,31
2007	III	1,89	1,28	121,30	19,69	3.809,03	1,02	0,16	0,05	0,31
2007	IV	1,77	1,18	112,43	20,34	3.936,65	1,04	0,18	0,06	0,30

Data		TXCN ^{1/}	TXCR ^{2/}	TXCR (1997=100)	PEL ^{3/}	PROD ^{4/}	TOT ^{5/}	CONS ^{6/}	IRC ^{7/}	PMIPCA ^{8/}
2008	I	1,73	1,16	110,33	20,86	3.786,02	1,01	0,15	0,06	0,30
2008	II	1,64	1,10	104,68	19,51	4.033,72	1,07	0,14	0,05	0,30
2008	III	1,70	1,13	107,91	10,72	4.126,93	1,09	0,16	0,05	0,30
2008	IV	2,26	1,43	136,08	9,43	4.085,43	1,04	0,17	0,06	0,30
2009	I	2,34	1,48	140,50	15,41	3.698,03	1,00	0,17	0,07	0,30
2009	II	2,03	1,29	122,42	19,18	3.921,59	1,02	0,16	0,06	0,29
2009	III	1,84	1,16	110,51	20,91	4.065,10	1,06	0,17	0,06	0,30
2009	IV	1,74	1,09	103,39	22,82	4.335,52	1,12	0,16	0,07	0,30
2010	I	1,82	1,12	106,59	23,04	4.045,22	1,13	0,17	0,07	0,30
2010	II	1,78	1,09	103,41	18,06	4.326,32	1,17	0,15	0,06	0,29
2010	III	1,74	1,06	100,40	19,05	4.459,60	1,27	0,17	0,07	0,29
2010	IV	2,27	1,35	128,73	24,85	4.622,20	1,29	0,16	0,05	0,29
2011	I	1,65	0,98	93,48	28,62	4.231,95	1,27	0,16	0,07	0,29
2011	II	1,57	0,93	88,45	23,28	4.519,21	1,30	0,15	0,07	0,29
2011	III	1,67	0,98	93,26	16,07	4.477,51	1,33	0,17	0,07	0,29
2011	IV	1,79	1,03	98,34	17,67	4.590,78	1,25	0,17	0,07	0,29
2012	I	1,76	1,02	96,83	22,64	4.265,22	1,22	0,16	0,07	0,24
2012	II	1,98	1,13	107,93	16,62	4.465,24	1,24	0,16	0,07	0,24
2012	III	2,04	1,16	110,61	17,51	4.358,19	1,23	0,18	0,07	0,24
2012	IV	2,06	1,14	108,74	18,37	4.554,48	1,20	0,17	0,07	0,24
Média		2,07	1,54	146,17	22,18	3.617,79	1,04	0,16	0,07	0,27
Desvio Padrão		0,59	0,47	45,00	5,15	486,27	0,11	0,01	0,01	0,05
Máximo		3,60	2,84	269,99	35,84	4.622,20	1,33	0,19	0,10	0,34
Mínimo		1,05	0,93	88,45	9,43	3.016,89	0,89	0,13	0,05	0,15

1/ Média trimestral da taxa de compra R\$/US\$ fim de mês.

2/ Taxa de Câmbio Real = (TXCN) x (CPI/IPCA).

3/ Passivo Externo Líquido / Corrente de Comércio (exp+imp).

4/ PIB em R\$ de 1997 / PEA.

5/ Índice de preço de exportações / índice de preço de importações. (média 2006=100)

6/ Gastos correntes / PIB.

7/ Imposto sobre Importação (receita bruta total) / importação (valor total).

8/ Peso de bens monitorados na composição do índice de preços ao consumidor amplo.

