



**Universidade do Estado do Rio de Janeiro**

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Aurelio Gonçalves Martins

**A determinação da taxa de câmbio flutuante:  
um ensaio econométrico aplicado ao Brasil para a trajetória do câmbio de  
1999 até 2007**

Rio de Janeiro

2009

Aurelio Gonçalves Martins

**A determinação da taxa de câmbio flutuante:  
um ensaio econométrico aplicado ao Brasil para a trajetória do câmbio de 1999 até 2007**

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Orientadora: Prof<sup>a</sup> Dr<sup>a</sup> Lia Cecília Valls Pereira Baker Fonseca

Co-orientador: Prof. Dr. José Wellinson Rossi

Rio de Janeiro  
2009

CATALOGAÇÃO NA FONTE  
UERJ/REDE SIRIUS/CCS/B

M386

Martins, Aurélio Gonçalves

A determinação da taxa de câmbio flutuante: um ensaio econométrico aplicado ao Brasil para a trajetória do câmbio de 1999 até 2007 / Aurélio Gonçalves Martins. -2009.  
182f.

Orientador: Lia Cecília Valls Pereira Baker Fonseca

Co-orientador: José Wellinson Rossi

Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.

1. Câmbio - Brasil - Teses. 2. Cointegração - Teses.  
3. Econometria -Teses.I. Pereira, Lia Valls, 1952-. II. Rossi, José Wellinson. III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.IV. Título.

CDU 336.745(81)

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

---

Assinatura

---

Data

Aurelio Gonçalves Martins

**A determinação da taxa de câmbio flutuante:  
um ensaio econométrico aplicado ao Brasil para a trajetória do câmbio de 1999 até 2007**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre ao Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Aprovado em

Banca Examinadora:

---

Lia Cecília Valls Pereira Baker Fonseca  
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

---

José Wellinson Rossi  
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

---

Fernando Carlos G. Cerqueira de Lima  
Instituto de Economia da UFRJ

---

Carlos Alberto Gonçalves da Silva  
Centro Federal de Educação Tecnológica Celso Suckow da Fonseca.

Rio de Janeiro  
2009

*À minha esposa Fátima Cristina e à minha filha Catarina*

Agradeço inicialmente à minha esposa, Fátima Cristina, não somente pelo apoio, mas por acreditar em mim. Dedico-lhe este trabalho porque não teve dúvida ao apoiar minha decisão “louca” de parar de trabalhar para tentar um Mestrado em economia. Generosa, não pensou somente nela, mesmo sabendo que lhe restariam as dificuldades por mim enfrentadas. Não poupou esforços e sacrifícios nem quando ‘nosso tesouro’, Catarina, nasceu logo no início do programa de Pós-Graduação. Novas realizações estão surgindo e devo isso a ela. Muito obrigado!

À Catarina, luz que irradia cada milímetro de minha vida. O que me incomodava, às vezes, era o perturbador silêncio de quando você não estava em casa. Eu dediquei muitas horas ao Mestrado embalando seu sono. Até em meus braços! E adorava!

Aos meus pais, Antonio e Alzira, que como pais não poderiam ficar impassíveis a uma decisão de mudança repentina na vida de um filho amado. Mas, se tenho firmeza, se tenho dedicação, se tenho respeito e se tenho motivação em minhas decisões devo isso a vocês.

Para meu irmão, Antonio Luiz um forte abraço. Procuro aprender cada mensagem que você já me passou.

Agradeço aos professores do Programa que possibilitaram a expansão de meu conhecimento em Ciências Econômicas, até por teorias, abordagens, metodologias ainda não conhecidas. O gosto, a arte e o prazer da pesquisa e da vida acadêmica foram incitados na PPGCE e sou muito grato por isso!

Por minha iniciação na docência da UERJ, agradeço em especial ao ilustre professor Milton de Assis. Seus comentários e ensinamentos serão aplicados no prosseguimento da minha vida docente. Agradeço também ao coordenador da FCE, professor Dalthan, e aos chefes de Departamento, professores Gregório Stukart e Alexandre Marinho, pela confiança depositada.

Agradeço à CAPES pela bolsa concedida.

Agradeço à DISBT do Inmetro pela oportunidade e confiança em pesquisa de suma importância.

Aos colegas do Mestrado, obrigado por me aturarem. Em especial, Gabriel, Pedro, Olivia, Felipe, Marcelo, Ignácio, Tiago, Ana Paula, Marina e Wagner. Ótimas discussões tivemos: “Moreninha ou na pracinha?” “Onde é mais gelada?” “Qual o melhor lugar?” “A que horas?” Sensacional! Fez parte e agradeço aqueles momentos. Muita coisa boa sobre economia e vida se conversou. Uma lição extraclasse.

Por fim, agradeço à minha orientadora Lia Cecilia Valls. Minha rebeldia que para outros poderia ser considerado teimosia, tenho certeza que soou como incansável busca em fazer o melhor. Obrigado pela orientação. Ao professor J. W. Rossi por me ajudar na arte de entender e aplicar a econometria em trabalhos de pesquisa econômica. Certamente contribuíram para o meu crescimento intelectual e profissional.

## RESUMO

MARTINS, Aurelio Gonçalves. **A Determinação da taxa de câmbio flutuante**: um ensaio econométrico aplicado ao Brasil para a trajetória do câmbio de 1999 até 2007. 2009. f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

A presente dissertação discute a trajetória da taxa de câmbio nominal durante o período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007. A literatura econômica destaca uma série de teorias – abordagens que pretendem explicar o comportamento da variável. Testamos nesta dissertação duas das principais teorias: a Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) e a Abordagem Monetária, aplicando dentre outras técnicas econométricas, a Cointegração de Johansen e o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM). A PPC, que condiciona a trajetória da variável taxa de câmbio à diferença relativa entre os índices de preços entre os países e embora aceita como uma teoria de longo prazo, não conseguimos rejeitar a trajetória temporária dos desvios (resíduos) no referido período. Além disso, encontramos fortes indícios de que as variáveis são cointegradas de mesma ordem, produzindo resíduos estacionários no nível; assim a combinação linear entre elas é capaz de explicar o equilíbrio de longo prazo entre elas. O resultado envolveu índices de bens “*tradebles*”, confirmando a Lei de Preços Únicos (LOP) como hipótese forte da teoria. Os resultados dos testes com a Abordagem Monetária no período abordado não foram os esperados de acordo com a teoria. A teoria condiciona a cotação da taxa de câmbio ao movimento do saldo real em moeda em poder do público (M1), vis-à-vis o diferencial de taxa de juros. No entanto, encontramos fracos indícios de equilíbrio, tanto de longo prazo quanto de curto prazo. Em virtude das idiosincrasias do mercado cambial brasileiro e da expansão no período recente dos fluxos de capitais, comerciais e financeiros da economia brasileira, este trabalho propôs um modelo híbrido. Tomando como base a abordagem conta-corrente/portfólio e incluindo uma variável risco-país, além de manter os índices de suporte da PPC e trocar M1 por saldo do movimento de câmbio contratado, procuramos avaliar essas variáveis como aquelas que impactam a taxa de câmbio através da percepção dos fundamentos macroeconômicos pelos agentes econômicos. Concluímos que as variáveis explicativas do equilíbrio de longo prazo são a diferença de renda e a LOP, enquanto que o diferencial de juros e o saldo do movimento de capitais explicam o ajustamento de curto prazo. O destaque negativo ficou com a variável risco-país. Os resultados encontrados nessa dissertação reforçam o argumento de que a taxa de câmbio segue a paridade entre moedas, que a LOP entre bens “*tradebles*” não pode ser descartada e que os desvios da taxa de câmbio de equilíbrio são temporários e influenciados pelo tamanho da amostra. Os fundamentos econômicos importam e impactam com diferentes prazos a trajetória da taxa de câmbio.

Palavras-chave: Taxa de câmbio. Paridade do Poder de Compra (PPC). Lei do Preço Único (LOP). Abordagem Monetária. Modelo Conta-Corrente/Portfólio. Estacionaridade. Cointegração. Metodologia de Johansen. Modelo Vetor Correção de Erros (VECM).

## ABSTRACT

MARTINS, Aurelio Gonçalves. **Determination of the floating exchange rate**: an econometric test applied to Brazil for the trajectory of change from 1999 to 2007. 2009. f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

This dissertation discusses the trajectory of the nominal exchange rate during the period between January 1999 and December 2007. The economic literature highlights a number of theories - approaches that seek to explain the behavior of the variable. We tested this thesis two main theories: the Theory of Purchasing Power Parity (PPP) and Monetary Approach. Among others applying econometric techniques, we used the Johansen cointegration methodology and the Vector Error Correction Model (VECM). The PPC, which determines the trajectory of the variable exchange rate based on the relative index of prices between countries, although accepted as a theory of long run, we not reject the temporary diversion (errors) in that period. Furthermore, we found strong evidence that the variables are cointegrated at the same order, producing stationary errors, so the linear combination between them is able to explain the long run between them. The result involved "tradebles" index confirming the Law of One Price (LOP) as a strong assumption of the theory. The results of the Monetary Approach were not expected as according to the theory. The theory determines that the exchange rate movement depends of the M1 and the interest rate differential. However, we found weak evidence in adjusts, both long run as the short run. Because of idiosyncrasies of the Brazilian foreign exchange market and the expansion in the recent period of both capital flows, trade and financial, of the Brazilian economy, this paper proposed a hybrid model. Based on current-account approach / portfolio, including a country-risk variable, and maintain the support of the PPP rates and changed M1 by the net movement at current account in exchange money, we evaluate these variables as those that impact the exchange rate through the perception of economic agents by macroeconomic fundamentals. We conclude that the explanatory variables to drive the long run are the difference in income and LOP, while the interest rate differential and net current account can explain the short run adjustment. The highlight was negative with variable-risk country. The results from this dissertation reinforce the argument that the exchange rate follows a parity between currencies, the LOP between "tradebles" can not be reject and that the deviations from the equilibrium exchange rate are temporary and influenced by the size of the sample. The economical fundaments are important and impact the time path of the exchange rate with different time.

Keywords: Exchange rate. Purchasing Power Parities (PPP). Law of One Price (LOP). Monetary approach. Current-Account Model / Portfolio. Stationarity. Cointegration Johansen Methodology. Vector Error Correction Model (VECM).

## **LISTA DE DIAGRAMAS**

DIAGRAMA 1 – Esquematizando o Mercado Cambial Brasileiro

## **LISTA DE FIGURAS**

Figura 1 – O Processo de Informação em Dois Estágios

Figura 2 – Gráficos dos Resíduos da Estimação por VECM

## LISTA DE GRÁFICOS

- Grafico1 – Taxa de Câmbio (média mensal)
- Grafico2 – Taxa de Câmbio – Real/INPC – exportações/Manufact (índice % mensal)
- Grafico3 – Resposta do Modelo Conta Corrente – Portfólio a Expansão da Base Monetária
- Grafico4 – Mercado de Câmbio (distribuição entre os segmentos 1999/2004)
- Grafico5 – Comparativo dos Volumes de Câmbio Contratado de 1999 a 2007
- Grafico6 – Tendência Comparativa dos Saldos Financeiro, Comercial e Saldo Final de 1999 a 2007
- Grafico7 – PTAX venda (1999:01/2007:12)
- Grafico8 – PTAX venda 1ª diferença (1999:01/2007:12)
- Grafico9 – PTAX venda 1ª diferença (1999:01/2007:12)
- Grafico10 – PTAX venda AR (1) (1999:01/2007:12)
- Grafico11 – Teste dos Resíduos – PTAX AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2007:12)
- Grafico12 – Resíduos PTAX venda AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2007:12)
- Grafico13 – Previsão PTAX venda Futura AR(1) AR(2) AR(3) (2008:01/2008:02)
- Grafico14 – Comportamento PTAX venda/resíduos AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2007:12)
- Grafico15 (a e b) – Correlação Residual dos Modelos PPC 2 e 4: resíduo x resíduo (-1)
- Grafico16 (a e b) – Resíduos do VECM Modelo 2 PPC
- Grafico17 – Comportamento das Variáveis Explicativas: abordagem monetária
- Grafico18 – Resíduos: abordagem monetária. Método MQO
- Grafico19 (a e b) – Trajetória da PTAX venda: nível e logaritmo do nível
- Grafico20 – Trajetória do Índice JP Morgan EMBI +: nível e logaritmo do nível
- Grafico21 – Trajetória das Taxas de Juro em log: FED FUND e SELIC
- Grafico22 – Trajetória da Produção Industrial Brasil e EUA mensal (1999:01/2007:12)
- Grafico23 – Trajetória do IGP-OG e do PPI mensal em log. (1999:01/2007:12)
- Grafico24 – Volume de Câmbio Contratado Mensal no BCB (1999:01/2007:12)
- Grafico25 (a e b) – EMBI + e PTAX e PTAX e diferença SELIC e FED FUND (1999:01/2007:12)
- Grafico25 (c e d) – PTAX e diferença de produção e PTAX e diferença IGP – OG e PPI (1999:01/2007:12)
- Grafico26 – PTAX e saldo do volume de câmbio contratado em USD milhões (1999:01/2007:12)
- Grafico27 – Resíduos da Regressão do Modelo Híbrido Proposto em MQO
- Grafico28 – Gráfico da Equação de Cointegração. Longo prazo.

## **LISTA DE QUADROS**

Quadro 1 – Principais “Dealers” – dezembro (anos selecionados 2000/2007) em Anexo

Quadro 2 – Processo Decisório

Quadro 3 – Índices de preços. Descrição e principais características

Quadro 4 – Especificação do modelo EC(B,1) 1 2 Resultados VECM

## LISTA DE TABELAS

- Tabela 1 – Resumo Câmbio Contratado
- Tabela 2 - Estimação PTAX venda =  $C + \beta$  Ptax venda (-1) (1999:01/2007:12)
- Tabela 3 – Correlograma: Ptax venda Ar (1)/1999:02 – 2007:12
- Tabela 4 (a e b) – Resultados dos Modelos AR (a) e MA (b) ANEXO
- Tabela 5 – PTAX venda AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2—7:12)
- Tabela 6 – Resultados do teste de estacionaridade: nível e em 1ª diferença  
logaritmo das variáveis
- Tabela 7 – Resultados da Estimação - MQO: 1ª diferença logaritmo das variáveis
- Tabela 8 – Resultados da Estimação – MQO logaritmo no nível das variáveis
- Tabela 9 – Resumo das alterações pelo método White
- Tabela 10 – Resultados da Estimação com Correção MQG: logaritmo no nível das  
variáveis
- Tabela 11 – Resultados dos Testes nos Resíduos da Estimação MQO logaritmo no  
nível das variáveis
- Tabela 12 – Estimação no Modelo VAR: Cálculo das Defasagens
- Tabela 13 – Teste de Johansen e Máximo Autovalor: Cointegração com 2 “lags”
- Tabela 14 – Princípio de Pantula
- Tabela 15 – VECM Modelo PPC 2 – Resultados
- Tabela 16 – VECM Modelo PPC 2 – Resultados Defasados
- Tabela 17 – Modelo PPC 2 usando VECM – Resultados Método MQO
- Tabela 18 – Teste ADF nos Resíduos da Regressão pelo Método MQO
- Tabela 19 – Teste Granger causalidade
- Tabela 20 – Testando a ordem de integração das variáveis da abordagem monetária
- Tabela 21 – Estimação no Modelo VAR: Cálculo das Defasagens
- Tabela 22 – Teste de Johansen e Máximo Autovalor: Cointegração com 2 “lags”
- Tabela 23 – Princípio de Pantula
- Tabela 24 – Sumário dos Testes do VECM Abordagem Monetária e Diagnósticos  
dos Testes
- Tabela 25 – VECM Abordagem Monetária. 1 “lag”
- Tabela 26 – Resultado da regressão do modelo híbrido proposto em MQO
- Tabela 27 – Testes de presença de raiz unitária nas variáveis do modelo híbrido  
proposto
- Tabela 28 – Regressão resíduo MQO contra resíduo defasado (-1)
- Tabela 29 – Estimação VAR. Estatísticas AIC e SBC por “lags”
- Tabela 30 – Estatísticas do traço e do máximo autovalor. Cointegração de  
Johansen com 2 “lags”
- Tabela 31 (a) – Equação de Cointegração Normalizada: Estimação pelo VECM  
com 2 “lags”
- Tabela 31 (b) – Correção de Erros: Estimação pelo VECM com 2 “lags”
- Tabela 32 – Estimação por MQO. Estimadores das variáveis
- Tabela 33 – Teste de Causalidade Ganger VECM

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC	Crítério de Informação Akaike
BACEN	Banco Central
BCB	Banco Central do Brasil
BM&F	Bolsa Mercantil de Futuros
BOVESPA	Bolsa de Valores do Estado de São Paulo
BP	Balanço de Pagamentos
CF	Função Autocorrelação
CLEARING	Câmara de Compensação
CMN	Conselho Monetário Nacional
DEPIN	Mercado de Câmbio do Departamento de Operações de Reservas Internacionais
EMBI	<i>Emerging Market Bonus Index</i>
FED FUND	Taxa de Juros Interbancária dos EUA/Taxa de juros do Federal Reserve para operar a política monetária
FMI	Fundo Monetário Internacional
FOMC	<i>Federal Open Market Committee</i> (Comitê de política monetária dos EUA)
IFAOC	Instituições Financeiras Autorizadas a Operar em Câmbio
IGP	Índice Geral de Preços
IGP-OG	Índice Geral de Preços Oferta Global
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
LOP	Lei do Preço Único
MHPM	Modelo Híbrido Portfólio e Monetário para Determinação da Taxa de Câmbio
MODELO AR	Modelo auto-regressivo
MODELO TAR	Modelo “ <i>threshold</i> ” auto-regressivo
MQG	Método dos Mínimos Quadrados Generalizados
MQO	Método dos Mínimos Quadrados
MTF	Mercado de Câmbio de Taxas Flutuantes
MTL	Mercado de Câmbio de Taxas Livres
NER	Taxa de Câmbio Nominal
OCDE	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PCTJ	Teoria da Paridade Coberta da Taxa
PIB	Produto Interno Bruto
PNCTJ	Paridade Não-Coberta da Taxa de Juros
PPC	Paridade do Poder de Compra
PPI	Índice Industrial do Produtor
PPP	<i>Purchasing Power Parity</i>
PTAX	Taxa de câmbio médio calculada pelo BCB com base nos negócios realizados com a divisa dólar na última meia hora do pregão diário
RER	Taxa de Câmbio Real
RMCCI	Regulamento do Mercado de Câmbio e Capitais Internacionais
RSB	Real
RSB por USD	Real por Dólar
SBC	Crítério de Informação Bayesiana Schwartz
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SISBACEN	Sistema de Informação Banco Central
USD	Dólar
VECM	Modelo Vetor de Correção de Erros