APÊNDICE IX

TAXA DE CÂMBIO REAL

Data	Taxa de Câmbio compra média do Trimestre ^{1/} R\$/US\$ (I)	IPCA pontos ^{2/} (II)	CPI pontos ^{3/} (III)	TXCR (1997 = 1) (IV) = (I)*(III)/(II)	TXCR (V)
1997 I	1,05	1393,30	81,93	1,0000	1,0515
1997 II	1,07	1418,94	82,08	1,0011	1,0526
1997 III	1,09	1422,63	82,54	1,0225	1,0752
1997 IV	1,11	1434,46	82,59	1,0327	1,0859
1998 I	1,13	1456,22	83,06	1,0421	1,0958
1998 II	1,15	1467,30	83,46	1,0578	1,1123
1998 III	1,17	1454,86	83,77	1,0938	1,1501
1998 IV	1,20	1458,20	83,93	1,1172	1,1748
1999 I	1,92	1500,15	84,49	1,7512	1,8414
1999 II	1,72	1515,95	85,10	1,5592	1,6395
1999 III	1,88	1545,83	85,97	1,6866	1,7734
1999 IV	1,89	1588,56	86,18	1,6560	1,7413
2000 I	1,77	1604,01	87,66	1,5662	1,6469
2000 II	1,81	1614,61	88,28	1,6008	1,6832
2000 III	1,81	1665,93	88,94	1,5657	1,6463
2000 IV	1,94	1683,47	89,10	1,6610	1,7466
2001 I	2,06	1707,32	90,22	1,7594	1,8500
2001 II	2,28	1733,23	91,15	1,9412	2,0412
2001 III	2,55	1773,52	91,30	2,1236	2,2330
2001 IV	2,52	1812,65	90,48	2,0327	2,1374
2002 I	2,36	1839,61	91,56	1,9017	1,9996
2002 II	2,58	1866,02	92,12	2,0563	2,1622
2002 III	3,45	1914,18	92,68	2,6999	2,8390
2002 IV	3,60	2039,78	92,63	2,6471	2,7834
2003 I	3,48	2144,49	94,32	2,4754	2,6029
2003 II	2,91	2175,23	94,06	2,0341	2,1388
2003 III	2,95	2204,05	94,83	2,0535	2,1593
2003 IV	2,90	2229,49	94,37	1,9836	2,0858
2004 I	2,92	2270,75	95,96	1,9959	2,0987
2004 II	3,06	2307,03	97,14	2,0835	2,1908
2004 III	2,94	2351,82	97,24	1,9653	2,0665
2004 IV	2,75	2398,92	97,44	1,8043	1,8972
2005 I	2,63	2441,87	98,98	1,7228	1,8115
2005 II	2,43	2474,68	99,59	1,5802	1,6616
2005 III	2,32	2493,79	101,80	1,5347	1,6138
2005 IV	2,27	2535,40	100,77	1,4570	1,5320
2006 I	2,17	2571,83	102,31	1,3986	1,4706
2006 II	2,18	2574,39	103,90	1,4254	1,4989
2006 III	2,16	2585,99	103,90	1,4050	1,4774
2006 IV	2,15	2615,05	103,33	1,3730	1,4438
2007 I	2,10	2647,88	105,15	1,3468	1,4162
2007 II	1,96	2669,38	106,69	1,2684	1,3337
2007 III	1,89	2693,21	106,76	1,2130	1,2755
2007 IV	1,77	2731,62	107,55	1,1243	1,1822
2008 I	1,73	2773,08	109,34	1,1033	1,1601
2008 II	1,64	2831,16	112,05	1,0468	1,1007
2008 III	1,70	2861,55	112,03	1,0791	1,1347
2008 IV	2,26	2892,86	107,65	1,3608	1,4308
2009 I	2,34	2928,57	108,92	1,4050	1,4774
2009 II	2,03	2967,10	110,45	1,2242	1,2873
2009 III	1,84	2985,83	110,59	1,1051	1,1620
2009 IV	1,74	3017,59	110,58	1,0339	1,0871
2010 I	1,82	3079,86	111,44	1,0659	1,1208
2010 II	1,78	3110,74	111,61	1,0341	1,0874
2010 III	1,74	3126,29	111,85	1,0040	1,0557
2010 IV	2,27	3195,89	112,23	1,2873	1,3536
2011 I	1,65	3273,86	114,43	0,9348	0,9829
2011 II	1,57	3319,55	115,58	0,8845	0,9300
2011 III	1,67	3354,85	116,18	0,9326	0,9807
2011 IV	1,79	3403,73	115,56	0,9834	1,0341
2012 I	1,76	3445,41	117,46	0,9683	1,0182
2012 II	1,98	3482,73	117,51	1,0793	1,1349
2012 III	2,04	3532,06	118,49	1,1061	1,1631
2012 IV	2,06	3602,45	117,57	1,0874	1,1434

1/ Banco Central do Brasil. / 2/ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. / 3/ Bureau of Labor Statistics.