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO .....	18
<b>CAPÍTULO I – OS IMPACTOS DO MERCADO CAMBIAL .....</b>	<b>21</b>
1.1. <b>A Taxa de Câmbio, a Política Monetária e Previsão .....</b>	<b>21</b>
1.1.1 <u>A Taxa de Câmbio e os Preços .....</u>	22
1.2 <b>A Taxa de Câmbio e o Ciclo de Negócios .....</b>	<b>23</b>
1.3 <b>A Taxa de Câmbio e as decisões microeconômicas .....</b>	<b>25</b>
<b>CAPÍTULO II – REVISÃO DE LITERATURA: OS MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO .....</b>	<b>26</b>
2.1 <b>A Paridade do Poder de Compra (PPC) .....</b>	<b>28</b>
2.1.1 <u>A PPC Absoluta e Relativa .....</u>	29
2.1.2 <u>As Fontes de Desvios da PPC .....</u>	30
2.1.3 <u>Os Testes Empíricos da PPC.....</u>	32
2.2 <b>A Abordagem Monetária.....</b>	<b>33</b>
2.2.1 <u>O Modelo Monetário Básico.....</u>	34
2.2.2 <u>O “overshooting” .....</u>	36
2.2.3 <u>As Evidências Empíricas dos Modelos Monetários.....</u>	38
2.3 <b>O Modelo de Equilíbrio de conta-corrente/portfólio .....</b>	<b>39</b>
2.3.1 <u>As Hipóteses do Modelo .....</u>	40
2.3.2 <u>Os Resultados Extraídos do Modelo.....</u>	42
2.3.3 <u>As Evidências Empíricas e Críticas.....</u>	44
2.4 <b>A Nova Geração de Modelos.....</b>	<b>45</b>
2.4.1 <u>O Passeio Aleatório (“random walk”) .....</u>	46
2.4.2 <u>A Microestrutura do Mercado Financeiro.....</u>	50
<b>CAPÍTULO III – O MERCADO CAMBIAL BRASILEIRO E SUAS IDIOSINCRASIAS .....</b>	<b>54</b>
3.1 <b>Características do Mercado Cambial Brasileiro.....</b>	<b>54</b>
3.1.1 <u>O Mercado Cambial Brasileiro.....</u>	54
3.2 <b>A Segmentação do Mercado de Câmbio.....</b>	<b>58</b>
3.2.1 <u>O Mercado de Câmbio de Taxas Livres (MTL).....</u>	58
3.2.2 <u>O Mercado de Câmbio de Taxas Flutuantes (MTF).....</u>	59
3.3.3 <u>O Mercado Primário e Secundário.....</u>	60
3.4 <b>O Mercado Cambial Segmentado Por Prazo .....</b>	<b>63</b>
3.5 <b>As Operações no Mercado Cambial .....</b>	<b>63</b>
3.5.1 <u>Câmbio Manual.....</u>	64
3.5.2 <u>Câmbio Sacado.....</u>	64
3.5.3 <u>Câmbio Primário.....</u>	64
3.5.4 <u>Câmbio Secundário.....</u>	65
3.5.5 <u>Câmbio à Vista.....</u>	65
3.5.6 <u>Câmbio a Termo .....</u>	66
3.5.7 <u>Câmbio Futuro e Opções .....</u>	66
3.6 <b>Conclusões sobre a estrutura do mercado cambial brasileiro .....</b>	<b>68</b>
<b>CAPÍTULO IV – ANALISANDO O COMPORTAMENTO DA VARIÁVEL DEPENDENTE NO PERÍODO. O MODELO UNIVARIADO PARA A DETERMINAÇÃO E PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO .....</b>	<b>70</b>

4.1.	<b>O Conceito de Estacionariedade</b> .....	71
4.2	<b>Definindo o Modelo Univariado Adequado</b> .....	75
4.2.1	<u>As Funções Autocorrelação (ACF) e Autocorreção Parcial (PCF)</u> .....	75
4.2.2	<u>Os Critérios de Informação Akaike (AIC) e de Informação Bayesiana Schwartz (SBC)</u> .....	78
4.2.3	Analizando os Resíduos.....	79
4.3	<b>Aplicando a Previsão para o Modelo Definido</b> .....	81
4.4	<b>Conclusões sobre o Modelo Univariado</b> .....	82
<b>CAPÍTULO V - A APLICAÇÃO ECONOMETRICA DAS ABORDAGENS. RESULTADOS E CONCLUSÕES</b> .....		84
5.1	<b>Testando a PPC</b> .....	86
5.1.1	<u>As Variáveis</u> .....	85
5.1.2	<u>A Metodologia</u> .....	87
5.1.2.1	Aplicando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Verificando as premissas do método.....	90
5.1.2.2	Corrigindo a autocorrelação. Aplicando o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) .....	95
5.1.2.3	Aplicando o Método da Cointegração e o Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM) .....	97
5.1.2.3.1	O Método de Cointegração de Johansen .....	101
5.1.3	<u>Os Resultados dos Testes da PPC</u> .....	109
5.1.4	<u>Conclusões dos Testes da PPC</u> .....	112
5.2	<b>Testando a Abordagem Monetária</b> .....	114
5.2.1	<u>A Metodologia</u> .....	114
5.2.2	<u>As Variáveis</u> .....	116
5.2.3	<u>Aplicando o Método da Cointegração de Johansen e o Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM)</u> .....	118
5.2.4	Os Resultados dos Testes da Abordagem Monetária.....	124
5.2.5	Conclusões dos Testes da Abordagem Monetária.....	125
<b>CAPÍTULO VI – PROPONDO UM MODELO HÍBRIDO</b>		128
6.1	<b>Motivação</b> .....	128
6.2	<b>As Variáveis</b> .....	130
6.3	<b>A Metodologia</b> .....	139
6.3.1	<u>Aplicando o Método da Cointegração de Johansen e o Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM)</u> .....	141
6.4	<b>Os Resultados dos Testes do Modelo Híbrido</b> .....	147
6.5	<b>As Conclusões do Modelo Híbrido</b> .....	152
<b>CONCLUSÃO</b> .....		156
<b>REFERÊNCIAS</b> .....		164
<b>ANEXO 1 – Principais “Dealers” – dezembro (anos selecionados 2000/2007)</b> .....		172
<b>ANEXO 2 – TABELA 4 (a e b) - Resultados dos Modelos AR (a) e MA (b)</b> .....		173
<b>ANEXO 3 – Índices Mensais Utilizados (EUA): Período 1999 – 2007 ..</b>		175
<b>ANEXO 4 – Índices Mensais Utilizados (Brasil): Período 1999 – 2007 (IPEA)</b> .....		176

<b>ANEXO 5</b> – Cotações Fim de Mês - PTAX Venda e Compra (Brasil): 1999 – 2007 .....	178
<b>ANEXO 6</b> – Abordagem Monetária. Dados Utilizados. Fim de Mês. (a) Brasil e (b) EUA: 1999 – 2007 .....	179
<b>ANEXO 7</b> – Gráficos. Trajetória. Fim de Mês – Abordagem Monetária Brasil e EUA: 1999 – 2007 .....	181
<b>ANEXO 7</b> – EMBI “ <i>plus</i> ”. Fim de Mês – Abordagem Híbrida. Brasil: 1999 – 2007 .....	182

## INTRODUÇÃO

Desde janeiro de 1999 o Brasil adota um regime de livre flutuação para a taxa de câmbio. Entender a trajetória da taxa de câmbio no regime flutuante e sua relação com os fundamentos macroeconômicos é objeto de intensa literatura e não poderia ser diferente em relação ao Brasil.

Como nos mostram Rogoff e Stavrakeva (2008), a taxa de câmbio é uma importante variável econômica e um ativo pré-precificado; logo a volatilidade é inerente, mesmo porque ela reflete os fundamentos básicos macroeconômicos, tais como taxa de juros, a paridade do poder de compra e “*trade balance*”. Identificar a relação dessas fontes de flutuação sobre a taxa de câmbio é componente de suma importância para os “*policy makers*”.

Não existe unanimidade teórica sobre os modelos estruturais para explicar a determinação de uma taxa de câmbio flutuante. Três modelos – abordagens – emergiram como principais, após o fim do regime de Bretton Woods. São eles: (i) o modelo da Paridade do Poder de Compra (PPC), adotado como uma teoria de longo prazo; (ii) uma abordagem monetária, ou seja, modelos monetários para explicar o canal de transmissão dentro da PPC, principalmente para explicar o descolamento da taxa de câmbio da PPC; e (iii) a abordagem conta-corrente/portfólio, ressaltando a importância do nível agregado dos ativos (estoque) financeiro na determinação da taxa de câmbio.

No entanto, infelizmente, os resultados empíricos e a performance estrutural desses modelos têm sido frustrantes. O seminal artigo de Meese e Rogoff (1983) argumentou que a taxa de câmbio segue um comportamento aleatório, definido como “*random walk*”, pelo menos no curto prazo.

O objetivo da dissertação é testar as duas principais abordagens propostas pela literatura para a determinação da trajetória da taxa de câmbio no Brasil (real por dólar – RSB por USD) a partir do início do regime de câmbio flutuante, janeiro de 1999, até dezembro de 2007, através de modelos econométricos.

Nesta dissertação iremos testar a Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) e a abordagem monetária, com explícito objetivo de apurar se pela diferença nos índices de compra ou pelo viés do diferencial da taxa de juros influenciou de maneira decisiva a trajetória da taxa de câmbio, respectivamente.

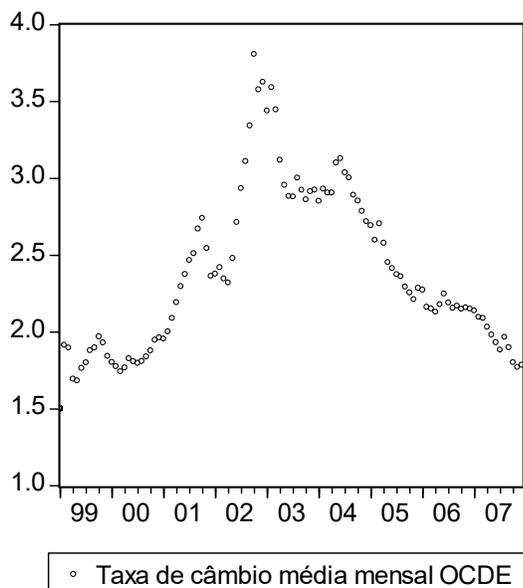
Pretendemos ainda verificar se trajetória da taxa de câmbio é cointegrada com as variáveis explicativas dos modelos adotados. Se sim, encontraremos uma correlação de

movimentos de longo prazo entre elas e assim poderemos inferir o quanto a taxa de câmbio respondeu à magnitude das variáveis com desvios no período estudado.

O Gráfico 1 mostra os pontos da taxa de câmbio média mensal dólar por real estimada pela OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) durante janeiro de 1999 até dezembro de 2007. Nele podemos notar que a trajetória média mensal durante os anos apresenta forte alteração no período compreendido entre 2001 e 2003. Apesar disso, notamos um retorno a uma taxa média (ou de equilíbrio) gradualmente.

Com o sucesso recente de aplicações de econométricas, ou seja, modelos de equilíbrio de longo prazo com ajustamentos de curto prazo aos desvios apresentados, aplicados a modelos estruturais híbridos nos resultados de curto prazo (CHEUNG, CHINN E PASCUAL, 2003/2005 e ENGEL, MARK E WEST, 2007), iremos também propor um modelo híbrido, uma vez que capturar as variáveis que melhor podem explicar a trajetória da taxa de câmbio é quase um exercício idiossincrático de cada economia.

Gráfico 1 – Taxa de Câmbio (média mensal)



Fonte: OCDE, jan/99 – dez/07.

Existe na literatura alguma evidência que suporta a existência de um conjunto de variáveis que causa choques sobre a taxa de câmbio com efeitos diferentes; o real e o nominal. Os choques nominais tendem a ter ação temporária sobre os efeitos reais, enquanto os choques reais afetam a taxa de modo permanente. Por exemplo, pretendemos aplicar a metodologia

Vetor de Correção de Erros (VECM) para testar o quanto da trajetória da taxa de câmbio no período é marcada por efeitos temporários ou permanentes, uma vez que existe um intenso debate a respeito da taxa de câmbio de equilíbrio e quais as políticas macroeconômicas poderiam alterar esse equilíbrio.

Essa dissertação está dividida em seções.

No Capítulo I, abordam-se os impactos do mercado cambial sobre a economia, ressaltando a importância da taxa de câmbio em uma economia de crescente participação internacional, enumerando algumas relações freqüentes.

No Capítulo II traçamos uma breve revisão de literatura a respeito dos principais modelos e teorias que pretendem explicar/determinar a trajetória da taxa de câmbio flutuante.

O terceiro Capítulo descreve o mercado cambial brasileiro suas regras, normas e suas idiossincrasias, uma vez que elas podem ajudar a promover modelos com características peculiares para a trajetória do câmbio.

No Capítulo IV faremos a análise do comportamento da taxa de câmbio nominal. Usaremos um modelo univariado para testar a determinação e previsão da taxa de câmbio com base na trajetória passada da série temporal. Essa metodologia é freqüentemente chamada de econometria sem embasamento teórico, mas tem apresentado bons resultados em algumas séries temporais macroeconômicas

No Capítulo V faremos os testes empíricos aplicados ao Brasil no período pretendido com base nos duas principais abordagens ilustradas pela teoria econômica, a PPC e a abordagem monetária. Usaremos uma metodologia para correção de possíveis divergências ou falhas estatísticas. Usaremos a Cointegração e o Modelo de Correção de Erros (VECM) para identificar possíveis ajustamentos de longo e curto prazo, ou seja, efeitos permanentes ou temporários.

No sétimo Capítulo propomos a aplicação de um modelo híbrido e mostramos os resultados com a inclusão de algumas variáveis freqüentemente apontadas como fundamentais para o ajustamento dos desvios da taxa de câmbio nominal no período estudado.

O trabalho finaliza-se com a apresentação das principais conclusões e da lista de referências bibliográficas que tornaram possível o seu desenvolvimento.

## **CAPÍTULO I OS IMPACTOS DA VARIÁVEL TAXA DE CÂMBIO**

A abordagem desta seção reflete a importância dessa fundamental variável macroeconômica, taxa de câmbio, principalmente nos dias atuais, onde a crescente participação internacional, seja por fluxos de comércio e/ou por fluxos financeiros, acontece *de facto*, e a taxa de câmbio flutuante precifica esse movimento em primeira mão, senão de forma instantânea.

Aplicar ou desenvolver modelos que conseguem capturar os movimentos relativos das moedas, e mais, poder aplicá-los em previsão, é condição *sine qua non* dos agentes econômicos; empresas, governos, instituições financeiras etc, que desejam realmente extrair melhores posições, mesmo porque a dinâmica diária desse mercado não permite posicionamento recalcitrante.

Por isso, faz-se mister descrever como algumas variáveis macroeconômicas se relacionam com a taxa de câmbio e o impacto sobre o comportamento dos agentes econômicos de variadas formas.

Faremos nesse capítulo de forma generalizada, porque iremos detalhar mais à frente em outro capítulo algumas idiosincrasias do mercado cambial brasileiro, e possivelmente isso pode impactar os resultados esperados.<sup>1</sup>

## 1.1 A Taxa de Câmbio, a Política Monetária e Previsão

Deixando o debate sobre regime cambial adequado<sup>2</sup> de lado, a interação entre a política monetária a taxa de câmbio é notória. Mesmo em regimes de livre flutuação, a autoridade monetária é presente no mercado cambial, seja para regular em bases suaves as cotações ou para tentar breçar possíveis flutuações abruptas consideradas danosas, ainda que essas intervenções possam ser classificadas como estéreis na maioria das vezes.

No entanto, os argumentos para um acompanhamento próximo da taxa de câmbio nominal seguem a cartilha de que (i) as flutuações podem ser excessivas; (ii) que flutuações

---

<sup>1</sup> Aqui não se pretende esgotar o assunto, apenas ilustrar algumas particularidades na relação taxa de câmbio e economia como um todo. Para exemplos, ver em Lima (1995) e de Paula, Pires e Meyer (2008).

<sup>2</sup> Foge ao escopo dessa dissertação argumentos prós e contras quanto aos regimes cambiais conhecidos. No entanto aqui iremos trabalhar com a taxa de câmbio real/dólar dos Estados Unidos de janeiro de 1999 até dezembro de 2007, ou seja, período de livre flutuação da taxa de câmbio.

podem ter ações adversas na economia; e que (iii) é possível estabelecer tendências ou trajetórias mais suaves para a taxa de câmbio.

A incerteza da trajetória da taxa de câmbio afeta as decisões de investimento, negociações comerciais, dentre outras variáveis. Esses argumentos, também, reforçam a necessidade de estabelecer modelos capazes de prever o comportamento futuro da taxa de câmbio.

Estamos argumentando em tornar incertezas em riscos. Existe uma diferença sutil entre ambos. Incerteza é o movimento completamente desconhecido da variável. Ao tentar modelar qualitativamente as previsões da variável, no caso a taxa de câmbio, o agente econômico cria uma distribuição de probabilidade em torno de resultados, estabelecendo possibilidades de decisões, que lhe garantem uma chance de estar melhor do que antes, uma condição de Pareto ótimo<sup>3</sup>. Ao se comportar dessa maneira o agente econômico reduz as chances de perdas, embora a distribuição de probabilidades se baseie em observações passadas.

A questão pode ser definida na seguinte pergunta: se o futuro é incerto deveríamos então nos ater a esperá-lo?

### 1.1.1 A Taxa de Câmbio e os Preços

A literatura econômica aponta uma relação positiva (direta) entre as variáveis, câmbio e preços, em um processo de alta.

Um processo inflacionário crescente se processa por estágios sucessivos, qualquer que seja a sua origem. Quando o câmbio é parte integrante desse processo, os efeitos inflacionários sobre os preços domésticos são mais céleres, conforme nos mostrou Gudin (1979). A explicação dessa celeridade da variação dos preços domésticos encontra respaldo no maior custo das empresas em função de insumos externos e das cotações de bens e serviços “*tradeables*”, por expectativas inflacionárias, ou ainda por elevação dos preços administrados cotados em moeda externa.

---

<sup>3</sup> Uma alocação factível  $(x_1, \dots, x_I, y_1, \dots, y_J)$  é Pareto ótima (ou eficiente) se não existe nenhuma outra alocação factível  $(x'_1, \dots, x'_I, y'_1, \dots, y'_J)$  tal que  $u_i(x'_i) \geq u_i(x_i)$  para todo  $i = 1, \dots, I$  e  $u_i(x'_i) > u_i(x_i)$  para alguns  $i$ . (In: MAS-COLELL, WHINSTON e GREEN, 1995, p. 312).

Descrevemos acima o efeito “*pass-through*”, ou seja, o repasse de maior taxa de câmbio aos preços domésticos. Há que ressaltar que a literatura econômica sinaliza uma maior rigidez para o caso oposto, isto é, uma apreciação da moeda doméstica não significa desinflação dos preços domésticos em mesma ou próxima intensidade de variação para o caso de uma depreciação da moeda doméstica. (FERREIRA e JAYME JR, 2005).

## 1.2 A Taxa de Câmbio e o Ciclo de Negócios

A taxa de câmbio é muito importante em um cenário globalizado, principalmente para as empresas, sejam participantes diretos ou não do comércio global.

As empresas que desejam atuar no mercado externo pretendem capturar os benefícios resultantes da internacionalização. Um desses benefícios é o alargamento das fronteiras comerciais. Outro é poder capturar a oferta de fundos financeiros internacionais desejosos em diversificar o portfólio como forma de financiamento.

A taxa de câmbio serve como parâmetro de risco para essa atuação, pois ao mesmo tempo em que uma desvalorização da moeda doméstica serve como atrativo comercial também pode significar uma elevada transferência de recursos como forma de pagamento de obrigações.

Um exemplo da utilização da taxa de câmbio como medida de competitividade pode ser visto no Gráfico 2 a seguir. Trata-se de uma ponderação pelo índice do PPC dos 16 maiores parceiros comerciais com relação às exportações de manufaturados (ano base 2001) pelos índices de preços<sup>4</sup>. Na verdade, trata-se de uma aproximação para mensurar se o desvio de uma taxa de câmbio real impacta a balança comercial. De certo, os índices utilizados para a ponderação podem ser questionáveis.

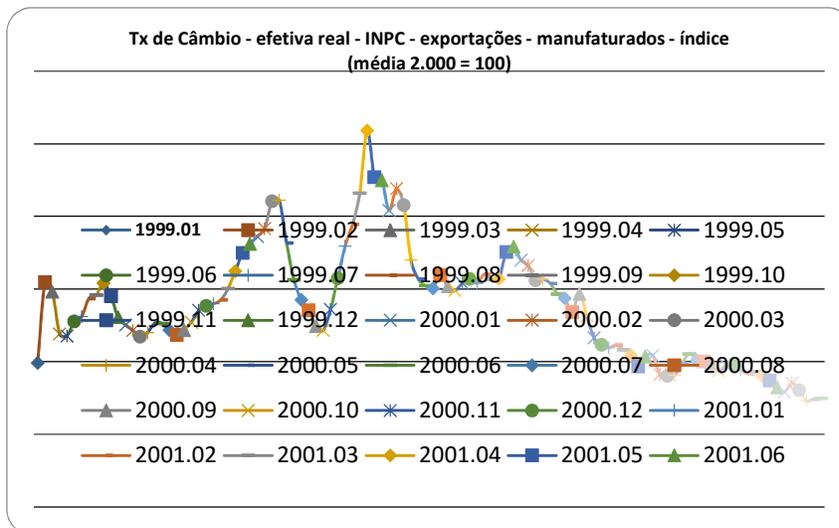
Mesmo para as empresas que não atuam diretamente no cenário globalizado, participando somente no mercado doméstico, a taxa de câmbio impacta custos diretos e indiretos, sem falar nos preços finais<sup>5</sup>. Alterações na taxa de câmbio impactam diretamente o ciclo de negócios através do consumo e investimento.