PASSIVO ESTRANGEIRO LÍQUIDO

Data	PEL ^{1/} US\$ milhões (I)	PEL ^{2/} US\$ milhões (II)	Varição Anual PEL (III)	Varição % Investimento em Carteira ^{3/} (IV)	Ponderação Peso Quadrado (V)	Varição PEL Trimestral Estimada (VI) = (V) x (III) (VI)	Total PEL US\$ milhões (VII)	Corrente de Comércio ^{4/} US\$ milhões (VIII)	PEL / Corrente de Comércio (IX) = (VII) / (VIII) (IX)
1996 IV		151.521,91		-0,48	0,08	3.674,80	151.521,91		
1997 I				0,33	0,04	1.715,45	155.196,71	7.381,97	21,02
1997 II				0,06	0,00	63,05	156.912,16	9.865,48	15,91
1997 III				-1,61	0,88	41.597,34	156.975,21	10.496,57	14,95
1997 IV		198.572,56	47.050,65	-4,29	0,77	25.640,14	198.572,56	9.836,51	20,19
1998 I				-0,25	0,00	88,81	224.212,69	8.552,79	26,22
1998 II				-1,79	0,13	4.473,66	224.301,51	9.381,33	23,91
1998 III				-1,50	0,09	3.138,16	228.775,17	9.595,26	23,84
1998 IV		231.913,33	33.340,77	-3,02	0,06	663,41	231.913,33	8.771,74	26,44
1999 I				-1,84	0,02	245,42	232.576,74	6.978,74	33,33
1999 II				-0,94	0,01	64,45	232.822,16	8.209,90	28,36
1999 III				11,92	0,91	10.309,84	232.886,60	8.441,16	27,59
1999 IV		243.196,45	11.283,12	-0,31	0,05	1.366,27	243.196,45	8.808,32	27,61
2000 I				-0,65	0,22	6.000,29	244.562,72	8.040,01	30,42
2000 II				0,88	0,41	11.240,09	250.563,01	9.137,80	27,42
2000 III				-0,78	0,32	8.724,56	261.803,10	10.207,49	25,65
2000 IV		270.527,66	27.331,21	4,26	0,45	-3.177,85	270.527,66	9.604,57	28,17
2001 I				-1,29	0,04	-290,24	267.349,81	9.425,29	28,37
2001 II				-3,34	0,28	-1.955,17	267.059,57	9.896,47	26,99
2001 III				-3,01	0,23	-1.582,14	265.104,40	9.859,42	26,89
2001 IV	263.522,27		-7.005,39				263.522,27	8.781,60	30,01
2002 I	272.016,98						272.016,98	7.589,64	35,84
2002 II	247.891,78						247.891,78	8.261,11	30,01
2002 III	209.500,65						209.500,65	10.562,64	19,83
2002 IV	228.901,49						228.901,49	10.562,64	21,67
2003 I	235.443,31						235.443,31	8.770,37	26,85
2003 II	255.639,72						255.639,72	9.783,63	26,13
2003 III	257.280,06						257.280,06	10.742,59	23,95
2003 IV	269.761,74						269.761,74	11.213,04	24,06
2004 I	267.585,72						267.585,72	10.936,98	24,47
2004 II	247.655,91						247.655,91	12.971,37	19,09
2004 III	266.142,99						266.142,99	14.643,85	18,17
2004 IV	294.758,78						294.758,78	14.618,96	20,16
2005 I	294.450,89						294.450,89	13.550,44	21,73
2005 II	310.200,19						310.200,19	15.720,44	19,73
2005 III	349.523,95						349.523,95	17.722,55	19,72
2005 IV	313.345,58						313.345,58	17.049,76	18,38
2006 I	348.875,90						348.875,90	16.529,26	21,11
2006 II	337.306,01						337.306,01	17.664,30	19,10
2006 III	331.769,90						331.769,90	21.705,80	15,28
2006 IV	364.540,16						364.540,16	20.486,75	17,79
2007 I	374.170,92						374.170,92	19.759,03	18,94
2007 II	432.390,90						432.390,90	22.188,81	19,49
2007 III	501.543,02						501.543,02	25.470,23	19,69
2007 IV	535.572,00						535.572,00	26.337,44	20,34
2008 I	518.914,03						518.914,03	24.874,10	20,86
2008 II	620.098,13						620.098,13	31.791,27	19,51
2008 III	400.254,40						400.254,40	37.348,27	10,72
2008 IV	279.284,03						279.284,03	29.628,76	9,43
2009 I	304.958,83						304.958,83	19.789,30	15,41
2009 II	425.977,99						425.977,99	22.209,98	19,18
2009 III	532.724,15						532.724,15	25.473,22	20,91
2009 IV	595.660,60						595.660,60	26.099,86	22,82
2010 I	595.815,67						595.815,67	25.859,65	23,04
2010 II	559.355,16						559.355,16	30.972,04	18,06
2010 III	677.458,74						677.458,74	35.559,58	19,05
2010 IV	882.204,52						882.204,52	35.503,30	24,85
2011 I	947.414,08						947.414,08	33.107,46	28,62
2011 II	964.795,74						964.795,74	41.443,50	23,28
2011 III	713.799,38						713.799,38	44.428,35	16,07
2011 IV	738.211,11						738.211,11	41.782,52	17,67
2012 I	812.975,30						812.975,30	35.913,44	22,64
2012 II	662.759,13						662.759,13	39.874,90	16,62
2012 III	689.376,26						689.376,26	39.372,51	17,51
2012 IV	742.655,63						742.655,63	40.082,11	18,53

1/ Banco Central do Brasil. / 2/ Lane e Milesi-Ferreti (2007). / 3/ Banco Central do Brasil. / 4/ MDIC.

TERMOS DE TROCA

Data	Índice de Preço de Exportação	Índice de Preço de Importação	Termos de Troca
	(I)	(II)	(III) = (I) / (II)
1997 I	88,17	81,64	1,0800
1997 II	89,69	81,26	1,1037
1997 III	88,56	79,03	1,1206
1997 IV	87,82	81,27	1,0806
1998 I	85,74	77,36	1,1083
1998 II	82,38	75,88	1,0857
1998 III	79,14	73,82	1,0721
1998 IV	79,03	77,04	1,0258
1999 I	72,96	76,43	0,9546
1999 II	70,40	75,92	0,9273
1999 III	69,68	76,18	0,9147
1999 IV	71,63	77,90	0,9195
2000 I	73,61	76,28	0,9650
2000 II	73,82	77,00	0,9587
2000 III	75,32	76,86	0,9800
2000 IV	74,86	77,96	0,9602
2001 I	74,79	74,77	1,0003
2001 II	71,51	75,43	0,9480
2001 III	70,75	75,19	0,9409
2001 IV	67,95	72,00	0,9438
2002 I	66,77	68,71	0,9718
2002 II	70,35	71,30	0,9867
2002 III	68,90	74,23	0,9282
2002 IV	67,40	75,42	0,8937
2003 I	71,81	77,64	0,9249
2003 II	71,17	75,37	0,9443
2003 III	71,74	76,54	0,9373
2003 IV	73,86	78,05	0,9463
2004 I	75,87	80,58	0,9415
2004 II	80,23	86,05	0,9324
2004 III	80,78	85,47	0,9451
2004 IV	81,31	87,70	0,9271
2005 I	84,48	90,09	0,9377
2005 II	88,84	93,97	0,9454
2005 III	91,26	96,07	0,9499
2005 IV	93,63	96,05	0,9748
2006 I	95,60	99,14	0,9643
2006 II	100,57	102,09	0,9851
2006 III	104,23	101,60	1,0259
2006 IV	104,11	99,50	1,0463
2007 I	104,91	101,03	1,0384
2007 II	108,71	108,07	1,0059
2007 III	113,34	110,62	1,0246
2007 IV	121,08	116,77	1,0369
2008 I	127,97	126,42	1,0123
2008 II	146,49	137,32	1,0668
2008 III	154,11	141,68	1,0877
2008 IV	127,35	122,25	1,0417
2009 I	115,77	115,94	0,9985
2009 II	119,00	116,21	1,0240
2009 III	124,72	117,57	1,0608
2009 IV	132,44	117,94	1,1229
2010 I	134,38	118,75	1,1316
2010 II	142,44	121,57	1,1717
2010 III	153,52	121,18	1,2669
2010 IV	162,26	125,74	1,2904
2011 I	171,98	135,80	1,2664
2011 II	183,28	141,37	1,2965
2011 III	186,52	140,62	1,3264
2011 IV	176,26	141,45	1,2461
2012 I	172,83	143,79	1,2020
2012 II	172,70	140,55	1,2287
2012 III	168,58	138,73	1,2152
2012 IV	166,89	138,66	1,2036