---

<sup>4</sup> Medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de Paridade do Poder de Compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. Para definir a PPC usou-se o Índice de Preço por Atacado do País em caso e o INPC/IBGE do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras de manufaturados em 2001.

<sup>5</sup> As commodities são produtos cotados internacionalmente, portanto para muitas empresas sua estrutura de preços e custos reflete forte participação de preços internacionais. Os preços administrados pelo governo são exemplos de custo indiretos que dependem da taxa de câmbio.

Grafico 2 – Taxa de Câmbio – Real/INPC – exportações/Manufat  
(índice% mensal)



Fonte: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA)

Os governos entendem e sabem dessa intrínseca relação e não faltam casos na história econômica de ações governamentais no intuito de influenciar as paridades entre as principais moedas, principalmente em momentos de turbulência internacional. Essas ações dos “*policy makers*” podem ser internas (através de intervenções diretas no mercado cambial, seja via oferta de títulos públicos, por alterações na política econômica, ou ainda por intermédio de acordos) ou combinadas entre governos.

Uma dessas é o Acordo Plaza de 1985.<sup>6</sup> As decisões desse acordo, além de representarem uma reversão da política estadunidense em relação ao comportamento da taxa de câmbio flutuante, marcaram a preocupação dos governos em relação à volatilidade da taxa de câmbio e seus efeitos sobre o ciclo de negócio. (KRUGMAN e OBSTFELD, 2001).

A literatura cita três como os principais fatores que influenciam a volatilidade da taxa de câmbio. São eles: (i) a volatilidade nos fundamentos macroeconômicos; (ii) a alteração nas expectativas dos agentes econômicos; e (iii) os movimentos especulativos pelos agentes econômicos.

<sup>6</sup> Encontro ocorrido em setembro de 1985 no Hotel Plaza onde ministros das finanças e presidentes dos bancos centrais dos EUA, Japão, Reino Unido, França e Alemanha Ocidental decidiram coordenar ações para provocar uma depreciação do dólar.

### 1.3 A Taxa de Câmbio e as Decisões Microeconômicas

A taxa de câmbio é um importante sinalizador para os agentes econômicos tomarem decisões quanto a consumo. Os índices de inflação afetam a renda individual através do efeito “*pass-through*” das alterações da taxa de câmbio sobre os preços domésticos, seja através do repasse via custos das empresas ou através dos preços administrados pelo governo.

Uma depreciação da moeda (taxa de câmbio maior) conduz a movimento de alta da taxa de juro e esse movimento impacta a renda das famílias através de maiores pagamentos hipotecários e de outras formas de crédito pessoal. Por outro lado, uma apreciação da moeda doméstica conduz a maiores gastos externos e internos.

## CAPÍTULO II REVISÃO DE LITERATURA: OS MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

O preço de uma moeda em comparação ao preço de outra é denominado taxa de câmbio. Por causa de sua forte influência sobre a conta-corrente e outras variáveis macroeconômicas, as taxas de câmbio estão entre os preços mais importantes em uma economia aberta. (KRUGMAN e OBSTFELD, 2001, p. 339).

É inegável que o estudo sobre a determinação da taxa de câmbio em um regime cambial flutuante torna-se muito mais complexo com as relações às quais os autores acima revelam. Revela-se então a importância de uma revisão sobre o que foi escrito na literatura e suas aplicações empíricas.

Para começar, uma definição de regime cambial flutuante nos é dada por Williamson (1989), segundo o qual “uma taxa de câmbio cujo valor não fica dentro de certos limites preestabelecidos pela ação oficial – atuando o governo como comprador ou vendedor residual de divisas sempre que necessário, diz-se flutuante”. (p. 196).

Obviamente, existem divergências em se aceitar fielmente essa caracterização, mesmo porque a ação dos governos nem sempre tende a ater-se na intenção residual, mas sim ao fornecimento de uma direção para uma pretensa trajetória. Os movimentos de curto prazo podem ou não ser alterados por uma ação de governo, até mesmo porque não se sabe qual é a meta ao certo, pois o que o mercado dispõe são estimativas de valores para onde o governo pretende colocar o valor da taxa de câmbio nominal.

Segundo Garofalo (2004, p. 150), um sistema de taxas flutuantes é aquele que a direção da taxa de câmbio nominal é errática, mesmo que exista ingerência do governo na trajetória. Esse autor divide esse regime em flutuação limpa ou “*dirty*”, isto é, sem interferência ou com interferência do governo, respectivamente. De qualquer forma, é usual tratar a taxa de câmbio na qual é estabelecida pelas forças do mercado e pelas intervenções do governo (BCB). (ZINI JR., 1995, p. 17).

Podemos afirmar que a teoria da determinação da taxa de câmbio flutuante segue um padrão cíclico do próprio comportamento da taxa de câmbio durante os ciclos econômicos, principalmente a partir do período do pós-guerra, nos anos 1970, quando o sistema financeiro mundial erguido pela Conferência de Bretton Woods, baseado em taxas fixas (paridade), ruiu por completo, após os Estados Unidos da América abandonarem a paridade ouro para o dólar (USD), seguindo um movimento iniciado pelas economias européias a favor de suas moedas em relação ao USD.

Não que a teoria tenha sido primeiramente abordada somente em tal época; já existiam trabalhos feitos sobre o tema. Embora sem evidência empírica, esses trabalhos previram a importância de um mercado cambial de taxas flutuantes em um regime de transações comerciais de maior volume entre nações. Friedman (1985, p. 68) comentou nesse sentido que:

Há somente dois mecanismos consistentes com um mercado e um comércio livres. Um deles é o padrão-ouro internacionalmente e completamente automático. Isto, como vimos no capítulo anterior, não é nem factível nem desejável, e, de qualquer forma, não podemos adotá-lo por conta própria. O outro é um sistema de taxas de câmbio livremente flutuantes, determinadas no mercado de transações privadas sem a intervenção governamental.

Durante a primeira fase de regimes flutuantes, no meio da década de 1970, os economistas se encontravam razoavelmente satisfeitos com o instrumental para a análise dos modelos, os modelos tradicionais, baseados na teoria quantitativa da moeda e no “*purchasing power parity*” (PPP), ou simplesmente, paridade do poder de compra (PPC), descrevendo equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio em função da oferta de moeda e na cesta de consumo entre países, mantendo a rigidez de preços de curto prazo.

No decorrer dos anos, com a própria evolução do sistema financeiro mundial, com seu alargamento de operações, desafios e percalços, somaram-se aos modelos tradicionais outros modelos que passaram a incluir análises de equilíbrio no portfólio e suas relações de ativos líquidos e conta-corrente.

A razão teórica, mesmo sem consenso, foi profundamente abalada com a publicação de seminal artigo de Meese e Rogoff, em 1983, onde se demonstrou que os modelos não possuíam robustez na predição quando comparados com um simples modelo baseado no “*random walk*” da taxa de câmbio.

Claramente que os modelos tradicionais para a determinação da taxa de câmbio não conseguem decifrar as várias relações entre as inúmeras variáveis que se relacionam na economia com os movimentos da taxa de câmbio e vice versa, portanto o próprio desenrolar dos ciclos econômicos contribuiu para adicionar novos “*insights*” nesses modelos, além do aperfeiçoamento do instrumental de análise de séries temporais, permitindo melhor performance nas previsões.

De qualquer maneira, rever os modelos tradicionais de determinação da taxa de câmbio flutuante é interessante no âmbito deste Capítulo e sempre que for importante faremos os acréscimos que sugerem os artigos que abordam esses modelos, avançando quando preciso até a nova geração de modelos que aborda, por exemplo, as características fundamentais dos mercados financeiros, bem como acrescentam a análise de microestrutura na determinação da

taxa de câmbio. Não é necessário dizer que os avanços na teoria foram em parte resultados da proposição “*random walk*”, pois foi imprescindível interpretar que os modelos econômicos para a determinação da taxa de câmbio não são de todo ruins. (MARK, 1995 e ENGEL, MARK e WEST, 2007), e que “the truth is that Meese-Rogoff empirical evaluation loads the dice against the “*random walk*” model”.<sup>7</sup> (DE GRAUWE, 2005, p. xii)

## 2.1 A Paridade do Poder de Compra (PPC)

Purchasing power parity (PPP) is one of the most important theoretical concepts in international economics. (FRANKEL e ROSE, 1996, p. 209).

O modelo PPC é fruto de longa história econômica, desde os primórdios do Mercantilismo. Na segunda metade do século XX Gustav Casel grafou o termo. O modelo nunca deixou de frequentar o “*mainstream*” da teoria da determinação da taxa de câmbio.

Contudo, a não-robustez nas predições de curto prazo não suscitou confiança como evidência. No entanto, renasce como teoria quando, em anos recentes, estimulou os teóricos sobre determinação da taxa de câmbio a reverem suas análises para o comportamento de longo prazo da taxa de câmbio, tornando-o obrigatório como ponto de partida diante da perspectivas de desvendar possíveis desequilíbrios da taxa de câmbio ou possíveis trajetórias, mesmo que testes empíricos anteriores desse modelo não fosse conclusivos (ROGOFF, 1996).

No entanto, as séries temporais de curto e médio prazo não mostraram forte evidência, mas em séries temporais longas fortaleceu-se a evidência em torno da PPC (Rogoff, 1986). Ao menos, existe um consenso na literatura relativo à existência de uma tendência moderada que a taxa de câmbio real converge para um equilíbrio de longo prazo (idem). Alguns trabalhos estimaram uma meia-vida para os desvios da PPC de aproximadamente quatro anos (FROOT e ROGOFF, 1994).

A PPC, no entanto, é uma teoria que sustenta que a taxa de câmbio real (RER) entre duas moedas deve permanecer constante no longo prazo, mesmo com alterações na taxa de câmbio nominal (NER), pelas razões que iremos ver. A PPC tem sido usada tanto como um modelo de determinação da taxa de câmbio com si própria ou como o elemento central no modelo monetarista de determinação da taxa de câmbio. A PPC é uma teoria de como os níveis

---

<sup>7</sup> “a verdade é que a avaliação empírica de Meese-Rogoff ‘joga’ os dados contra o modelo passeio aleatório”.

de preços interagem, ou seja, explica os movimentos na taxa de câmbio em função de alterações dos níveis de preços entre os países.

Um conceito importante que norteia a teoria PPC é a Lei do Preço Único (LOP), isto é, que nos mercados de concorrência perfeita, aqueles onde não há demais custos e barreiras, os bens idênticos comercializados em mercados diferentes devem ser vendidos pelo o mesmo preço quando indicados em uma única moeda. A diferença de preços permite a arbitragem, isto é, ganhos por diferença entre mercados. A arbitragem perfeita assegura que o preço específico de um produto, quando convertido pela taxa de câmbio, será o mesmo em cada um dos países.

### 2.1.1 PPC Absoluta e Relativa

A PPC absoluta (estrita) supõe que a Lei do Preço Único (LOP) é válida para todos os produtos; assim preços e taxa de câmbio serão ajustadas a manter em igualdade a cesta de produtos entre os países. Assim os preços são determinados pelos mesmos fatores reais. Isso, obviamente, requer que os preços relativos de todos os produtos sejam flexíveis. Melhor dizendo, a PPC estabelece que a taxa de câmbio entre duas moedas de dois países é igual à relação entre os seus níveis de preços. Uma queda no poder aquisitivo doméstico da moeda (inflação) será associada a uma depreciação da moeda no mercado de câmbio (maior taxa de câmbio). E vice-versa, um aumento no poder aquisitivo doméstico será associado com apreciação proporcional da moeda (menor taxa de câmbio). A taxa de câmbio expressa quanto em uma moeda podemos comparar o poder de compra entre os países.

$$E = \frac{P_i}{P_j} \quad ; \text{ onde } E \text{ é a taxa de câmbio, } P_i \text{ e } P_j \text{ são níveis de preços dos países.} \quad (1)$$

$$P_i = E \cdot P_j$$

A PPC absoluta implica que as taxas de câmbio são iguais aos níveis de preços relativos. Logo, a mudança percentual na taxa de câmbio entre duas moedas em qualquer período é igual ao diferencial entre as mudanças percentuais dos níveis de preços nacionais, ou seja, uma PPC relativa. Ela indica que mudanças no nível de preço e na taxa de câmbio envolvem a preservação entre o poder de compra doméstico e estrangeiro de cada moeda. Seguindo notação usada em Frankel e Rose (1996):

$$\Delta e_{i,t} = \alpha + \beta(\Delta p - \Delta p^*)_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

Onde  $\Delta$  denota o operador de primeira diferença;  $i$  denota o país e  $t$  denota o tempo;  $e$  denota o log natural da taxa de câmbio;  $p$  ( $p^*$ ) denota o log natural do índice de inflação doméstico e externo, respectivamente; e  $\mu$  é um distúrbio auto-regressivo<sup>8</sup>. Uma mudança proporcional na taxa de câmbio seria igual à diferença entre as taxas de inflação dos países. Por exemplo, se um país X tem uma inflação de 4% aa., enquanto o país Z tem uma taxa de 2% aa. então a taxa de câmbio de X deve depreciar 2%.

A teoria PPC implica que  $\beta = 1$ , assim a diferença da taxa de câmbio será resposta da diferença do nível de preço agregado entre os países<sup>9</sup>.

### 2.1.2 As Fontes de Desvios da PPC

Na forma log natural<sup>10</sup>, os níveis de preços dos países podem ser expressos da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} p &= \lambda p^t + (1 - \lambda) p^{nt} \\ p^* &= \lambda^* p^{t*} + (1 - \lambda^*) p^{nt*} \end{aligned} \quad (3) \text{ e } (4)$$

Onde:  $p^t, p^{nt}$  denotam os preços domésticos para os produtos “*tradeables*” e “*non-tradeables*”, respectivamente;  $\lambda$  e  $(1 - \lambda)$  denotam a participação acima na composição do nível de preços agregado; e, como de praxe, (\*) se usa em relação aos preços, tipos de produtos e participação externa. Substituindo (3) e (4) em (2):

$$\Delta e_{i,t} = \alpha + \beta \left[ (\Delta \lambda p^t - \Delta \lambda^* p^{t*}) + (\Delta (1 - \lambda) p^{nt} - \Delta (1 - \lambda^*) p^{nt*}) \right] + \mu_{i,t} \quad (5)$$

Como podemos notar, a PPC será válida se a diferença dos produtos “*tradeables*” domésticos e externos for zero. No entanto, a variação dos produtos “*non-tradeables*” será importante para a determinação da diferença na taxa de câmbio. A equação (4) nos mostra que

<sup>8</sup> Auto-regressivo de ordem 2.

<sup>9</sup> O teste de hipótese de “random walk” seria não rejeitar  $H_0 = \alpha = \beta = 0$ .

<sup>10</sup> Note que as letras minúsculas referem-se a logarítmicos. A literatura usa os modelos em log natural.

a taxa de câmbio real é guiada por movimentos nos dois tipos de produtos, além da participação deles em cada economia, ou seja, o tipo de estrutura econômica que possuem.

Obviamente, havendo diferenças nas composições das estruturas econômicas, é possível que a taxa de câmbio apresente desvios de trajetória. Em um nível superior, tem-se argumentado que: (i) a produtividade tende a ser maior em países desenvolvidos; (ii) o consumidor em países desenvolvidos gastam uma proporção maior da sua renda em produtos “*tradeables*”; (iii) a produtividade cresce mais rápida nos produtos dos setores “*tradeables*” do que dos “*non-tradeables*”. Seguindo estas, foi discutido que a inclusão de ambos (*tradeables* e *non*) conduz a desvios no cálculo da PPC baseada em taxas de câmbio<sup>11</sup>.

A presença de produtos “*non-tradeables*” conduz a problemas. Devemos definir a PPC em termos de produtos sozinhos ou em termos de todos os produtos? Faz-se sentido ao usar somente os preços dos “*tradeables*” para definição da taxa de câmbio, mas para análise com os de taxas de inflação e efeitos de alocação a situação se complica. Por outro lado, a PPC “vale menos” se bens “*non-tradeables*” não são incluídos.

Outra possibilidade de desvios do modelo é que a LOP não é válida, ou seja, deve existir algum grau de substituição entre os bens, mas não perfeita e menos ainda no curto prazo. Embora não estamos interessados se os preços são perfeitamente flexíveis ou não, mas a proposição monetarista é de convergência de longo prazo. Uma possibilidade de vagaroso (lento) ajuste dos preços dos produtos em relação aos preços dos ativos é questão principal do modelo de Dornbusch (1976), que pode ser visto como uma explicação dos desvios do modelo PPC no curto prazo.

Apesar do processo de globalização, é estranho pensar em uma cesta de produtos heterogênea. Mesmo que assumindo a validade da LOP, uma alteração de composição da cesta de produtos pode alterar a predição da taxa de câmbio pela PPC. A versão relativa suaviza essa crítica, pois parece ser mais apropriada, pois sustenta que o percentual de mudança na taxa de câmbio do período é aquela que anula a diferença entre taxas de inflação do mesmo período. (SODERSTEN e REED, 1994, p. 583 e TAYLOR e TAYLOR, 2004, p. 137). Outra indicação para os testes seria a utilização de índices do tipo industriais do produtor (PPI), que abrangesse uma maior participação de “*tradeables*” entre a comparação de cestas.

Mesmo assumindo as hipóteses do modelo, isto é, zero de custos de transporte, tarifas, custos de transações, barreiras e outras situações de mercados imperfeitos, a teoria falha quando ignora o processo de formação de preços e salários, o que implica em diferentes graus de rigidez

---

<sup>11</sup> A tese Balassa-Samuelson argumenta que países com maiores diferenças na produtividade tendem a ter suas taxas de câmbio sobrevalorizadas.

(ZINI JR., 1995, p. 112). A versão fraca (relativa) da PPC talvez não seja tão afetada. No entanto, Taylor e Taylor (2004, p. 137) citam o “efeito fronteira” como fonte de desvios a PPC, isto é, a volatilidade da diferença de preços tende a ser maior quanto maior for a distância entre locais de comercialização do mesmo item, e se em locais em diferentes países, a volatilidade aumenta substancialmente.

### 2.1.3 Os Testes Empíricos da PPC

É válido raciocinar que as evidências empíricas não conseguem capturar que o modelo PPC seria uma tentativa de ajuste, quando a absorção interna<sup>12</sup> acusa desequilíbrios na Balança Comercial que são corrigidos por mudanças nos preços relativos, dos produtos ou da taxa de câmbio, seja por existirem mecanismos que permitem esse ajuste automático ou por flexibilidade total dos preços e/ou por inexistência de intervenções das autoridades monetárias, uma vez que o efeito renda no comércio internacional não pode ser ignorado.

Surge a questão se o modelo PPC é um modelo em si ou base para a teoria? Os estudos empíricos poder ser agrupados em três amplos resultados: (1º) os que testam a validade da LOP, e fazendo isto poderiam ter-se índices estimados; (2º) os que tentam estimar formas generalizadas para as equações acima e testam a significância do parâmetro predito pela a PPC; e finalmente (3º) os que perguntam o quanto a PPC fornece previsões eficientes dos movimentos das taxas de câmbio ao longo do tempo.

Os estudos usando o 1º método geralmente concluem que a LOP não vale e em particular não valem as mudanças da taxa de câmbio resultante das mudanças nos preços relativos, logo é aparentemente impossível construir o índice. Estudos com base em regressões sugerem que as hipóteses PPC não são aceitas no curto prazo, mas, como dito antes, existe uma crença em relação ao longo prazo. Os estudos mais sofisticados, incluindo taxas de juro, expectativas racionais e níveis de preços examinam a eficiência dos mercados em garantir uma paridade das taxas de câmbio. As evidências destes modelos não são robustas.

Os testes mostram que nem a PPC absoluta nem a PPC relativa parecem se sustentar no curto prazo, embora no longo prazo as duas tendam a mostrar um resultado razoavelmente melhor na média, principalmente quanto maiores forem os movimentos nos preços relativos,

---

<sup>12</sup> Maior consumo privado, investimento e ou de gastos públicos.

e/ou usando índices de preços do produtor ao invés de índices de preço dos consumidores (TAYLOR e TAYLOR, 2004).

É difícil enxergar visão de que a taxa de câmbio está totalmente desvinculada dos preços, assim como é difícil não olhar o modelo com algum ceticismo. É possível que a PPC incorpore elementos importantes da determinação da taxa de câmbio, e que quando incorpora elementos mais gerais passe a ter um desempenho melhor.