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

PRODUTIVIDADE

Data	PIB - Preços de 1997 - R\$ bilhões (I)	PEA - Série Nacional - Anual milhões 2/ (II)	Interpolação por Média Simples (III)	Variação % PEA - Principais Regiões Metropolitanas - Anual 3/ (IV)	Interpolação (Variação % - Principais Regiões Metropolitanas) (V)	Proxy PEA milhões (VI)	PIB - R\$ mil Preço de 1997 / PEA (VII)
1996 IV		69,58	69,58			69,58	
1997 I	213,53		70,10			70,10	3,05
1997 II	228,31		70,61			70,61	3,23
1997 III	235,85		71,12			71,12	3,32
1997 IV	245,05	71,63	71,63			71,63	3,42
1998 I	218,70		72,05			72,05	3,04
1998 II	236,64		72,46			72,46	3,27
1998 III	238,98		72,87			72,87	3,28
1998 IV	240,73	73,28	73,28			73,28	3,28
1999 I	225,83		74,27			74,27	3,04
1999 II	244,80		75,26			75,26	3,25
1999 III	239,08		76,25			76,25	3,14
1999 IV	254,57	77,24	77,24			77,24	3,30
2000 I	234,22		77,64			77,64	3,02
2000 II	251,27		78,03			78,03	3,22
2000 III	251,47		78,43			78,43	3,21
2000 IV	263,17		78,82			78,82	3,34
2001 I	250,80		79,22			79,22	3,17
2001 II	260,73		79,61			79,61	3,27
2001 III	254,74		80,01			80,01	3,18
2001 IV	266,12	80,40	80,40			80,40	3,31
2002 I	255,90		81,07			81,07	3,16
2002 II	276,80		81,74			81,74	3,39
2002 III	270,91		82,41			82,41	3,29
2002 IV	271,21	83,08	83,08			83,08	3,26
2003 I	254,42		83,48			83,48	3,05
2003 II	269,17		83,88			83,88	3,21
2003 III	271,75		84,28			84,28	3,22
2003 IV	286,38	84,68	84,68			84,68	3,38
2004 I	269,74		85,26			85,26	3,16
2004 II	292,19		85,83			85,83	3,40
2004 III	293,50		86,41			86,41	3,40
2004 IV	303,56	86,99	86,99			86,99	3,49
2005 I	281,96		87,62			87,62	3,22
2005 II	300,97		88,26			88,26	3,41
2005 III	303,22		88,89			88,89	3,41
2005 IV	316,42	89,53	89,53			89,53	3,53
2006 I	295,66		89,78			89,78	3,29
2006 II	312,49		90,04			90,04	3,47
2006 III	325,28		90,29			90,29	3,60
2006 IV	342,40	90,55	90,55			90,55	3,78
2007 I	325,09		90,85			90,85	3,58
2007 II	345,53		91,15			91,15	3,79
2007 III	348,36		91,46			91,46	3,81
2007 IV	361,22	91,76	91,76			91,76	3,94
2008 I	348,88		92,15			92,15	3,79
2008 II	373,29		92,54			92,54	4,03
2008 III	383,53		92,93			92,93	4,13
2008 IV	381,27	93,33	93,33			93,33	4,09
2009 I	347,02		93,84			93,84	3,70
2009 II	370,01		94,35			94,35	3,92
2009 III	385,64		94,87			94,87	4,07
2009 IV	413,53	95,38	95,38			95,38	4,34
2010 I	387,05				95,68	95,68	4,05
2010 II	415,25				95,98	95,98	4,33
2010 III	429,38				96,28	96,28	4,46
2010 IV	446,42			1,26	96,58	96,58	4,62
2011 I	409,44				96,75	96,75	4,23
2011 II	437,99				96,92	96,92	4,52
2011 III	434,71				97,09	97,09	4,48
2011 IV	446,48			0,70	97,25	97,25	4,59
2012 I	417,88				97,80	97,80	4,27
2012 II	440,69				98,34	98,34	4,48
2012 III	433,25				98,88	98,88	4,38
2012 IV	456,04			2,23	99,42	99,42	4,59

1/ IBGE. / 2/ IBGE. Série descontinuada em 2009. / 3/ IBGE.