Under the skin of any international economist lies a deep-seated belief in some variant of the purchasing power parity (PPC) theory of the exchange rate. (TAYLOR e TAYLOR, 2004, p. 135, citando Dornbusch e Krugman (1976)).

## 2.2 A Abordagem Monetária

Com o fim da conversibilidade do USD (e desvalorização) em relação ao ouro, o mundo presenciou um sistema de livre flutuação das principais moedas, após sucessivos fracassos de restauração do acordo de Breton Woods.

Vivenciou-se, então, uma metodologia dominante para a determinação das taxas de câmbio, chamada de modelo monetário, que não descartou a teoria PPC, pelo contrário, confirmou-se a teoria PPC como a tendência de longo prazo. Contudo, o modelo monetário se propunha a explicar que, se a taxa de câmbio é um preço relativo entre duas moedas, então esse preço relativo deveria ser determinado pela relação entre demanda e oferta da moeda nos mercados monetários, que deveria estar em equilíbrio com o mercado de ativos. Alterações na oferta de moeda alterada devem alterar a trajetória da taxa de câmbio, embora de forma distinta entre os mercados.

O modelo é de mais fácil entendimento ao se explicar os efeitos da oferta de moeda do país e de sua demanda por moeda sobre taxas de juros e sobre taxas de câmbio. Esses eventos monetários influenciam a taxa de câmbio tanto pela taxa de juros quanto pela expectativa futura de taxa de câmbio.

### 2.2.1 O Modelo Monetário Básico

A ênfase do modelo está nos fatores que explicam as variações nos preços, uma vez que as taxas de câmbio derivam da interação entre níveis de preços. O ponto inicial é a oferta e demanda de moeda. Veremos que a influência sobre a taxa de câmbio será pela taxa de juros e/ou pela expectativa futura da taxa de câmbio.

A oferta de moeda é o agregado monetário que o Banco Central (BCB) denomina de M1, isto é, a quantidade total de papel-moeda e de depósitos à vista retidos por empresas e indivíduos. Os grandes depósitos negociados no mercado de câmbio não são considerados parte da oferta de moeda, pois são menos líquidos e não são usados para transações rotineiras. Assumiremos que a oferta de moeda é exógena, isto é, determinada em algum nível pelo BACEN.

A demanda por moeda em um país é a soma das demandas individuais, assim três fatores desempenham papel primordial: (i) taxa de juros,  $R$ ; (ii) nível de preços,  $P$ ; e (iii) renda nacional,  $Y$ . Assim, seja a função demanda real por moeda, com o sinal acima das variáveis mostrando a resposta sobre a demanda real.

$$\frac{M}{P} = f(\bar{R}, Y^+) \quad (6)$$

Usando a forma log da PPC absoluta (1) e substituindo a equação (6) na forma log (as duas equações logo abaixo), teremos uma equação do modelo monetário.

$$\begin{aligned} e_t &= p_t - p_t^* \\ m_t - p_t &= -\phi i + \theta y \\ e_t &= m_t - m_t^* + \phi(i_t - i_t^*) - \theta(y_t - y_t^*) \end{aligned} \quad (7)$$

A equação (7)<sup>13</sup> assegura que a taxa de câmbio estará em equilíbrio quando a oferta monetária relativa estiver. A elasticidade da taxa de juro na forma log (i) e a elasticidade-renda da demanda por moeda (y é a forma log da renda nacional),  $\phi$  e  $\theta$ , respectivamente, podem ser estimadas em uma função demanda real por moeda, tanto para a moeda doméstica (m) quanto para a moeda externa (m\*).

Em relação aos parâmetros das duas últimas variáveis da equação (7), podemos observar que a taxa de câmbio será menor no caso de uma taxa de crescimento maior da renda nacional, ou seja, a moeda doméstica tende a apreciar, isto porque o aumento do PIB cria um excesso de

<sup>13</sup> A forma reduzida pode ser derivada da generalização do modelo “*asset pricing*” proposto por Robert Lucas (1982)

demanda pela moeda doméstica, assim os agentes reduzem seus dispêndios, na tentativa de elevar os encaixes reais, sinalizando uma queda no nível de preços. Para a variável taxa de juros, vale dizer que uma elevação desta reduz a demanda por moeda, dado o estoque de moeda, refletindo em preços maiores. Pela PPC teremos uma desvalorização da moeda (ROSSI, 1996, p. 157).

Em relação à oferta de moeda, Krugman e Obstfeld, vaticinam:

Um aumento permanente na oferta de moeda em um país leva a uma depreciação proporcional no longo prazo de sua moeda em relação às moedas estrangeiras. Similarmente, uma diminuição permanente na oferta em um país leva a apreciação proporcional no longo prazo de sua moeda em relação às moedas estrangeiras. (KRUGMAN e OBSTFELD, 2001, p. 395).

O teste de hipótese no modelo é que os parâmetros da oferta de moeda em uma equação na forma reduzida<sup>14</sup> sejam simétricos entre eles. Isto pode acontecer tanto no modelo monetário de plena flexibilidade de ajuste dos preços (pleno emprego), quanto no modelo monetário de preços fixos no curto prazo (HUSTED e MACDONALD, 1998, p. 3), pois mesmo que existam preços que sofram ajustes automáticos (ex.: commodities), alguns preços importantes não sofrem alteração imediata (ex.: salários) e são importante componentes de custos de produção, influenciando preços finais. Assim, o comportamento do nível de preços será influenciado por esses preços.

No entanto, no futuro, os preços tendem a se alinhar com a trajetória de expansão da moeda, pois não mais existirão as rigidezes, pois a expansão monetária cria pressões de demanda e custo, alterando-se, pois, os preços. Dentre as pressões, Krugman e Obstfeld (2001) citam:

- a) Excesso de demanda por produtos e trabalho. A demanda maior por produtos e serviços resultado da expansão da oferta monetária eleva o desejo dos produtores em expandir a produção aumentando a demanda por trabalho, logo existe uma sinalização para salários maiores no futuro, influenciando os demais preços futuros;
- b) Expectativa inflacionária. A disseminação de maiores negócios na economia influencia a expectativa de maiores preços;
- c) Preços das matérias-primas. Muitas dessas matérias-primas significam custo dos produtos finais, logo suas variações rotineiras irão criar volatilidade nos preços que influenciam as expectativas dos níveis de preços.

<sup>14</sup> A forma reduzida:  $e_t = \omega_1 m_t + \omega_2 m_t^* + \omega_3 y_t + \omega_4 y_t^* + \omega_5 i_t + \omega_6 i_t^* + u_t$ ; e o teste seria  $H_0: \omega_1 = -\omega_2 = 1$ .

Porém, o modelo de preços fixos (ou “*sticky*”) no curto prazo tem o propósito explicar o motivo que leva a PPC a apresentar desvios freqüentes da taxa de câmbio nominal, ou seja, porque a taxa de câmbio no curto prazo apresenta distorções em relação à taxa de câmbio real, a taxa de longo prazo.

### 2.2.2 O “*overshooting*”

Um aumento da oferta nominal de moeda doméstica, para um dado nível de preços e produção, eleva a oferta real de moeda no curto prazo refletindo uma redução da taxa de juros. Logo, essa oferta maior de moeda doméstica afeta o mercado de câmbio.

O certo é que a queda dos juros domésticos causa uma aversão aos portadores dessa moeda, no entanto, uma persistência da oferta de moeda indica maiores preços, assim a taxa de câmbio também tende a aumentar (desvalorização da moeda doméstica) e isto altera o rendimento esperado da moeda doméstica sobre a moeda externa. A depreciação é maior do que seria se a taxa de câmbio esperada futura permanecesse fixa<sup>15</sup>.

Para o longo prazo, o nível de preços tende a aumentar ( $P_2 > P_1$ ), assim a oferta de moeda permanece constante, e como o nível de produção é o mesmo, a taxa de juros volta ao nível inicial para o equilíbrio. O movimento de retorno da taxa de juros induz a um movimento de apreciação da moeda (queda da taxa de câmbio), e se não mudar a expectativa da taxa de câmbio futura, o movimento sinalizará um equilíbrio na retenção das duas moedas, com uma taxa de câmbio maior que a original, uma vez que houve aumento dos preços.

O modelo assume que os investidores sabem qual será o equilíbrio de longo prazo, assim esperam que a taxa de câmbio se ajuste este novo equilíbrio no tempo. Contudo, o nível de preços não se ajusta imediatamente, e sim o mercado monetário. O efeito da expansão monetária é tal que a taxa de câmbio “salta”, que é determinada exclusivamente pelo mercado monetário novo com o antigo nível de preços. Este fenômeno é conhecido como “*overshooting*”<sup>16</sup> da taxa

---

<sup>15</sup> A teoria da paridade coberta da taxa de juros explica a correlação próxima entre os movimentos das taxas de câmbio à vista e futura. Os eventos econômicos não esperados que afetem rendimentos esperados dos ativos têm um efeito relativamente menor nas diferenças da taxa de juros internacional entre depósitos com maturidade curtas. Para manter a paridade coberta dos juros, portanto, as taxas à vista e futura de prazos correspondentes devem alterar de modo proporcional uma a outra. A evidência empírica que apóia a condição de paridade coberta de juros é indicada por Frank McCormick em “Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits Comment”, *Journal of Political Economy* 87 in april 1979. (Extraído de Krugman e Obstfeld, 2001).

<sup>16</sup> “Overshooting” refere-se à situação onde a reação inicial de uma variável ao um choque é maior do que a resposta de longo prazo. (ROMER, 2001, p. 231)

de câmbio. A taxa de câmbio de curto prazo “salta” além da nova taxa de equilíbrio de longo prazo.

Por que isto acontece? A expansão monetária pode ser apenas absorvida no curto prazo pela queda da taxa de juro, mas o produto é fixado e o nível de preços domésticos não se altera instantaneamente. Mas a queda da taxa de juro doméstica pode conduzir os investidores a vender a moeda doméstica a menos que uma imediata depreciação da moeda seja suficiente para anular o diferencial de juros. A taxa de câmbio deve depreciar além do equilíbrio de longo prazo em face de inibir o movimento de venda dos títulos doméstico no curto prazo, assim eles esperarão uma futura depreciação que os deixe indiferentes entre títulos domésticos e externos.

Com o passar do tempo, o nível de preços se ajusta, pois a baixa taxa de juros estimula o gasto adicional, enquanto a taxa de câmbio mais alta incentiva exportações e desincentiva importações. O mercado de bens se ajusta gradativamente, encontrando o equilíbrio com o mercado monetário.

Romer (2001) segue o modelo de “*overshooting*” original proposto (DORNBUSCH, 1976), através de expectativas não estáticas, ou seja, não racionais; assim a possibilidade de movimentos esperados da taxa de câmbio associado com maiores diferenças das taxas de juros possibilita o “*overshooting*” da taxa de câmbio.

Note que o “*overshooting*” ocorre mesmo os investidores sendo racionais e sabendo que a oferta extra de moeda seja permanente, logo eles sabem o equilíbrio final. A rigidez no mercado de produtos junto com o instantâneo ajustamento do mercado monetário conduz a uma imediata mudança na taxa de câmbio maior do que o conhecido movimento final de longo prazo para a taxa de câmbio. O modelo prevê uma possível explicação da volatilidade da taxa de câmbio, não porque os investidores não têm informação ou por falta de convicção na autoridade monetária.

Uma restrição ao “*overshooting*” da taxa de câmbio é que ele é reflexo da rigidez de preços no curto prazo. Quando se supõe que os preços se ajustam sem restrições, a taxa de juros não diminuiria (aumentaria) no caso de uma expansão (retração) monetária, impedindo alterações no saldo real de moeda, logo a taxa de câmbio não apresentaria a ultrapassagem para manter o equilíbrio no mercado de câmbio. A taxa de câmbio manteria o equilíbrio ao se mover para a taxa de equilíbrio de longo prazo.

Outra restrição é que se o produto real responde a demanda agregada, mudanças na taxa de câmbio e nos juros serão amortecidas. Se a taxa de câmbio estiver fora da taxa de equilíbrio, pode não ocorrer o evento do “*overshooting*”, e as taxa de juros alterarem (DORNBUSCH, 1976, p. 1161).

### 2.2.3 As Evidências Empíricas dos Modelos Monetários

O modelo monetário que inclui flexibilidade do ajuste de preços no curto prazo é robusto em caso de altas taxa de inflação, mais necessariamente nos estudos levando em conta hiperinflação (FRANKEL, 1976).

No decorrer dos anos 1970, o modelo saiu-se bem nos testes durante a inicial fase de flutuação das taxas de câmbio (DORNBUSCH, 1979), mas não mais ofereceu boa explicação para as variações nos dados da taxa de câmbio ao final dos anos 1970, apresentando inconsistente sinal dos parâmetros, ou seja, uma falha no diagnóstico da equação (FRANKEL, 1983b). As explicações incluíam erros de especificação econométricas ou a não captura dos efeitos riqueza por déficits ou superávits da conta-corrente dos países nos períodos.

O modelo monetário com rigidez de curto prazo dos preços também não demonstrou resultados confiáveis além dos anos 1970, apresentando, inclusive, resultados divergentes. A hipótese do “overshooting”, ou seja, o teste da proporcionalidade da reação da taxa de câmbio e taxa de juros, foi testada amplamente. Alguns estudos não encontraram evidência de cointegração<sup>17</sup> entre diferenças de taxa de juros e taxa de câmbio (MEESE e ROGOFF, 1988).

No entanto, alguns trabalhos sugerem que isso ocorre em face da omissão de variáveis-chaves para o equilíbrio da taxa de câmbio real ou prêmio de risco. (TAYLOR, 1995, p. 28).

Em resumo, os modelos apresentados não apresentam resultados evidentes em relação ao modelo monetário. Existem muitos estudos comparando os diferentes modelos (flexibilidade e rigidez), com nenhuma clara indicação favorecendo um ou outro. Em muitos casos, os parâmetros estimados são tanto insignificantes ou têm sinais contrários. Os modelos têm ficado longe dos testes de sua capacidade de previsibilidade. Uma conclusão comum é que o desempenho é ruim do que um simples “random walk”.

Finalmente, testes sobre a eficiência dos mercados<sup>18</sup> tende a rejeitar a condição da paridade a descoberta da taxa de juro. O mercado cambial é extremamente complexo e igualmente as teorias de determinação da taxa de câmbio estão crescendo em complexidade,

---

<sup>17</sup> São co-integradas duas variáveis se ocorrer entre elas uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio (GUJARATI, 2006, p. 656). “The components of the vector  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  are said to be cointegrated of order  $d, b$ , denoted by  $x_t \sim CI(d, b)$  if: (1) all components of  $x_t$  are integrated of order  $d$ ; (2) there exists a vector  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  such that the linear combination  $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$  is integrated of order  $(d - b)$  where  $b > 0$ ”. (ENDERS, 2004, p. 322).

<sup>18</sup> A importância da eficiência dos mercados reside no fato que os agentes econômicos participantes são dotados de expectativa racional e neutralidade em relação ao risco (admite-se prêmio de risco).

então são necessários modelos econométricos que reflitam isto. Uma possibilidade dos pobres resultados são as visíveis inabilidades de modelar as expectativas.

### 2.3 O Modelo de Equilíbrio de conta-corrente/portfólio

De início, tem-se a característica peculiar entre os modelos conta-corrente/portfólio e monetário de que a determinação da taxa de câmbio é resultado de interação do mercado monetário com o mercado de ativos. Entretanto, o modelo conta-corrente/portfólio distingue-se pela hipótese que os ativos domésticos e externos não apresentam substituição perfeita entre eles. Esse modelo adiciona a idéia de que o fluxo de capital tem papel preponderante na volatilidade das taxas de câmbio flutuantes (ZINI JR., 1986, p. 270), principalmente no curto prazo.

O modelo desenvolvido aqui segue uma extensão do modelo keynesiano de mercado de ativos como determinante para a formação da taxa de câmbio, ou seja, o rápido ajustamento do mercado de ativos em relação ao mercado de bens, e o papel da taxa de câmbio em manter um equilíbrio no portfólio, dadas expectativas acerca do futuro. No mesmo tempo, o modelo enfatiza que essas expectativas são baseadas no papel vital da taxa de câmbio em determinar o equilíbrio dos termos de comércio entre o produto doméstico ao longo do tempo. (KRUGMAN e OBSTFELD, 2001, p. 387).

Segundo Zini Jr.(1986, p. 270), a abordagem do portfólio herda do ponto de vista do fluxo segundo a qual a conta-corrente desempenha papel primordial nos movimentos da taxa de câmbio, no entanto o fluxo de capitais domina a volatilidade na formação da taxa de curto prazo. O fluxo é importante, pois através dele os agentes do mercado ajustam seus portfólios, a conta-corrente pelo ajuste de estoque entre as economias, e as expectativas do mercado ajustam essa taxa no curto prazo, no entanto a trajetória de longo prazo depende de uma análise risco/retorno desenvolvida por Tobin (1969) e Markowitz (1959) (*apud* ZINI JR. 1986).

### 2.3.1 As Hipóteses do Modelo

Seguindo o tratamento de Branson (1984) utilizado em Zini Jr. (1995), com complemento do excelente tratamento sumarizado por Taylor (1995), define-se uma economia pequena que emite moeda (M) e títulos domésticos denominado em moeda doméstica (B), e têm-se títulos externos denominados em outra moeda (F).

Temos as seguintes relações, onde os parâmetros indicam os percentuais,  $e$ ,  $RI$  e  $B_{privados}^c$  significam, respectivamente, taxa de câmbio, reservas internacionais e crédito doméstico do Banco Central (BACEN).

$$\begin{aligned} A &= \alpha M + \gamma B + (1 - \alpha - \gamma)eF \\ B &= \phi B_{privados} + (1 - \phi)B_{BACEN} \\ F &= \omega F_{privados} + (1 - \omega)RI_{BACEN} \\ M &= \theta RI_{BACEN} + (1 - \theta)B_{privados}^c \end{aligned} \quad (8: 8a; 8b; 8c)$$

As demandas das variáveis acima são expressas abaixo:

$$\begin{aligned} M^d &= m[i, i^* + E(\dot{e})]A \\ B_{privados} &= b[i, i^* + E(\dot{e})]A \\ eF_{privados} &= f[i, i^* + E(\dot{e})]A \end{aligned} \quad (9: 9a; 9b; 9c)$$

A equação 9a é a demanda por moeda doméstica, ou seja, depende da taxa de juro interna ( $i$ ),  $(\partial M^d / \partial i) > 0$ , e depende da taxa de juro externa “mais” a taxa de depreciação esperada racionalmente da moeda doméstica, uma hipótese de previsão perfeita,  $\left( \partial M^d / \partial [i^* + E(\dot{e})] \right) < 0$ .

A equação 9b mostra a demanda por títulos emitidos em moeda doméstica que estão em poder dos bancos privados, logo quanto maior for o diferencial da taxa de juro interna em relação à taxa de juro externa predizendo a uma expectativa de desvalorização, maior será a demanda dos bancos privados pelos títulos.

Para finalizar, a equação 9c mostra que o estoque de títulos externos possuídos pelos bancos privados, quando convertidos em moeda domésticas, depende positivamente, se o

diferencial de juro interno e externo mais o adicional de expectativa da desvalorização da taxa de cambio for negativo, ou seja, será mais vantajoso para os agentes privados se a expectativa de desvalorização da moeda domestica e mais rentabilidade interna for superada pela remuneração dos títulos externos. Nesse caso, os bancos privados irão demandar esses ativos.

A equação (10) abaixo nos mostra a taxa de mudança no tempo de  $F$ ,  $(\dot{F})$ , ou seja, a conta-corrente, que por sua vez é igual a função das exportações ( $X$ ), que depende da taxa de câmbio real  $\left(\frac{e}{p}\right)$ , da riqueza doméstica e de uma *dummy* ( $z$ ) que faz o papel de capturar mudanças tecnológicas, de produtividade, relações comerciais etc, e do serviço líquido da exigibilidade externa ponderado pela taxa de juros externa.

$$\dot{F} = X\left(\frac{e}{P}, A, z\right) + i^* F \quad (10)$$

O modelo pressupõe a validade da condição Marshall-Lerner<sup>19</sup>, uma desvalorização melhora as transações correntes e por simplicidade, assume-se  $E(\dot{e}) = 0$ .

### 2.3.2 Os Resultados Extraídos do Modelo

Ainda seguindo Zini Jr, o modelo oferece duas equações diferenciais em  $\dot{e}$  e em  $(\dot{F})$ , como função das variáveis,  $(M, A, eF_{privados}, i^*, X)$ , e ao se obter um resultado para a taxa de câmbio e para o estoque privado de exigibilidades externas de equilíbrio, deparamos-nos com os seguintes resultados:

(1º) mudanças não previstas na oferta de moeda, ou do nível de preços, ou ainda das exportações liquidas pelos agentes econômicos deslocam a taxa de câmbio para um novo equilíbrio;

---

<sup>19</sup> Ver Obstfeld and Rogoff (1996) para maiores detalhes. Sumariamente, se a elasticidade oferta por exportações é maior do que a elasticidade demanda por importações, uma desvalorização cambial impacta a Balança Comercial positivamente.

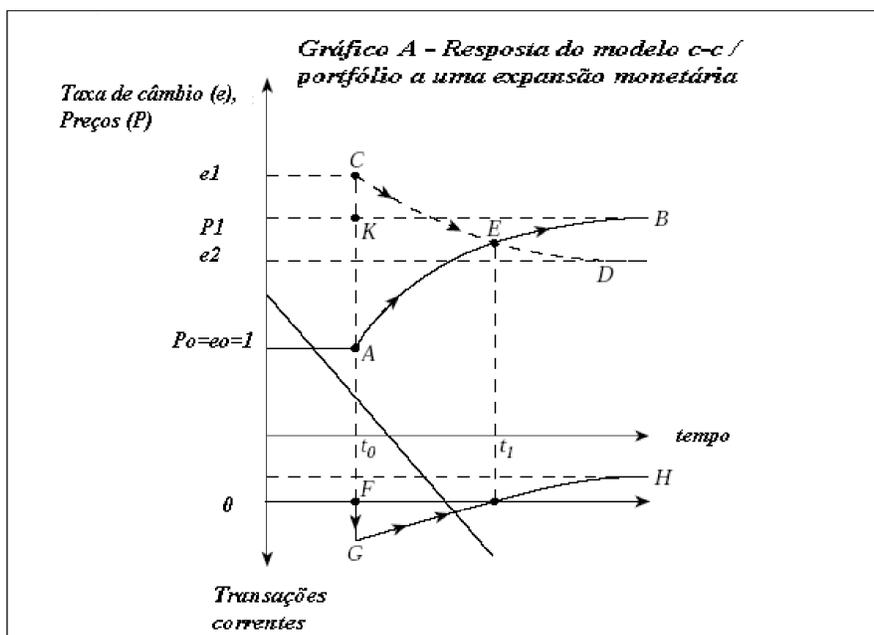
(2º) as mudanças na trajetória da taxa de câmbio, seguida de choques reais, são suaves e convergentes, enquanto que os distúrbios monetários serão refletidos em “overshooting” do nível de equilíbrio;

(3º) os movimentos na taxa de câmbio, na oferta de moeda, nas exportações e nos preços são correlacionados.

Taylor faz um exercício que reproduzimos aqui, por mostrar de fácil modo os 1º, 2º e 3º resultados, demonstrados acima. Imaginando uma expansão monetária doméstica com objetivo de recompra de títulos públicos, uma típica operação de “*open market*”, a taxa de juro interna cairia uma vez que o preço dos títulos tenderia a se valorizar, logo os agentes econômicos iriam compensar a queda de rentabilidade do portfólio com a compra de ativos externos, aproveitando a diferença entre as taxas de juro interna e externa. Esse movimento em direção a F causaria uma valorização da taxa de câmbio, ou seja, uma desvalorização de M.

Se a economia se encontrasse inicialmente em um ponto de equilíbrio, o ponto 1 representado no gráfico (A) abaixo, onde o saldo das transações corrente fosse zero (saldo líquido das exportações + ativos líquidos externos), a depreciação da moeda doméstica,  $e_0 \rightarrow e_1$ , a trajetória AC no gráfico, tenderia a elevar o saldo das transações correntes, a trajetória FG no Gráfico a seguir.

Gráfico 3 – Resposta do Modelo Conta Corrente – Portfólio a Expansão da Base Monetária



O resultado líquido desse movimento é uma acumulação de créditos externos que propiciam aos agentes econômicos domésticos uma riqueza extraordinária, assim a tentativa de venda desses ativos externos para reequilibrar o portfólio faz com que a taxa de câmbio apresente um segundo movimento, de apreciação da moeda doméstica, representada pela trajetória CD no gráfico. Concomitantemente, esse movimento reduz o poder de competitividade, o que resulta em uma queda do saldo em transações correntes, a trajetória GH.

É interessante notar que o nível de preços agregado doméstico aumentou, o que reforça a perda da competitividade no mercado externo. No ponto E do gráfico, a razão taxa de câmbio/preços é igual ao ponto A, ou seja, a taxa de câmbio real é a mesma, mas isso não é o resultado final do processo.

Como o saldo das transações correntes deve ser zero,  $-X\left(\frac{e}{P}\right) = i^*F$ , a taxa de

câmbio deve continuar apreciando até o momento  $e_2$ , representado no gráfico, na qual o nível de preços alcança o equilíbrio de longo prazo, ou seja, não há mais acumulação líquida de ativos externos. O efeito final é uma depreciação da taxa de câmbio, de  $e_0 \rightarrow e_2$ , com um “overshooting” inicial,  $e_1 \rightarrow e_2$ .

### 2.3.3 As Evidências Empíricas e Críticas

O modelo tem a primazia de avançar na teoria da determinação da taxa de câmbio ao oferecer um equilíbrio de conta-corrente ao longo do tempo ao invés de supor que apenas a demanda e oferta cumprirão esse objetivo, uma vez que o mercado de divisas é muito pequeno (KOURI, 1984). No entanto, o modelo desenvolvido seria melhor se ampliado, com ênfase nos fatores fundamentais e com aperfeiçoamento do esquema de expectativas.

Contudo, os testes empíricos a respeito do modelo conta-corrente/portfólio têm falhado porque é difícil encontrar sustentação de dados, ou seja, o equilíbrio da conta corrente. Alguns testes alterados para estoques de ativos externos também tem mostrado coeficientes estatísticos insignificantes e auto-correlação residual (TAYLOR, 1995). Normalmente, concluem os testes, existe um prêmio de risco, dada à substituição imperfeita entre os ativos. Esse prêmio de risco separa a expectativa de depreciação e o diferencial da taxa de juros, e é função dos débitos

acumulados pelo país doméstico, tanto a relação dívida pública/PIB quanto à relação endividamento externo/reservas internacionais<sup>20</sup>.

Testes adicionando as variáveis juros e taxa de câmbio nominal para explicar os movimentos da conta corrente apresentam estatísticas robustas, ou seja, não somente política fiscal expansionista, choques de oferta ou choques externos são capazes de explicar, assim o modelo apresenta um viés de cointegração, pois mudanças na taxa de câmbio e na taxa de juros implicam em alterações na conta corrente, mas choques externos afetam taxa de câmbio e taxa de juros, e ambas afetam a conta corrente. (BERGIN e SHEFFRIN, 2000, p. 555).

Desde que o modelo conta-corrente/portfólio tenta justificar a substituição de moedas (taxa de câmbio) através das expectativas de inflação doméstica ou mesmo através de depreciação da moeda doméstica; não há robustez na conclusão, uma vez que os agentes econômicos podem diversificar os riscos em demandar moedas através de ativos não monetários, assim o modelo seria mais apropriado para explicar mobilidade de capitais e não determinação de taxas de câmbio.

Finalizando, para Cushman e Zha (1997), o que temos é um mix de resultados empíricos. As investigações com base na oferta de ativos encontraram pouca evidência (BRANSON, HALTUNEN, & MASSON, 1977; FRANKEL, 1983; e GOLUB, 1989). Kearney e MacDonald (1986) e Dominguez e Frankel (1993) reportam que esterilizações e intervenções da autoridade monetária têm efeitos indiretos sobre o modelo, mas Obstfeld (1983) não reporta tal efeito. O modelo composto de Cheung, Chinn e Pascual (2003/2005), incluindo dois ativos como variáveis de portfólio não é o melhor em performance entre os modelos. Para finalizar: “(...) empirical studies on the portfolio balance approach are not particularly supportive of the model (...)”<sup>21</sup>. (HALLWOOD; MACDONALD & MARSH, 2000, p. 246).

## 2.4 A Nova Geração de Modelos

Desde o início do regime de taxas flutuantes na década de 1970, os testes empíricos para a determinação da taxa de câmbio têm relatado desafios que não são abordados pelas teorias. John Williamson (1989) chama-o de “o problema do não-alinhamento” da taxa de câmbio com

---

<sup>20</sup> A necessidade de pagamentos externos do país vis-à-vis a realização de saldos para esses compromissos, levando-se em conta o total das reservas internacionais pelo conceito de liquidez.

<sup>21</sup> Os estudos empíricos na abordagem não são particularmente robustos.

a previsão da teoria. Na verdade, tanto o autor quanto Obstfeld e Rogoff (1996) consideram que a taxa de câmbio apresenta desconexão (descolamento) dos chamados fundamentos econômicos.

De Grauwe e Grimaldi (2005) preferem não acatar esse termo “desconexão” porque acreditam que não é a falta da influência dos fundamentos econômicos nem a pouca influência da RER sobre o lado real da economia que causam erros nas evidências empíricas para a determinação da taxa de câmbio, como poderia sugerir o termo, mas sim o que foi divulgado no estudo de Meese e Rogoff (1983), que a trajetória da taxa de câmbio e os fundamentos econômicos não possuem relação estável.

Na verdade, esses testes da abordagem relacionando taxa de câmbio e fundamentos econômicos procuram relacionar movimentos da primeira em função de novidades do front econômico, em termos de fundamentos econômicos, mas alguns autores (GOODHART, 1989; GOODHART e FIGLIOLI, 1991; FAUST *et al*, 2003) mostraram que as mudanças nas taxas de câmbio acontecem mais frequentemente quando não é observável nenhuma novidade em termos de fundamentos econômicos pelos agentes.

Outro desafio revelado pelos testes empíricos foi a excessiva volatilidade da taxa de câmbio em comparação à de outras variáveis econômicas (FLOOD e ROSE, 1995). Essa volatilidade revela desvios da PPC. Embora, mesmo que alguns autores estimassem uma ‘meia vida’ desses de no máximo cinco anos (ROGOFF, 1996; OBSTFELD e ROGOFF, 2000), outros autores estimaram desvios permanentes e não insignificantes da NER de sua RER (LOTHIAN e TAYLOR, 1966; ENGEL, 2000 *apud* SARNO & TAYLOR, 2002). A inserção de custos de transportes influencia diretamente o ajustamento em torno da PPC, pois implicam em não-linearidade neste processo (KILLIAN e TAYLOR, 2001 *apud* SARNO & TAYLOR, 2002).

Finalizando a relação dos desafios às teorias da determinação da taxa de câmbio relatados pelos testes, ainda há o enfoque sobre a menor velocidade do ajustamento da NER em direção ao equilíbrio em comparação com a velocidade do ajustamento dos preços no mercado de bens e serviços. Para ilustrar esse ponto vimos que no modelo monetário da taxa de câmbio, proposto por Dornbusch, a velocidade do ajustamento após o “*overshooting*” não antecipado pelos agentes é similar e não defasada (CHEUNG *et al*, 2003/2005).

#### 2. 4.1 O Passeio Aleatório (“*random walk*”)

“How well do existing empirical exchange rate models fit out-of-the sample ?” Esta é a pergunta-chave do artigo de Meese e Rogoff (1983), um trabalho empírico mensurando o poder preditivo para a determinação da taxa de câmbio com base nas teorias dominantes cujos resultados não eram capazes de superar um modelo simples alternativo, um “*random walk*”.

Probably the best know criteria for judging exchange rate models is the out-of-sample forecast test. The argument runs that a good model of the exchange rate should be able to out-predict a forecast of no change, because it embeds within it information on the economic fundamentals that affect exchange rates. However, Meese and Rogoff (1983) found that although traditional (monetary) models might fit well in-sample, their out-of-sample forecasting was extremely poor. In short, it proved to be impossible to out forecast a “random walk” (prediction of no change) when modeling the exchange rate. (DRIVER e WESTAWAY, 2004, p. 22).

Apesar de publicações posteriores terem apresentado resultados superiores ao modelo “*random walk*” (MARK, 1995), arguiu-se que os resultados positivos seriam influenciados sensivelmente de acordo com as amostras (dados) selecionadas, principalmente quanto às previsões. Isto acontece porque os modelos incorporariam construção estatística com base nas variáveis exógenas para previsão, favorecendo-os. (DE GRAUWE, 2005).

O teste empírico dos autores-modelo empregou uma forma geral específica da classe de modelos de ativos (“*asset models*”), da seguinte forma:

$$s = a_0 + a_1(m - \dot{m}) + a_2(y - \dot{y}) + a_3(r_s - \dot{r}_s) + a_4(\pi^e - \dot{\pi}^e) + a_5\overline{TB} + a_6\dot{\overline{TB}} + u, \quad (11)$$

Onde ‘s’ é o logaritmo da taxa de câmbio, o 1º termo em parêntesis é o logaritmo da razão da oferta monetária doméstica e externa; o 2º termo em parêntesis é o logaritmo da razão entre renda real; o 3º termo em parêntesis é o diferencial da taxa de juros; e o último termo em parêntesis é a razão da diferença de expectativa de longo prazo para a inflação. Os termos seguintes são os saldos da balança comercial, doméstica e externa, e por fim o termo ‘u’ é o distúrbio, possivelmente correlacionado.

Os testes dos sinais dos coeficientes da equação (11) dependem do modelo utilizado, mas para os autores a equação permite alterações na taxa de câmbio real de longo prazo. Essa taxa de câmbio de longo prazo é correlacionada com choques não-antecipados na balança comercial.

Os autores encontram testes de razoável desempenho quando mensurados pelos dados, apesar da dificuldade de encontrar estimadores consistentes dos coeficientes, além da difícil

caracterização das variáveis, se exógenas ou se realmente endógenas, como no caso da oferta monetária.

Diante da infinidade de técnicas aplicadas a modelos de séries temporais, os autores empreenderam seis variadas técnicas, mas preferiram reportar detalhadamente os resultados do modelo AR sem tendência com ajustamento sazonal ou diferenciação, pois foi o de melhor desempenho. O modelo “*random walk*”, que usa a taxa de câmbio spot como previsão para a taxa de câmbio futura, é um modelo de série temporal univariado, e mesmo que o modelo original não requeresse estimação, os autores calcularam um parâmetro estimado como média logarítmica da taxa de câmbio mensal.

Apesar de reconhecimento e méritos, o modelo “*random walk*” não é unanimidade, nem mesmo quando relega condição inferior à importância dos fundamentos macroeconômicos na previsão de curto prazo para a taxa de câmbio. Segundo MacDonald (1998), os fundamentos têm um papel importante, fundamental e nuclear na performance dos modelos de determinação da taxa de câmbio. O autor alega que o paradigma do “*random walk*” não se aplica nem no curto prazo de previsões, pois os modelos de previsão nesse caso devem apreciar o fato de excessiva volatilidade em alguns momentos.

Rossi (2006) trabalha sobre a evidência empírica do parâmetro instabilidade, que seria a solução dos modelos de previsão. No entanto argumenta que a previsão é difícil uma vez que quebras estruturais não são previstas e a séria depende dessas quebras. Mais uma vez não se discute a validade dos fundamentos macroeconômicos e sim a presença de elementos que possam alterar a estrutura dos dados de forma a robustecer as previsões, principalmente de curto prazo.

O paradigma da instabilidade dos mercados em precificar os preços, no caso da taxa de câmbio, pode ser entendido como uma agilidade desses, um sinal de eficiência em antecipar ajustes. Sarno e Taylor (2002) mostram que a teoria de mercados eficientes falha quando ajusta a expectativa com o custo de arbitragem. Uma vez que a arbitragem é feita, a eficiência requereria que a taxa de câmbio real fosse igual à esperança do diferencial de juros, no entanto, os trabalhos empíricos não mostraram esse fato.

Novos testes têm sido feitos então, usando técnicas de tendência de não-linearidade, permitindo mudanças no equilíbrio da taxa de câmbio o longo do tempo. Porém, os estudos empíricos de estimação do tempo de desvio aparentam ser viesados por 2 motivos: (i) pela agregação temporal dos dados e (ii) pela possibilidade do ajustamento não-linear da RER.

De fato, o ajustamento não-linear da taxa de câmbio permite reversibilidade em torno da sua média à medida que aumenta do desvio do nível de equilíbrio. Em alguns modelos os

saltos do comportamento da reversão são repentinos, enquanto em outros são suaves. Um exemplo disto é que os modelos que utilizam índices de preços ajustados pelas diferenças nos custos de arbitragem demonstram um ajustamento dos desvios da taxa de câmbio com tendência mais suave do que descontínua.

Taylor, Peel e Sarno (2001) propuseram um modelo econométrico para testar empiricamente a hipótese da PPC que permite fricção no comércio entre “*commodities*” e agregação entre bens com diferentes finalidades. Esse modelo lembra os antigos modelos de determinação da taxa de câmbio propostos, que incluíam custos de transação, e o resultado é que essas fricções (rigidezes) e especificidade dos bens implicam em persistentes desvios da PPC alterando o equilíbrio característico, pois os desvios não são corrigidos quanto maiores eles são em relação aos custos de comercialização relativos.

Um significativo “*insight*” da natureza dos desvios da PPC é providenciado por Dumas (1992) cuja análise do processo dinâmico da taxa de câmbio é inspirada na separação dos mercados por custos proporcionais de transação. Os desvios da PPC seguem um processo não-linear de “*mean-reverting*”. A velocidade do ajustamento em direção ao equilíbrio varia diretamente com a extensão dos desvios da PPC. Dentro da faixa de transação comercial, onde o comércio em si não é determinante, o processo é divergente tal que a taxa de câmbio gasta muito tempo longe da paridade. Isto implica que os desvios têm longa duração, embora eles certamente não sigam um processo “*random walk*”.

Kilian e Taylor (2001) providenciam uma explicação alternativa ou complementar para a característica do ajustamento não-linear da taxa de câmbio baseado no modelo cujos agentes são heterogêneos com influência na cotação do mercado cambial, entre eles os que formam suas análises com base nos fundamentos econômicos, os que são puramente técnicos e os “*traders*”.

Esses últimos tomam indicações dos primeiros, mas esses divergem entre si no nível de equilíbrio da taxa de câmbio e principalmente nas previsões e quando essa divergência é grande, os “*traders*” passam a adotar os princípios técnicos dos analistas de mercado, desenhando um ambiente promissor para a tendência de passeio aleatório da taxa de câmbio. Nesse caso, a taxa de câmbio nominal (e a taxa de câmbio real) tende a se mover para longe do equilíbrio e quanto mais longe desse maior o grau de certeza dos fundamentalistas desse fato, influenciando o retorno da taxa de câmbio e a trajetória de equilíbrio na medida em que os “*traders*” são persuadidos para a essa direção da trajetória de ajuste.

Nos procedimentos convencionais aplicados para testar a PPC de longo prazo, a  $H_0$  é usualmente definido como raiz unitária, enquanto que  $H_1$  é aquele que a raiz unitária permanece dentro do círculo unitário, então se mantendo essas hipóteses, assume-se um processo AR para

a taxa de câmbio real, significando que o ajustamento e velocidade são contínuos e constantes independentes do tamanho dos desvios.

Mas se os custos de transação implicam em não-linearidade, o resultado reverbera nos testes convencionais. Algumas evidências empíricas do efeito dos custos de transações sobre os testes da PPC são providenciadas por Davutyan e Pippenger (1990), Obstfeld e Taylor (1997). Os últimos investigaram a natureza da não-linearidade dos custos de transações sobre a PPC usando o modelo TAR, que permite que esses custos não se ajustem dentro da faixa e fora da faixa o processo torna-se AR estacionário.

#### 2.4.2 A Microestrutura do Mercado Financeiro

Já na década de 1990, alguns autores iniciaram o uso analítico do instrumental microeconômico no mercado cambial. Os pioneiros nessa área em publicações literárias (exemplo: LYONS, 2001) passaram a combinar a análise da determinação da taxa de câmbio a uma diretriz com a microestrutura do mercado cambial e têm influenciado uma vasta geração de economistas tentados a ampliar o uso de modelos estruturais para a determinação da taxa de câmbio com base no canal de transmissão entre agentes privados e mercado.