CONSUMO DO GOVERNO

Data	PIB - Preços de Mercado ^{1/} (R\$ milhões) (I)	Despesas do Governo - Preços de Mercado (R\$ milhões) (II)	Termos de Troca (III) = (II) / (I)
1997 I	213.530,63	29.593,97	0,14
1997 II	232.514,47	29.731,89	0,13
1997 III	240.814,90	32.194,71	0,13
1997 IV	252.286,62	40.027,08	0,16
1998 I	228.578,71	35.391,04	0,15
1998 II	249.211,86	34.542,15	0,14
1998 III	249.543,38	35.656,20	0,14
1998 IV	251.941,80	41.660,27	0,17
1999 I	243.152,44	34.215,92	0,14
1999 II	266.349,55	34.468,22	0,13
1999 III	265.252,48	37.435,05	0,14
1999 IV	290.245,24	48.198,29	0,17
2000 I	269.646,30	38.449,91	0,14
2000 II	291.181,63	38.146,59	0,13
2000 III	300.680,63	42.869,51	0,14
2000 IV	317.973,45	54.320,64	0,17
2001 I	307.328,55	44.188,72	0,14
2001 II	324.338,17	45.446,49	0,14
2001 III	324.250,90	49.209,24	0,15
2001 IV	346.218,38	63.834,79	0,18
2002 I	337.868,61	51.067,79	0,15
2002 II	370.716,98	51.013,69	0,14
2002 III	372.186,09	56.988,28	0,15
2002 IV	397.050,33	73.269,74	0,18
2003 I	391.581,95	54.317,91	0,14
2003 II	420.235,07	56.951,42	0,14
2003 III	429.875,53	63.307,66	0,15
2003 IV	458.255,45	82.773,27	0,18
2004 I	439.619,79	65.164,00	0,15
2004 II	483.806,57	68.319,19	0,14
2004 III	495.410,59	74.533,98	0,15
2004 IV	522.661,05	94.699,34	0,18
2005 I	494.162,92	77.693,34	0,16
2005 II	534.565,61	77.717,32	0,15
2005 III	542.716,94	86.222,45	0,16
2005 IV	575.793,53	110.132,03	0,19
2006 I	545.743,95	84.170,51	0,15
2006 II	577.381,44	84.169,78	0,15
2006 III	603.717,17	99.488,78	0,16
2006 IV	642.641,44	109.293,44	0,17
2007 I	617.814,48	95.431,52	0,15
2007 II	661.981,42	96.088,61	0,15
2007 III	673.365,41	109.640,67	0,16
2007 IV	708.182,69	124.545,74	0,18
2008 I	694.375,72	103.228,16	0,15
2008 II	758.511,58	105.939,42	0,14
2008 III	787.690,84	122.729,39	0,16
2008 IV	791.624,87	134.429,02	0,17
2009 I	729.400,28	124.459,32	0,17
2009 II	787.962,70	123.381,99	0,16
2009 III	826.431,16	140.981,73	0,17
2009 IV	895.609,86	146.867,67	0,16
2010 I	855.568,69	141.179,09	0,17
2010 II	927.097,00	139.702,48	0,15
2010 III	963.438,41	161.194,05	0,17
2010 IV	1.023.980,78	163.435,13	0,16
2011 I	962.072,61	151.865,39	0,16
2011 II	1.043.526,68	161.494,72	0,15
2011 III	1.046.706,50	176.338,97	0,17
2011 IV	1.090.707,55	180.467,63	0,17
2012 I	1.033.348,95	164.398,31	0,16
2012 II	1.101.550,02	176.704,47	0,16
2012 III	1.098.313,78	195.804,16	0,18
2012 IV	1.179.122,00	201.194,87	0,17

1/ IBGE... / 2/ Despesas Primárias do Governo Central - STN.