Um exemplo é a arrojada exploração da assimetria de informação entre os “*players*” do mercado financeiro cambial como papel determinante para a formação de uma taxa de câmbio no curto prazo.

Um exemplo de aplicação para o mercado cambial brasileiro dessa metodologia são os trabalhos de Garcia e Urban (*apud* GLEIZER, 2005) e Fernandes (2008), onde é analisado o ponto de vista microeconômico da determinação da taxa de câmbio no Brasil. Para esses autores, o ambiente onde se processa a formação da taxa de câmbio é fundamental, pois é o local onde os “*players*” interagem incessantemente.

Enganam-se os que pensam que essa metodologia abandona as variáveis macroeconômicas, ou seja, os fundamentos macroeconômicos na determinação da taxa de câmbio. Na verdade, ela explora a conexão entre a taxa de câmbio em função das variáveis macroeconômicas através das ordens emitidas pelos operadores do mercado cambial.

Nem sempre foi assim, pois é notório que os economistas recorrem a explicar alterações em variáveis macroeconômicas através de outras. No caso da taxa de câmbio, essa determinada em função de variáveis macroeconômicas: taxa de juro; inflação; produtividade; etc.

Não estava bem definido para o papel da estrutura do mercado cambial, seja pelo ambiente microeconômico, no qual as ordens de compra e venda de moedas se processam aos milhares, uma estrutura mais familiar aos “*players*” desse mercado cambial. No entanto, graças ao próprio desenvolvimento da ciência econômica, mais especificamente na necessidade de explicar diferentes ajustamentos do mercado em relação aos fundamentos macroeconômicos, os laços se estreitaram criando enormes possibilidades de avanço nessa seara antes dissipada.

Os resultados empíricos pouco robustos com uso dos fundamentos macroeconômicos geraram onda de estudos procurando novas metodologias para a determinação da taxa de câmbio, entre essas, a metodologia baseada em microestrutura. Particularmente, Lyons vaticina: “*In the end, it is my hope that the microstructure approach might rouse a little optimism*”<sup>22</sup>. (LYONS, 2001, p. 2).

Não se trata de negar qualquer relação entre os fundamentos, através das variáveis e a taxa de câmbio, e sim adicionar certos elementos que faltam nos modelos macroeconômicos que são característicos do mercado cambial, com seu total de ordens e volume de transações realizadas incessantemente ao redor do mundo. Ou seja, a metodologia é complementar e não competitiva.

São três as abordagens que a metodologia micro acredita serem falhas das metodologias macro:

1<sup>a</sup> – Os modelos micro reconhecem que as informações relevantes não são acessíveis simultaneamente para os “*players*” desse mercado;

2<sup>a</sup> – O “*modus operandis*” dos “*players*” é diferente, ou seja, a reação que cada agente econômico no mercado cambial é diferenciada, ao menos no recebimento de informações;

3<sup>a</sup> – Os mecanismos de comercialização são diferentes entre as instituições/países, afetando a demanda/oferta de moedas, o que reflete na taxa de câmbio.

A abordagem da assimetria de informação entre os “*players*” do mercado cambial é usualmente a mais elaborada entre os adeptos da metodologia micro, uma vez que não é simples garantir que toda informação imprescindível na determinação da taxa de câmbio é amplamente acessada de maneira simultânea. Certamente, livre informação é uma boa hipótese forte.

---

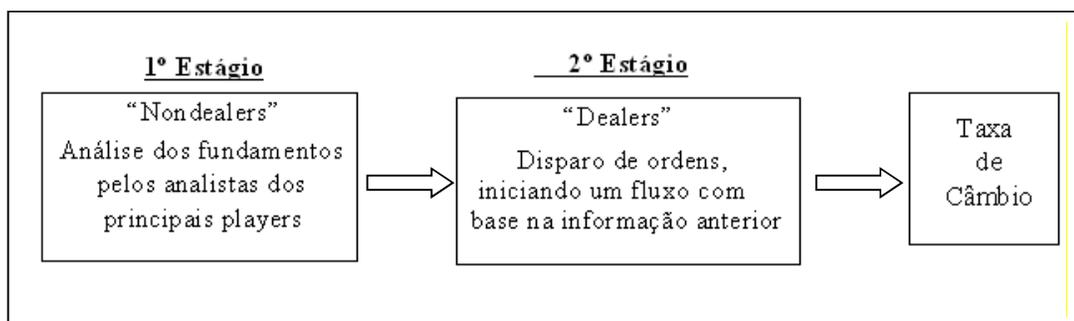
<sup>22</sup> “No final, a minha esperança é que a abordagem da microestrutura possa aguçar um pouco de otimismo.”

Como o modelo de microestrutura da determinação da taxa de câmbio é o resultado de um processo de troca de ativos financeiros sob regras explícitas e peculiares, duas variáveis exercem papel fundamental nessa metodologia; o fluxo de ordens e os lances (“*spreads*”), ou seja, como define Lyons (2001), quantidade e preço.

No entanto é necessário distinguir volume de transações de fluxo e ordens, pois o último são as transações que são realmente sinalizadas, compra ou venda. Um líquido de venda no período (agregada) de apuração significa uma pressão vendedora. A noção de equilíbrio, a existência de dois agentes econômicos em pontas opostas não é necessariamente verdade nesse mercado, pois as ordens não acatadas por partes opostas são absorvidas pelo “*market makers*”.

No esquema de fluxo de ordens, nos ensina Lyons (2001), que a informação é processada em dois estágios, onde o primeiro é analisado (observado) diante dos fundamentos por agentes econômicos que não necessariamente participam do mercado cambial e o segundo acontece nas mesas de operações, com base nas interpretações tomadas no primeiro estágio, ou seja, nesse estágio a informação é privada, e não pública. A Figura 1 abaixo sumariza essa passagem.

Figura 1 – O Processo de Informação em Dois Estágios



Fonte: LYONS (2001)

Dois aspectos são interessantes nessa estrutura. O primeiro é que os analistas podem formar suas análises com base em diferentes tipos de instrumentais, puramente macroeconômicos com mescla de expertise passada, especulação etc. O segundo é que os operadores não necessariamente são intérpretes dos fundamentos macroeconômicos em essência, mas têm habilidades necessárias para identificar tendências dentro do mercado em si, distribuindo fluxo de ordens segundo instruções das análises.

Quanto aos “*spreads*”,<sup>23</sup> a literatura da abordagem microestrutura identifica como questão central, pois implica na quebra da premissa de simetria das informações. Ainda são identificados quatro temas de absoluta importância para a teoria da abordagem sobre a microestrutura do mercado cambial.

O primeiro deles diz respeito à captura dos níveis de informações que são repassados aos participantes do mercado, pois elas não se agregam diretamente no preço (no nosso caso a taxa de câmbio), e sim através do entendimento e apropriação e seu repasse, inclusive o que é negligenciado.

O segundo é sobre a importância dos fluxos de ordem para a determinação da taxa de câmbio. A explicação é que não existe comportamento irracional por parte dos agentes econômicos envolvidos, e sim disponibilidade diferente de informações entre eles. Quando há maior número de compradores a cotação do câmbio tende a subir, mas o descasamento entre ordens não é avaliado por todos os agentes econômicos. E mais, como os fluxos de ordens exibem persistentes efeitos sobre a taxa de câmbio, estatisticamente permanentes. (LYONS, 2001, p. 11).

O terceiro trata da associação entre a alta frequência dos movimentos cambiais com a abordagem. Não é irrelevante a abordagem em momentos de baixa frequência.

Por fim, o quarto discorre sobre a importância da microestrutura para a avaliação macroeconômica, uma vez que envolve riqueza de detalhes sobre o “*modus operandi*” e funcionamento do mercado, explica a heterogeneidade entre os participantes e define o papel que exerce as instituições no processo de formação da taxa de câmbio.

O volume negociado no mercado cambial é o maior volume dentro do mercado financeiro. Embora as causas desse enorme volume<sup>24</sup> não sejam a principal força motriz desta abordagem, para a determinação da taxa de câmbio, ignorá-las seria um erro crasso, uma vez que ações poderiam ser tomadas de forma equivocada pelas autoridades e mais, os altos números de ordens podem distorcer a “real taxa” por imprecisão. O importante é saber quais causas contribuem ou diminuem as imprecisões para das ordens.

Para finalizar, a abordagem da microestrutura ensaia acoplar os maiores desafios para a determinação da taxa de câmbio, já revelados por muitos autores em diversos artigos,<sup>25</sup> com o

---

<sup>23</sup> O *Spread* no mercado cambial é a diferença entre o preço de compra e o preço de venda da moeda estrangeira. Quanto maior o *Spread*, maior é o ganho da instituição financeira.

<sup>24</sup> Esse volume é incrementado em um processo usualmente chamado de “*hot potato*”, ou seja, transações entre os agentes na tentativa de administração do risco entre eles. Por outra ótica, esse volume pode ser atribuído à especulação entre os agentes.

<sup>25</sup> São eles: a existência ou não de correlação entre os movimentos cambiais e fundamentos macroeconômicos; se excessiva volatilidade é explicada por variáveis macroeconômicas e por fim; se os movimentos acentuados de especulação são previsíveis ou inexplicáveis.

papel das expectativas. Como os participantes desse mercado formam suas expectativas em relação aos fundamentos macroeconômicos posteriores? Ao investigar o processo estrutural do mercado cambial é possível que o processo de formação das expectativas torne-se menos equívoco.

## CAPÍTULO III O MERCADO CAMBIAL BRASILEIRO E SUAS IDIOSSINCRASIAS

### 3.1 As Características do Mercado Cambial Brasileiro<sup>26</sup>

Este Capítulo pretende apresentar a forma de funcionamento do mercado cambial brasileiro, bem como as principais características de sua movimentação. A análise idiossincrática do mercado cambial é objeto de intenso aprofundamento pela abordagem microestrutura da determinação da taxa de câmbio. Contudo, não é esse o nosso objetivo aqui, e sim mostrar que, mesmo tratando pela abordagem macroeconômica, ou seja, com base nas variáveis que compõe os fundamentos macroeconômicos, as características do mercado cambial são importantes na complexidade da determinação da taxa de câmbio.

#### 3.1.1. O Mercado Cambial Brasileiro

O mercado de câmbio é o conjunto de estruturas, sejam físicas, de pessoas, normativas e procedimentais que permite a aquisição e venda de moeda externa com o propósito de permitir pagamentos e recebimentos entre países, além de pessoas físicas e jurídicas. É usual a fixação de duas cotações: uma taxa de câmbio de compra, onde é o valor pago pela instituição ao adquirir a moeda estrangeira, e outra é a taxa de venda que designa a venda pela instituição da moeda externa.

Art. 1º. O mercado de câmbio brasileiro compreende as operações de compra e de venda de moeda estrangeira e as operações com ouro-instrumento cambial, realizadas com instituições autorizadas pelo Banco Central do Brasil a operar no mercado de câmbio, bem como as operações em moeda nacional entre residentes, domiciliados ou com sede no país e residentes, domiciliados ou com sede no exterior. (Resolução 3.568, BANCO CENTRAL DO BRASIL).

---

<sup>26</sup> Aqui seremos econômicos na apresentação dessas características, mas para um aprofundamento no tema recomendamos Garofalo (2004) e Garcia e Urban (2004).

No Brasil, a moeda nacional, Real (RSB), tem curso forçado e são vedadas as operações por meio de moedas estrangeiras. São permitidas somente as autorizadas explicitamente pelo Banco Central do Brasil (BCB). Em alguns países é permitido um maior número de operações com moedas estrangeiras, mesmo para operações corriqueiras.

As movimentações no mercado cambial são as relacionadas com as transações externas do país. Esse fluxo constitui as operações do balanço de pagamentos, ou seja, as operações comerciais e financeiras dos residentes com não residentes. O BCB absorve o saldo líquido entre demanda e oferta de moeda externa. No entanto, uma grande movimentação de moedas externas acontece entre instituições financeiras (bancos), uma vez que a não-permissão de trocas envolvendo moedas estrangeiras restringe a liquidez de mercado primário.

A oferta de moeda externa advém da venda das seguintes fontes:

- Exportações de bens e serviços;
- Turistas estrangeiros;
- Internalização de recursos financeiros externos, como: empréstimos, financiamentos, investimentos, lucros, juros, dividendos, royalties, remessas, etc;
- Extração de ouro.

A demanda de moeda externa advém da compra das seguintes fontes:

- Importações de bens e serviços;
- Turismo externo;
- Externalização de recursos financeiros externos, como: concessão, envio ou pagamento de empréstimos, financiamentos, lucros, juros, dividendos, royalties, etc;
- Investimentos no exterior.

Evidentemente, as fontes acima citadas têm contribuído de forma diferenciada para a obtenção (saldo líquido) de divisas externas. A crescente interdependência entre o setor comercial e financeiro, seja pela crescente utilização de mecanismos de financiamento às transações comerciais, interfere na trajetória da origem dos fluxos para determinação da taxa

de câmbio, portanto, não é crucial para a nossa análise,<sup>27</sup> embora possa ser-nos úteis na medida em que nos aprofundamos nas características do mercado cambial brasileiro.

Uma dessas idiossincrasias diz respeito à restrição de operações de divisas externas, afetando as diferenças de volumes negociados entre o mercado primário e secundário. O mercado primário sem dúvidas é a principal<sup>28</sup> fonte para alterar o estoque de moeda estrangeira no país. Um Balanço de Pagamentos positivo está associado a uma entrada líquida de haveres monetários estrangeiros, enquanto um Balanço de Pagamentos negativo está associado à saída líquida de moeda estrangeira. O mercado secundário negocia através dos “*Dealers*” esse estoque, sem alterá-lo.

Além de possuir o monopólio das reservas internacionais (em moeda estrangeira), o BCB é importante “*player*” no mercado. No entanto, para operacionalizar esse papel, autoriza instituições financeiras a negociarem com moedas estrangeiras, chamadas de Instituições Financeiras Autorizadas a Operar em Câmbio (IFAOC). As informações sobre a movimentação de capitais externos e reservas internacionais cabem ao BCB e elas são apresentadas periodicamente pela instituição. O Fundo Monetário Internacional (FMI) divulga também os dados pertinentes às reservas internacionais, enquanto a Bolsa Mercantil de Futuros (BM&F) e a BOVESPA divulgam os dados relacionados às transações financeiras com contratos em moedas estrangeira.

As operações no mercado cambial pelas principais instituições financeiras autorizadas são as seguintes:

a) compra e venda de moeda estrangeira em cheques vinculados a transferências unilaterais; b) compra e venda de moeda estrangeira em espécie, cheques e cheques de viagem relativos a viagens internacionais; c) operações de câmbio simplificado de exportação e de importação e transferências do e para o exterior, de natureza financeira, não sujeitas ou vinculadas a registro no Banco Central do Brasil até o limite de US\$50.000,00 (cinquenta mil dólares dos Estados Unidos) ou seu equivalente em outras moedas; e d) operações no mercado interbancário, arbitragens nos países, por meio de banco autorizado a operar no mercado de câmbio, arbitragem com o exterior. (Resolução 3.568, BANCO CENTRAL DO BRASIL).

No Quadro 1 (no Anexo 1) apresentamos a relação dos principais “*Dealers*” no Mercado de Câmbio do Departamento de Operações de Reservas Internacionais (DEPIN) ao final de cada ano. É possível perceber que não existe alteração substancial entre as instituições nas principais colocações (por pontuação obtida pelo BCB) nos anos selecionados. Isso demonstra certa rigidez na estrutura na atuação no mercado cambial brasileiro. As principais instituições

<sup>27</sup> Garofalo (2004) “*site*” como “garimpage” de dados e ajustes a construção das estatísticas do Balanço de Pagamentos, uma vez que de acordo com o padrão internacional é necessário para separar as transações comercial e financeiras.

<sup>28</sup> Caso o BCB venda moeda externa de suas reservas internacionais aos residentes alterará esse estoque.

financeiras no ranking de maiores por ativos são as que mais negociam a moeda externa. Essa concentração não é necessariamente um acaso, pois tradicionalmente o BCB estimulou esse comportamento, principalmente no mercado de moedas cambial.

Para facilitar a identificação e entendimento listamos abaixo os termos usuais abordados no mercado cambial brasileiro, editados pelo próprio BCB:<sup>29</sup>

- **Mercado de câmbio** – Regido pelo Regulamento do Mercado de Câmbio e Capitais Internacionais (RMCCI), instituído pela Circular nº 3.280, de 09 de março de 2005, abrange as compras e vendas de moedas estrangeiras, as transferências internacionais em reais, a compra e venda de ouro instrumento cambial, os capitais brasileiros no exterior e os capitais estrangeiros no Brasil;
- **Agentes** – Podem ser autorizados a operar no mercado: bancos comerciais, bancos múltiplos, bancos de investimento, bancos de desenvolvimento, caixas econômicas, sociedades de crédito, financiamento e investimento, sociedades corretoras de câmbio ou de títulos e valores mobiliários, sociedades distribuidoras de títulos e valores mobiliários, agências de turismo e aos meios de hospedagem de turismo;
- **Instituições habilitadas a intermediar operações de câmbio** – Aquelas que atuam no mercado apenas registrando operação de câmbio de um cliente, tornando-a disponível para um banco autorizado;
- **Bancos autorizados no Mercado Interbancário COM CLEARING** – São instituições bancárias autorizadas, no mercado interbancário automático, que registram suas operações com a participação da Câmara de Compensação (Clearing); e
- **Bancos autorizados no Mercado Interbancário SEM CLEARING** - São instituições bancárias autorizadas, no mercado interbancário automático, que registram suas operações sem a participação da Câmara de Compensação (Clearing).

---

<sup>29</sup>Extraído da <http://www.bcb.gov.br/?IAMCINTRO> em 15/01/2009.

### 3.2 A Segmentação do Mercado de Câmbio

Até março de 2005, quando o BCB editou o Regulamento do Mercado de Câmbio e Capitais Internacionais (RMCCI), podíamos dividir o mercado cambial em de dois segmentos distintos: o mercado de câmbio de taxas livre e o mercado de câmbio de taxas flutuantes.

Após a crise de janeiro de 1999, adotou-se a ideia de permitir uma estrutura do mercado cambial onde a cotação das taxas de câmbio fosse resultado da demanda e de oferta de divisas estrangeiras. No entanto, com a edição do RMCCI, as operações que envolvem o mercado cambial estão unificadas em um único mercado. Porque o nosso período de estudo abrange uma primeira segmentação no mercado, decidimos reportá-la aqui.

#### 3.2.1 O Mercado de Câmbio de Taxas Livres (MTL)

Também chamado de câmbio comercial, o MTL era o maior mercado, pois eram registradas nesse mercado as operações de câmbio de: (i) transações comerciais; (ii) suporte as transações comerciais (ex.: seguro, frete, etc.); (iii) registro no BCB; (iv) caráter governamental; (v) entrada e saída para pagamento de marcas e patentes, etc.

Para o fechamento das operações listadas acima era necessário um contrato de câmbio, obrigatoriamente por bancos autorizados, gerado pelo Sistema de Informação Banco Central (SISBACEN)<sup>30</sup> na quais os bancos são conectados ao BCB. Esse sistema prevalece até os dias atuais.

Atualmente, as instituições bancárias autorizadas são obrigadas a apurar a posição final do movimento diário, sem que a posição vendida exceda o valor de 5 milhões USD. Após esse limite, a instituição está passível de punição.