ÍNDICE DE RESTRIÇÃO AO COMÉRCIO

Data	R\$/US\$ ^{1/}	Importação ^{2/} (US\$ milhões)	Imposto sobre a Importação (R\$ milhões)	Imposto sobre a Importação (US\$ Bilhões)	Alíquota de Arrecadação Efetiva de Imposto de Importação (IRC)
	(I)	(II)	(III)	(III) / (I) = (IV)	(IV) / (II) = (V)
1997 I	1,0515	11488,9366	1074,6222	1,0220	0,0890
1997 II	1,0700	15464,1998	1233,8273	1,1531	0,0746
1997 III	1,0897	16587,8030	1353,1233	1,2418	0,0749
1997 IV	1,1090	16206,2877	1476,8291	1,3317	0,0822
1998 I	1,1297	13751,5955	1479,7425	1,3099	0,0953
1998 II	1,1498	14069,0995	1619,3083	1,4084	0,1001
1998 III	1,1745	15291,9479	1760,0733	1,4986	0,0980
1998 IV	1,2002	14650,8331	1684,9824	1,4039	0,0958
1999 I	1,9225	10890,7744	1674,1036	0,8708	0,0800
1999 II	1,7173	12223,8765	1877,5360	1,0933	0,0894
1999 III	1,8750	12742,1948	2123,8404	1,1327	0,0889
1999 IV	1,8874	13444,7120	2240,8256	1,1872	0,0883
2000 I	1,7719	12068,0016	1762,5467	0,9947	0,0824
2000 II	1,8103	13300,5504	1972,8810	1,0898	0,0819
2000 III	1,8132	15366,6457	2286,3554	1,2610	0,0821
2000 IV	1,9405	15115,4654	2488,3370	1,2823	0,0848
2001 I	2,0585	14474,4221	2166,4217	1,0524	0,0727
2001 II	2,2824	14533,7114	2424,3683	1,0622	0,0731
2001 III	2,5506	14115,2051	2441,7016	0,9573	0,0678
2001 IV	2,5179	12478,4185	2054,8513	0,8161	0,0654
2002 I	2,3626	10863,8551	1613,9077	0,6831	0,0629
2002 II	2,5755	11603,1889	1729,6644	0,6716	0,0579
2002 III	3,4478	13201,3059	2266,4844	0,6574	0,0498
2002 IV	3,6041	11574,3041	2360,0317	0,6548	0,0566
2003 I	3,4799	11244,5008	2169,6211	0,6235	0,0554
2003 II	2,9083	11366,4676	1887,7531	0,6491	0,0571
2003 III	2,9510	12408,4299	2048,3596	0,6941	0,0559
2003 IV	2,8975	13306,2541	2036,8256	0,7030	0,0528
2004 I	2,9203	13323,7620	1914,8088	0,6557	0,0492
2004 II	3,0596	15000,3705	2265,8502	0,7406	0,0494
2004 III	2,9389	16906,9192	2545,6040	0,8662	0,0512
2004 IV	2,7464	17604,5640	2476,0627	0,9016	0,0512
2005 I	2,6279	16151,8021	2194,6669	0,8352	0,0517
2005 II	2,4277	17880,1993	2206,7043	0,9090	0,0508
2005 III	2,3247	20067,6207	2374,8818	1,0216	0,0509
2005 IV	2,2665	19500,7536	2311,8370	1,0200	0,0523
2006 I	2,1738	20129,6932	2278,5121	1,0482	0,0521
2006 II	2,1839	21394,0743	2303,5731	1,0548	0,0493
2006 III	2,1623	25217,7832	2761,9684	1,2773	0,0507
2006 IV	2,1485	24609,2900	2691,4970	1,2528	0,0509
2007 I	2,0970	25274,7632	2736,7491	1,3051	0,0516
2007 II	1,9622	27354,9023	2815,8724	1,4351	0,0525
2007 III	1,8920	33025,4304	3211,6919	1,6975	0,0514
2007 IV	1,7655	34962,3503	3553,7428	2,0128	0,0576
2008 I	1,7301	35932,7240	3594,1879	2,0774	0,0578
2008 II	1,6354	43418,7060	3856,8246	2,3584	0,0543
2008 III	1,7043	51829,3340	4499,9926	2,6404	0,0509
2008 IV	2,2610	41804,0036	5283,8401	2,3369	0,0559
2009 I	2,3358	28190,3600	4288,7698	1,8361	0,0651
2009 II	2,0335	27855,9421	3484,0910	1,7133	0,0615
2009 III	1,8449	34573,6584	3913,7212	2,1214	0,0614
2009 IV	1,7444	37102,3825	4405,3621	2,5254	0,0681
2010 I	1,8215	38349,1350	4559,7986	2,5034	0,0653
2010 II	1,7821	42958,4852	4900,8290	2,7500	0,0640
2010 III	1,7350	50936,7846	5744,6190	3,3110	0,0650
2010 IV	2,2665	49524,0227	5913,7737	2,6092	0,0527
2011 I	1,6536	48089,5754	5887,7516	3,5605	0,0740
2011 II	1,5706	57259,7741	6131,2873	3,9037	0,0682
2011 III	1,6652	61589,6112	7038,1088	4,2267	0,0686
2011 IV	1,7910	59306,9375	7677,1244	4,2864	0,0723
2012 I	1,7562	52660,5722	6925,3312	3,9434	0,0749
2012 II	1,9779	57490,7699	7522,2543	3,8032	0,0662
2012 III	2,0387	54735,0016	8194,0289	4,0193	0,0734
2012 IV	2,0602	58262,7866	8469,0996	4,1109	0,0706

1/ Banco Central do Brasil. / 2/ FUNCEX/MDIC. / 3/ Ministério da Fazenda / Receita Federal.

PESO DE BENS MONITORADOS NO IPCA

Data	Peso de Monitorados no IPCA
1997 I	14,7621
1997 II	15,4646
1997 III	16,0551
1997 IV	16,2051
1998 I	16,3948
1998 II	16,3344
1998 III	16,3347
1998 IV	16,341
1999 I	16,7746
1999 II	17,0436
1999 III	24,6412
1999 IV	24,8119
2000 I	24,7385
2000 II	24,9575
2000 III	25,926
2000 IV	26,0024
2001 I	26,5476
2001 II	26,2881
2001 III	27,1546
2001 IV	27,2413
2002 I	26,9579
2002 II	27,5153
2002 III	27,9495
2002 IV	28,0356
2003 I	28,6207
2003 II	28,7034
2003 III	28,7493
2003 IV	28,8768
2004 I	28,7855
2004 II	28,5761
2004 III	29,0119
2004 IV	29,4034
2005 I	29,4218
2005 II	29,6267
2005 III	29,9141
2005 IV	30,4325
2006 I	33,3212
2006 II	33,6346
2006 III	31,202
2006 IV	31,0398
2007 I	30,9921
2007 II	31,0095
2007 III	30,6589
2007 IV	30,4807
2008 I	30,091
2008 II	29,8145
2008 III	29,7055
2008 IV	29,5646
2009 I	29,5576
2009 II	29,4986
2009 III	29,5649
2009 IV	29,6397
2010 I	29,5976
2010 II	29,2391
2010 III	29,3541
2010 IV	29,004
2011 I	28,8331
2011 II	29,0758
2011 III	28,9372
2011 IV	28,9023
2012 I	24,4318
2012 II	24,3808
2012 III	24,2712
2012 IV	24,1247

Fonte: IBGE. Elaboração própria.

APÊNDICE X

PASSIVO ESTRANGEIRO LÍQUIDO DE LONGO PRAZO

		US\$ milhões		Corrente de Comércio			US\$ milhões		
NFA	2012	IV	-	742.656	Exp	Imp	Total		
Projeção FMI Fluxo Transações Correntes	2013		-	58.244	19.748	17.500	37.248		
	2014		-	85.230	20.149	18.485	38.634		
	2015		-	91.384	20.397	19.167	39.565		
	2016		-	97.787	21.239	20.103	41.342		
	2017		-	106.568	22.379	21.007	43.386		
	2018		-	116.508	23.666	22.209	45.875		
	Total -				1.298.377	25.179	23.561	48.740	

		Exp	Imp
Projeção FMI % Exportações e Importações	2013	5,02	8,72
	2014	4,70	7,25
	2015	7,20	7,97
	2016	7,89	7,00
	2017	7,62	7,59
	2018	7,55	7,24

		Exp	Imp
Projeção FMI % Preço de Commodities	2013	-2,84	-2,84
	2014	-3,32	-3,32
	2015	-2,86	-2,86
	2016	-2,34	-2,34
	2017	-1,73	-1,73
	2018	-1,08	-1,08

		Exp	Imp
Fator de Ajuste % das Projeções de Exp, Imp e Preços do FMI	2013	2,03	5,63
	2014	1,23	3,69
	2015	4,13	4,88
	2016	5,37	4,50
	2017	5,75	5,72
	2018	6,39	6,09

Ano	PEL	Exp + Imp	Variável PEL / (exp + imp)	Log(PEL) Longo Prazo
2018	1.298.377	48.740	26,64	1,426