---

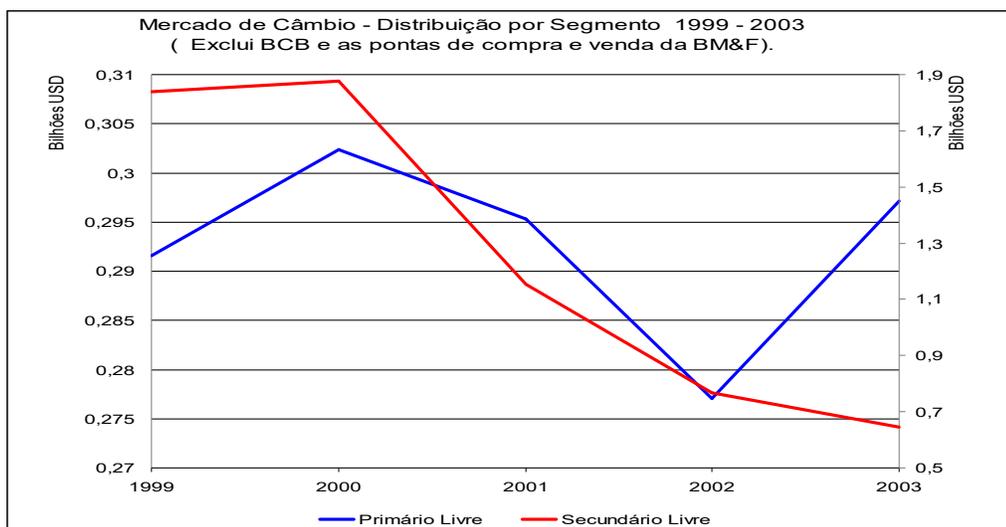
<sup>30</sup> O SISBACEN é um sistema eletrônico de coleta, armazenagem e troca de informações que liga o Banco Central aos agentes do sistema financeiro nacional. É o principal elemento de que dispõe o Banco Central para monitorar e fiscalizar o mercado.

### 3.2.2. O Mercado de Câmbio de Taxas Flutuantes (MTF)

Esse mercado foi criado com intuito de atenuar as operações ocorridas pelo Mercado Paralelo, ou seja, foi uma ação do BCB em tornar um maior número possível de operações cambiais dos agentes econômicos dentro de um padrão legal, principalmente aquelas relacionadas com o turismo. De forma mais abrangente, caracteriza-se pelas operações de câmbio relativas a: (i) viagens internacionais; (ii) serviços diversos; (iii) transferências unilaterais; etc.

Pelos propósitos da criação desse mercado, além dos bancos, são credenciadas para operar no segmento flutuante as corretoras e distribuidoras de títulos e valores mobiliários e as sociedades de crédito, financiamento e investimento. As agências de turismo e empresas que lidam com hospedagem são igualmente liberadas a operarem no flutuante. Nos dias atuais, esse mercado é conhecido como “Turismo”. Pelo número de operações e pelo espectro de atuação a que se destinava, o volume transacionado nesse mercado era infinitamente menor do que o MTL. Para se ter uma ideia, o Gráfico 4 abaixo mostra os volumes transacionados entre 1999 e 2004.

Gráfico – Mercado de Câmbio (distribuição entre os segmentos 1999/2004)



Fonte: Elaboração do autor com base em dados extraídos do “site” eletrônico do BCB.

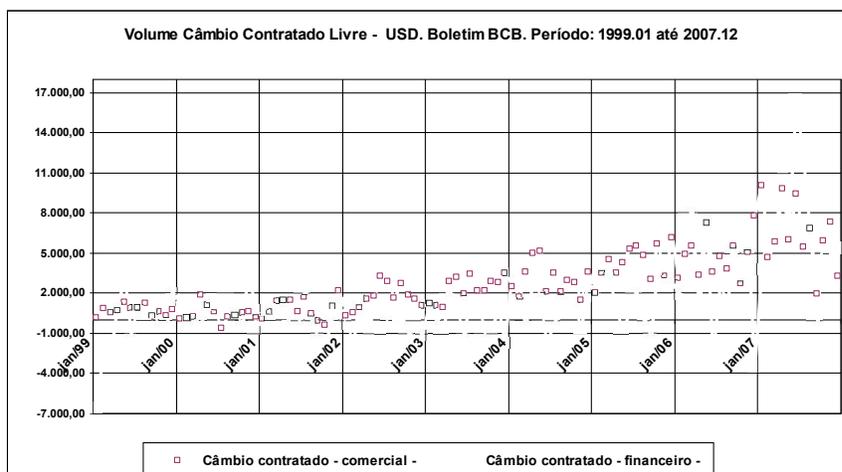
### 3.3 O Mercado Primário e Secundário

Outra importante segmentação desse mercado é a divisão entre o mercado primário e o mercado secundário (ainda no MTL e no MTF). Uma definição mais precisa dos dois mercados podemos extrair do Manual de Operações da Roda de Dólar Pronto,<sup>31</sup> da BM&F, segundo o qual:

O mercado de câmbio primário é formado pelas operações de natureza comercial e financeira negociadas, contratadas e liquidadas com bancos autorizados, de acordo com a legislação cambial em vigor. O mercado de câmbio secundário é formado pelas operações negociadas, contratadas e liquidadas entre bancos autorizados e, por isso, pode também ser chamado de mercado de câmbio interbancário. (BM&F, 2006, p.7).

Essa segmentação é importante para definir destinos e origens dos fluxos e relação entre eles. No mercado primário, por um lado existem os ofertantes de moedas externas (exportadores, empresas e investidores ingressando recursos externos, etc.) e por outro lado existem os demandantes dessas moedas externas (importadores, empresas e investidores remetendo recursos para o exterior, etc.). Essas operações alteram o BP, significando transferência de valores com o exterior. São separadas em comerciais ou financeiras. Os Gráficos 5 e 6 mostram a evolução das operações de câmbio contratado no Brasil.

Gráfico5 – Comparativo dos Volumes de Câmbio Contratado de 1999 a 2007

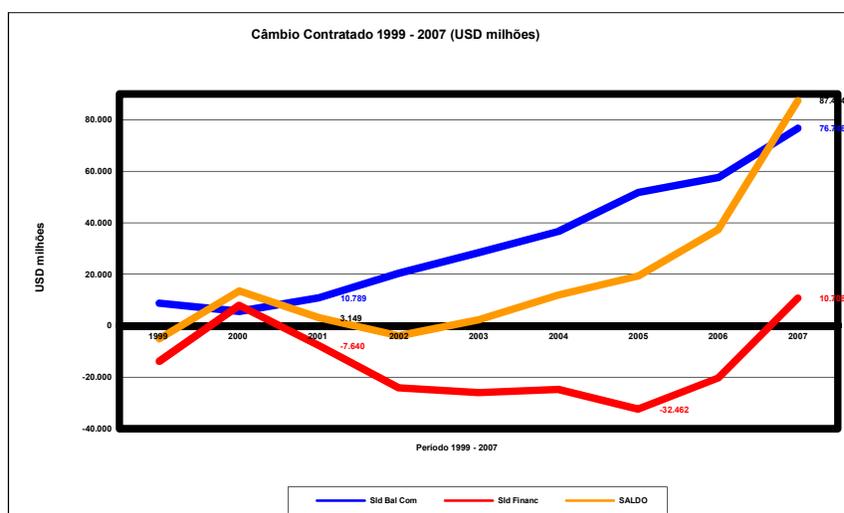


Fonte: Elaboração do autor com base em dados extraídos do “site” eletrônico do BCB.

<sup>31</sup> A Roda de Dólar Pronto é um sistema centralizado de negociação para o mercado de câmbio interbancário estabelecido em pregão de viva voz conectado à Câmara de Câmbio BM&F.

No mercado secundário, as operações das intuições autorizadas acontecem entre elas e o BCB. Os principais segmentos do mercado secundário são o interbancário, o mercado de bolsa e as operações futuras. Neste mercado, os bancos garantem a absorção ou provimento dos ofertantes ou demandantes, além compensar as posições<sup>32</sup>. Ou seja, as transações no mercado primário impactam, via estoque, a ocorrência das operações no mercado interbancário, implicando que os agentes desse último necessitam das informações do mercado primário para acertarem suas negociações.

Grafico6 – Tendência Comparativa dos Saldos Financeiro, Comercial e Saldo Final de **1999 a 2007**



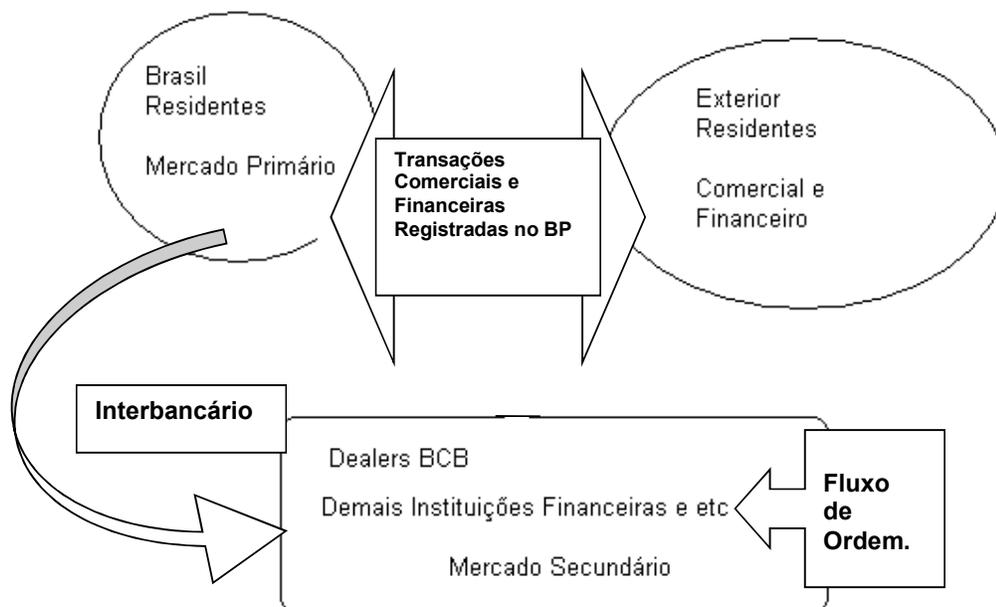
Fonte: Elaboração do autor com base em dados extraídos do “*site*” eletrônico do BCB.

Certamente, entre os mercados primário e secundário, dada à forma com que se deparam a oferta e a demanda, é usual a ocorrência de ágios e deságios na taxa de câmbio, permitindo operações de arbitragem.

No Diagrama 1 abaixo, representamos os principais mercados e suas transações.

<sup>32</sup> É praxe, entre as instituições financeiras, operações de “Hedge” no mercado secundário pelas posições assumidas no mercado primário.

Diagrama 1 – Esquematisando o Mercado Cambial Brasileiro



Fonte: Elaboração do autor com base em FERNANDES (2008).

Pelas características apresentadas pelo mercado, com 130 bancos autorizados e um giro dia de 4 bilhões USD, as informações que os participantes têm nesses mercados não parecem ser tão díspares, pois existe acessibilidade entre eles.<sup>33</sup> Obviamente existe diferença, mas, no entanto, parece ser a forma de negociação que esses assumem ou pelo tempo para as operações. Entre elas o cálculo do retorno x risco diferenciados, as margens operacionais diferenciadas, o porte e expectativa de PL, por área de atuação ou nicho (segmentação), etc.

Entretanto, as variáveis estruturais do mercado são dependentes em relação às expectativas do fluxo de moeda estrangeira que o mercado primário irá fornecer. Se existe expectativa que os fundamentos macroeconômicos sustentem uma entrada líquida de moeda externa no país, então é provável que operações especulativas para pressionar a cotação do câmbio não se sustentem.

Por isso, apesar do volume interbancário exercer uma pressão para a cotação no mercado primário, e isso foi verificado por Garcia e Urban (2004), ela tem diminuindo com o passar dos anos.

<sup>33</sup> Tanto o SISBACEN quanto a Roda Dólar Pronto e a Câmara de Câmbio da BM&F permitem informação dos negócios realizados aos interessados nos respectivos mercados.

### 3.4 O Mercado Cambial Segmentado Por Prazo

No Brasil, a taxa de câmbio é livremente acertada entre os agentes autorizados a operar no mercado de câmbio, mesmo entre eles ou para seus clientes. Sendo assim, podemos destacar uma segmentação para a taxa de câmbio pelo prazo de liquidação das operações.

A taxa de câmbio acertada nas operações para liquidação a vista (“*spot*”) deve refletir o preço da moeda negociada para a data da contratação da operação de câmbio. O mercado a vista (“*spot*”) é o mercado onde negociam a taxa de câmbio para liquidação de pronta entrega, ou seja, com a liquidação em até dois dias úteis (D+2).

Para as operações de liquidação futura, é facultada a estipulação de prêmio ou bonificação. A taxa de câmbio acertada nas operações de câmbio a termo deve espelhar o preço da moeda estrangeira para a data da sua liquidação. Nas operações futuras com a moeda estrangeira são fechadas em prazo superior a dois dias úteis.

No entanto, é chamado de câmbio futuro aquele negociado em mercados de bolsa, onde existem regras específicas para a negociação, como lotes padronizados (50.000,00 USD), vencimentos das operações predeterminados e a existência de garantias e margens, de acordo com os limites de “*stress*” deliberados. Não há entrega física da moeda estrangeira. As instituições que utilizam esse mercado o fazem por “*hedge*” ou especulação.

Quanto às operações de câmbio a termo (“*forward*”), estas não dependem de padronizações de contratos, prazos e preços, ou seja, esses acertos são deliberados entre as partes contratadas.

### 3.5 As Operações no Mercado Cambial

Apesar do monopólio cambial brasileiro exercido pelo BCB, inúmeras operações são regularmente feitas, legitimamente, por diversos agentes, nas segmentações estabelecidas.

As operações são codificadas pelo BCB para fins de registros estatísticos. De forma abrangente, existem quatro tipos de operações envolvendo câmbio. São elas: (i) entre instituições autorizadas e seus clientes; (ii) entre instituições, internamente e/ou com o exterior; (iii) entre bancos e o BCB; e (iv) entre Bancos Centrais, Instituições Financeiras Multilaterais,

etc. É possível subdividir as operações do mercado cambial em partes distintas, conforme o tipo e origem de operação efetuada.

#### 3.5.1. Câmbio Manual

Onde se realizam as operações com a moeda estrangeira em espécie. Devido às restrições de curso para a divisa estrangeira, esse mercado é realizado por agentes que necessitam utilizá-la no exterior, ou ainda por transações onde existe um grande fluxo de turistas, como por exemplo, hotéis, casas de câmbio e agências de turismo. Esses agentes possuem uma baixa capacidade de entesouramento, além de fortemente regulados.

#### 3.5.2. Câmbio Sacado

Onde as instituições financeiras – bancos – realizam as operações de remessas ou recebimento de divisas estrangeiras para seus clientes. Essas operações são compensadas por correspondentes bancários no exterior, porém a efetiva transformação em moeda doméstica se dá através de contrato de câmbio. O contrato de câmbio formaliza a operação de compra/venda da moeda estrangeira. Uma vez que é vedada a compensação de créditos e débitos entre residentes domésticos e residentes externos, é necessário usar mecanismos autorizados de transferência internacional, isto é, através de ordens eletrônicas.

#### 3.5.3. Câmbio Primário

Conforme já visto, é aquele onde acontecem as operações cambiais de entrada e saída de divisas. É feito via instituições autorizadas para atender as necessidades dos clientes, seja de entrada ou saída de divisas. Esse mercado impacta o BP. Igualmente feito via contratos de câmbio.

#### 3.5.4. Câmbio Secundário

É o mercado onde se realizam as operações entre instituições financeiras. Não há movimentação física de divisas estrangeiras, portanto não impacta o BP. A movimentação nesse mercado acontece por três motivos: arbitragem e “*hedge*”, especulação.

A arbitragem deriva da diferença entre cotações, sejam por motivos de informação, geográficos, etc. Conforme visto antes, se a instituição financeira percebe que existe diferença entre as cotações nos mercados primário e secundário, fará operações para capturar esse diferencial. Pode ocorrer em mercados de diferentes ativos, como por exemplo, entre o mercado cambial e o mercado de juros.

A literatura financeira credita as alterações nas paridades à possibilidade de operações de arbitragem com taxa de câmbio. Uma vez que é definido como conceito de paridade a seguintes teorias: (i) PPC; (ii) a paridade coberta da taxa de juros; (iii) a paridade a descoberto da taxa de juros; (iv) o efeito Fisher; e (v) o mercado futuro de câmbio como preceptor para taxa futura de câmbio. É racional acreditar que as possibilidades para as operações de arbitragem elevam quando essas paridades apresentam divergência. (ROSENBERG, 2003).

As operações de “*hedging*” têm o intuito de administrar riscos dos ativos (que envolvam taxas de câmbio) possuídos no presente ou no futuro. Tais operações consistem em tomar no mercado futuro do ativo em questão, uma posição contrária à que foi assumida no mercado à vista, minimizando as perdas decorrentes de súbitas alterações na taxa de câmbio.

Por último, o motivo especulação acontece quando envolve uma estratégia com base na crença que os preços futuros implicarão em ganhos se for assumida proporcionalmente a posição no presente. Por exemplo, se uma instituição financeira acredita que o BP irá reverter a posição atual de credor para devedor, e com isso a taxa de câmbio será pressionada a apreciar, ele adquire uma posição maior no presente na exposição na moeda externa.

#### 3.5.5. Câmbio à Vista

O câmbio à vista consiste no mercado onde há entrega física da moeda estrangeira com a utilização do contrato de câmbio com uma cotação cotada entre as partes no ato. A liquidação acontece em dois dias úteis, ou antes, se for assim combinado.

### 3.5.6. Câmbio a Termo

Esse mercado compreende as operações futuras de câmbio. Os compromissos assumidos entre as partes são customizados, isto é, feitos sob medida de forma a atender os interesses de prazo, cotação, prazo e etc. entre as partes.

### 3.5.7. Câmbio Futuro e Opções

Neste mercado são negociados contratos padronizados de câmbio. No Brasil, a BM&F é responsável pela negociação dos contratos futuros de câmbio, inclusive do sistema de “*clearing*”.<sup>34</sup> Esses contratos possuem padronização do tamanho (quantidade), tipo de ativo, forma de cotação e de data de vencimento.

Uma característica nesse mercado é a cláusula de ajuste diário, onde são feitas em D+1 as correções das diferenças acertadas com base no fechamento do pregão com a aquisição do contrato. A finalidade do ajuste diário é garantir o pagamento de eventuais perdas, não sendo interessante para a liquidez do mercado que o ajuste aconteça somente no dia do vencimento, pois ao fazer esses ajustes diários elimina-se o risco de insolvência, reduzindo os prêmios por incertezas. O contrato pode finalizado a qualquer momento (intercambiáveis), desde que sejam seguidas as regras de acertos de ajustes e mais; somente são realizados em números pares. Outra importante característica é de não haver entrega física de moeda estrangeira. A liquidação acontece em RSB.

Existem, ainda, operações que envolvem a moeda externa sem envolver a movimentação necessariamente. A importância caracterizada no volume negociado ao longo do tempo dessas operações significa variáveis-chave para a análise do mercado cambial, principalmente se o objeto da análise for o curto prazo, pois, indubitavelmente, a pressão exercida nos movimentos no mercado derivativo negociado em bolsas sinaliza a cotação para o mercado primário. Fernandes (2008) ressalta indícios de que a cotação no mercado à vista é influenciada pelo mercado futuro através de informação transmitida aos fluxos no mercado cambial de curto prazo.

---

<sup>34</sup> Câmara de registro, compensação e liquidação de operações prontas (liquidadas em até dois dias) do mercado interbancário de câmbio, onde a liquidação ocorre pelo valor líquido (LDL - Liquidação Diferida pelo Valor Líquido).

Essas operações, intermediadas por corretoras não negociam o ativo moeda, e sim o preço, além de padronizados no volume (quantidade), eles têm o prazo definido. Para evitar riscos, são registrados ajustes diários pelos comprados e vendedores, por intermédio da câmara de compensação, que garante a liquidação, pois exige garantias, além de operar com margem de “*stress*”, ou seja, de volatilidade do mercado. As operações mais usuais são:

- (i) **Opções:** Operação na qual uma opção de compra ou venda da taxa de câmbio é oferecida ao mercado de opções. A liquidação não envolve moeda externa, e sim RSB, por diferença na taxa contratada com a *PTAX*<sup>35</sup> divulgada pelo BCB. A *PTAX* diária é usada para o mecanismo de ajuste diário;
- (ii) **Futuros:** Operações em lotes com vencimento todo dia útil de cada mês, usando a *PTAX* como base. Seguem o mecanismo de ajuste diário descrito acima. Essas operações, em teoria servem para que os agentes econômicos tenham usem-na como base, isto é, a diferença entre a cotação futura e a cotação presente. A cotação futura e à vista devem se mover para a mesma direção, no entanto as expectativas durante a trajetória alteram a magnitude do acerto. A cotação futura quando se aproxima do vencimento deve possuir as mesmas características da cotação à vista. A diferença entre elas deve significar o custo financeiro de se carregar a posição, além das expectativas dos participantes;
- (iii) **Cupom Cambial:** Essa operação envolve a negociação entre a diferença da taxa de juros efetiva doméstica, dos depósitos interfinanceiros (DI) e a variação cambial. Significa uma operação onde o investidor decide aplicar em USD pela a diferença de taxa de juros, pois não quer correr o risco da desvalorização da taxa de câmbio ser maior que o ganho com os juros;
- (iv) **Swap Cambial:** Muito utilizado pelo BCB. Significa uma operação onde é negociada a troca de variação cambial pelo valor pago pelos juros domésticos. Uma vez que não envolve a moeda externa, o BCB tem utilizado esse mecanismo para “esfriar” a procura pela a moeda física pelos bancos quando desejam “casar” operações entre os mercados primário e secundário, no intuito de reduzir o risco sem necessariamente imprimir um ritmo de queda nas reservas internacionais em momentos de crises. Esse tipo de operação

---

<sup>35</sup> É uma taxa diária de referência. Média das taxas vigentes nas transações do mercado interbancário ponderada pelo volume de transações. São excluídas as taxas de operações que mais diverjam da média do mercado, não excedente a 5% do volume negociado, pelo teste de assimetria de Pearson, que estabelece as taxas máxima e mínima para a eliminação. Também são eliminadas transações com evidência de formação artificial de preço, isto é, contrárias às práticas regulares de mercado.

elimina a busca pela moeda externa até mesmo por outros agentes, como por exemplo, empresas que desejam proteger suas exposição ao risco cambial sem precisar entesourar divisas.

### 3.6 Conclusões sobre a Estrutura do Mercado Cambial Brasileiro

Fica claro que o mercado financeiro brasileiro é bastante versátil quanto à oferta de instrumentos financeiros e a citação de mais alguns especialistas em nada iria alterar o objetivo deste capítulo.

No entanto, os riscos do mercado cambial brasileiro, apesar dos avanços nos últimos anos, lembram o tempo em que a restrição externa era a preocupação central das autoridades monetárias e mais, o uso da política cambial como instrumento determinante de política industrial ou como âncora para política desinflacionária.

É notório que existem assimetrias entre os “*players*” desse mercado, gerando ineficiência e “*spread*” elevados através de cotação onde o adicional para cobrir riscos é função de pouca transparência e excessiva concentração. Ademais, a RMCCI não revogou o marco legal existente, ou seja, existe uma brecha jurisdicional cujas normas editadas pelo CMN não conseguem superar as premissas legais instituídas por ocasião da Constituição de 1988, sabidamente ineficiente nos aspectos financeiros. Até o momento, as ações do BCB têm sido nas chamadas ‘medidas infralegais’, que independem do Congresso, mas esse trabalho exauriu e o foco deveria ser as mudanças legislativas.

Existem inequívocos exemplos de ineficiência do setor, notadamente a exigência do contato de câmbio para toda e qualquer operação envolvendo a divisa externa, além da exigência individual para cada contrato X operação cambial por instituição, mesmo que o cliente procure a instituição por diversas vezes no mesmo dia.

Outra anomalia diz respeito aos relatórios que o BCB impõe às instituições financeiras, pois o tipo de informação contábil ali escrito não permite uma avaliação do risco cambial exposto e indexação utilizada. (FERNANDES, 2002).

O fato é que, apesar de um regime cambial de livre flutuação, a moeda real não é conversível, ou seja, livremente negociada por outras, como o dólar e o euro. A Tabela 1 resume os números do mercado cambial brasileiro nos últimos anos.

Tabela 1 – Resumo Câmbio Contratado (R\$ milhões)

<b>Resumo - Câmbio Contratado / Operações</b>			
<b>Período</b>	<b>Saldo Bal. Com.</b>	<b>Saldo Financ.</b>	<b>SALDO</b>
1999	8.732	-13.776	-5.044
2000	5.628	7.878	13.506
2001	10.789	-7.640	3.149
2002	20.327	-24.209	-3.882
2003	28.355	-25.976	2.379
2004	36.672	-24.747	11.925
2005	51.772	-32.462	19.310
2006	57.598	-20.328	37.270
2007	76.746	10.708	87.454

1/ Exclui operações do interbancário e operações externas do Banco Central.  
2/ Compra e venda de moeda estrangeira e ouro contra moeda nacional.

Fonte: BCB 1999 – 2007. Elaboração do autor

Quanto ao câmbio sacado, o serviço de transferência, ou seja, de ordem de pagamento ao exterior, a realização é feita via redes de processamento de dados usados pela maioria dos países e bancos, mas, no entanto, o BCB não tem acesso às informações sobre as reservas dos bancos envolvidos.

Já que a transação no Brasil é liquidada pelo SISBACEN, não há sincronismo nas ações. Ademais, não há avaliação dos riscos de inadimplência e liquidez associados a operações no exterior, o que as levaria às instituições, em caso de descolamento de operações ou de maior restrição pressionar o mercado cambial por procura de moedas extras. Para cobrir esses riscos embutem-se taxas nas transações cambiais, ou como frisa Fernandes (2002), exige-se a antecipação de pagamentos ou a colateralização, o que eleva o custo de contratação da operação porque não há um mecanismo de “*clearing*” no mercado primário que liquide créditos e débitos simultaneamente, a exemplo do que ocorre no mercado secundário.

Ilustramos ineficiências no mercado cambial primário, ou seja, onde a interação oferta e demanda por moeda externa dita a cotação, logo a remuneração que os agentes econômicos envolvidos nesse mercado (os bancos) irão capturar deverá ser maior pela estrutura do mercado e isso deve refletir no “*spread*” mais elevado que usualmente são cobrados. Os modelos que pretendem determinar a taxa de câmbio possivelmente deveriam levar isso em consideração. No Capítulo VII, quando propusermos um modelo híbrido para o Brasil, tentaremos embutir uma variável que capture esses indicadores, pelo menos nos momentos de maior incerteza, como os que aconteceram durante os anos de 1999, 2001, 2002 e 2003.

## **CAPÍTULO IV ANALISANDO O COMPORTAMENTO DA VARIÁVEL DEPENDENTE NO PERÍODO. O MODELO UNIVARIADO PARA A DETERMINAÇÃO E PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO**

Nesse capítulo tratamos de analisar o comportamento da variável taxa de câmbio nominal (USD por RSB) durante o período proposto. Essa técnica permite usar o comportamento da variável ao longo tempo, isto é, a trajetória passada, com intenção de prever seu comportamento futuro. São conhecidos como modelos univariados, uma vez que implicam na observação de única variável, a variável dependente, para estimar o futuro.

A racionalidade dessa metodologia é defendida por aqueles que acreditam que o efeito de outras variáveis sobre o comportamento da variável dependente já está incorporada, assim o próprio comportamento atual já seria elucidativo. O próprio erro de mensurar o efeito de outras variáveis explicativas serve como defesa da metodologia.

As críticas a essa metodologia não salvam o usual critério de seleção por custo X benefício, pois mesmo que não exista necessidade de acompanhar outras variáveis e do uso de instrumental analítico apurado, a metodologia é na verdade uma “caixa preta”. Não há embasamento econômico teórico. O “contra-ataque” é que não há evidência na literatura econômica de bons resultados nos modelos teóricos utilizados. Além disso, grandes modelos macroeconômicos têm sido trocados pelos modelos baseados na metodologia ARIMA Box-Jenkins. (MOOSA, 2000).

Obviamente tal discussão não é escopo dessa dissertação, mas uma vez que pretendemos analisar os modelos de determinação da taxa de câmbio não poderíamos excluir essa importante modelagem, pois estamos lidando com séries temporais, e some-se ao fato que pretendemos analisar o comportamento da própria variável em relação ao tempo. Não usaremos os muitos modelos que existem com base na observação da variável, e sim o mais usual. Aproveitaremos o modelo univariado e faremos testes sobre o poder de previsão, dado que não nos adianta ter um modelo de determinação para taxa de câmbio se não conseguimos usá-lo para prever o comportamento futuro da variável em questão.

Para os outros métodos de estimação linear usados em séries temporais, no nosso caso o Método dos Mínimos Quadrados (MQO), que utilizaremos ao longo dessa dissertação para

testar as abordagens propostas, existem desafios para a análise dos resultados empíricos, não somente pela frequência dos dados utilizados, mais também pela suposição que as séries utilizadas sejam estacionárias. Em geral, o propósito da análise da série temporal é capturar e examinar a dinâmica dos dados utilizados. (ASTERIOU e HALL, 2007).

A noção de que o passado da variável dependente afeta o seu comportamento futuro é importante para enfatizar a ordenação da variável e assim aplicar o correto tratamento para evitar vieses nos resultados apresentados. Mesmo que a aleatoriedade dos dados apresentados esteja satisfeita no próprio processo, isto é, um processo estocástico (aleatório), a defasagens das variáveis influenciam a análise.

Vimos aqui nessa dissertação suposições (abordagens) diferentes para a determinação da taxa de câmbio com base nos fundamentos macroeconômicos. Mais adiante estaremos lidando com processos multivariados, isto é, modelagens dinâmicas preocupadas em entender a estrutura de resposta da variável taxa de câmbio com seus respectivos testes de hipóteses vis-à-vis o comportamento de variáveis explicativas, entendendo que as séries econômicas podem apresentar ajustamentos lentos ou complexos.

#### 4.1 O Conceito de Estacionaridade

O conceito de estacionaridade é fundamental para proceder a inferências estatísticas sobre os estimadores com base de um processo estocástico. Se a média, a variância e a autocovariância (em diferentes defasagens) são constantes ao longo do tempo então a série é estacionária. Mas se dependem do tempo, então a série é fracamente estacionária. (GUJARATI 2006). Seguindo a notação desenvolvida por Bueno (2008):

$$\begin{aligned}
 a) & E|y_t|^2 < \infty \\
 b) & E(y_t) = \mu, \forall t \in \square \\
 c) & E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

Visualmente observamos a estacionaridade se a série flutua em torno de uma média fixa e se a variância da série é constante ao longo do tempo, no entanto os testes estatísticos são imprescindíveis para a verificação da estacionaridade ou não da série.

Esses testes são importantes porque as séries que não apresentam não-estacionaridade costumam exibir resultados típicos onde as análises de regressão não são válidas, ou seja, regressões com resultados sem sentido, “espúrias”. Uma série temporal não-estacionária tem uma média e/ou variância que variam com o tempo. Na realidade, a série não-estacionária afeta nosso propósito pelos resultados estatísticos, mas não pelo período estudado, já que se trata de um período único na história econômica do Brasil, a de taxas de câmbio flutuantes.

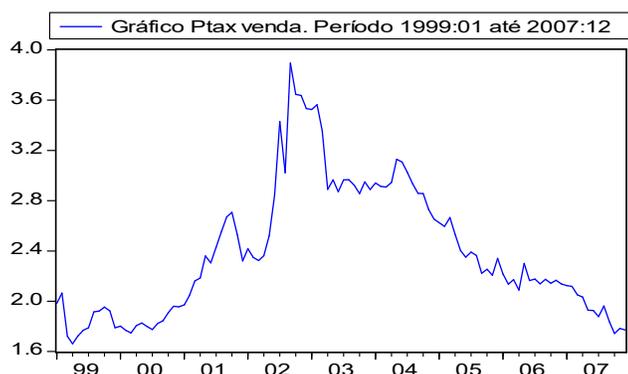
No caso de a série ser não-estacionária, estaremos estudando um episódio específico, portanto a previsão para períodos futuros tem pouca robustez. Apesar de o período estudado ser um período ímpar na qual a economia brasileira, e mesmo diante dessa dificuldade conceitual e de sua específica aplicação, pretendemos observar o comportamento da trajetória da taxa de câmbio seguindo as abordagens propostas.

O Gráfico 7 abaixo revela que a  $PTAX$ <sup>36</sup> venda apresenta um período crescente, após a adoção do regime de flutuação do câmbio, um período agudo entre 2001 e 2002 e um período de declínio da taxa de câmbio.

O Gráfico 8, da 1ª diferença da série, sugere um movimento em torno da média exceto no período apontado acima.

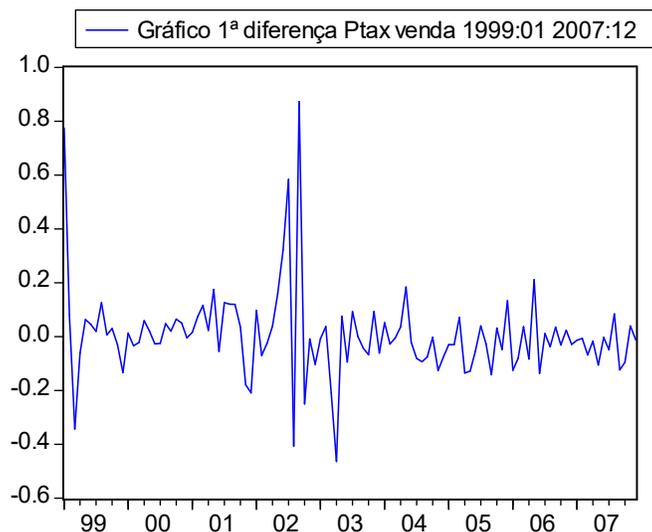
E por fim, trabalhando com a 1ª diferença do logaritmo da  $PTAX$  venda, no Gráfico 9 confirma-se a trajetória em torno da covariância. A série parece ser estacionária na 1ª diferença, pelo menos visualmente.

Gráfico7 –  $PTAX$  venda (1999:01/2007:12)

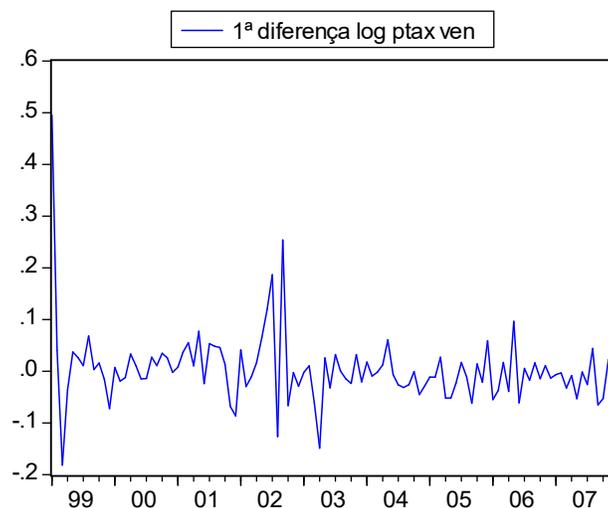


Fonte: Programa EViews

<sup>36</sup> Trabalharemos nesta dissertação com a  $PTAX$  venda, que é a taxa de câmbio venda calculada pelo BCB com base nos negócios diários com a divisa dólar nos 30 últimos minutos do pregão.

Gráfico8 – *PTAX* venda 1ª diferença (1999:01/2007:12)

Fonte: Programa EViews

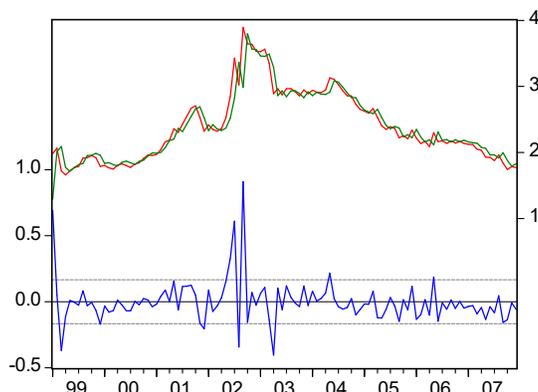
Gráfico9 – *PTAX* venda 1ª diferença (1999:01/2007:12)

Fonte: Programa EViews

No Gráfico 10 abaixo reproduzimos a trajetória da variável taxa de câmbio – *PTAX* venda ( $y_t$ ) - em relação ao período anterior ( $y_{t-1}$ ) para 1999:01 a 2007:12, e a Tabela 2 com os resultados obtidos. O Gráfico confirma o comportamento dos resíduos em torno da média, exceto em alguns períodos abordados, especialmente nos período de turbulência vivenciado

pela a economia brasileira próximo ao período pré e pós-eleição de 2002<sup>37</sup>. No entanto, essas observações compõem choques temporários e dissipados, com uma tendência clara de reversão à média.

Grafico10 – *PTAX* venda AR (1) (1999:01/2007:12)



Fonte: Programa EViews

Tabela 2 – Estimação  $PTAX\ venda = C + \beta PTAX\ venda(-1)$  (1999:01/2007:12)

Dependent Variable: <i>PTAX_VEN</i>				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/09 Time: 16:12				
Sample: 1999M01 2007M12				
Included observations: 108				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.163414	0.073326	2.228587	0.0280
<i>PTAX_VEN</i> (-1)	0.933708	0.029985	31.13902	0.0000
R-squared	0.901454	Mean dependent var	2.391675	
Adjusted R-squared	0.900524	S.D. dependent var	0.527306	
S.E. of regression	0.166311	Akaike info criterion	-0.731567	
Sum squared resid	2.931899	Schwarz criterion	-0.681898	
Log likelihood	41.50461	F-statistic	969.6387	
Durbin-Watson stat	2.052868	Prob (F-statistic)	0.000000	

Fonte: Programa EViews

<sup>37</sup> A então provável (confirmada posteriormente) eleição do candidato Luis Inácio Lula da Silva para a presidência do Brasil por um partido historicamente oposicionista espalhou calafrios aos mercados financeiros, refletida nos prêmios de riscos tipicamente exigidos. A hipótese de não-cumprimento dos contratos, defendida por longa data pelo partido, foram negadas em campanha, mas nem assim o medo dissipou-se. A normalidade retornou somente após a continuidade de políticas macroeconômicas pelo governo empossado.

Os resultados obtidos na estimação poderiam sugerir o uso de instrumental para eliminar a volatilidade exibida no período 2002/2003. No entanto, como indica Enders (2004), é razoável manter a série intocável, sem transformações para redução da volatilidade. Por Wooldridge (2007) e pelos resultados aqui apresentados, as séries temporais estacionárias e fracamente dependentes são ideais para análise em regressões dinâmicas.

## 4.2 Definindo o Modelo Univariado Adequado

Para testar o modelo de série temporal com que estamos lidando é trivial usar a metodologia Box-Jenkins para as autocovariâncias e autocorrelações (ENDERS, 2004). Para um processo auto-regressivo de ordem  $p$  - AR ( $p$ ) a condição necessária para a estacionaridade é que a soma das raízes do polinômio deve ser menor que 1.<sup>38</sup>

### 4.2.1. As Funções Autocorrelação (ACF) e Autocorreção Parcial (PCF)

Usando a função autocorrelação (ACF), e, caso ela convirja geometricamente para zero, a série será estacionária. Se a soma de  $\phi$  for positiva a convergência será direta para zero, e em caso oposto a convergência será oscilatória em torno de zero. O correlograma nos mostra essa tendência ao plotar a função com  $\kappa$  defasagens em relação ao período. Definindo covariância (13 - a) e a correlação (13 -b) como:

$$Cov(y_t, y_{t-k}) = \phi^k \sigma_y^2$$

$$Cor(y_t, y_{t-k}) = \frac{Cov(y_t, y_{t-k})}{\sqrt{Var(y_t)Var(y_{t-k})}} = \frac{\phi^k \sigma_y^2}{\sigma_y^2} = \phi^k, \text{ onde } \sigma^2 \text{ é a variância.} \quad (13 \text{ a, } 13 \text{ b})$$

Em outro processo, o de média móvel (MA), onde  $q$  representa o número de defasagens médias dos resíduos que impactam a variável dependente, a forma geral pode ser descrita como:

---

<sup>38</sup>  $\sum_{i=1}^p \phi < 1$

$$y_t = u_t + \sum_{j=1}^q \theta_j u_{t-j}, \text{ onde } \theta \text{ são os parâmetros e } u \text{ é o resíduo}$$

Uma importante propriedade é a da invertibilidade, que significa que as equações de diferença dos processos MA( $q$ ) podem ser estimadas com observações passadas e garantem unicidade de resultados (BUENO, 2008). Logo um processo MA pode ser representado como um processo AR de decaimento geométrico dos parâmetros (coeficientes) desde que a ACF decaia gradualmente. (ASTERIOU e HALL, 2007).

Por fim, os processos acima descritos podem ser combinados, gerando um série conhecida como auto-regressiva de média móvel de ordem  $p, q$  (ARMA). Descrevendo analiticamente:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + u_t + \sum_{j=1}^q \theta_j u_{t-j} \quad (14)$$

Neste processo, a condição de estacionaridade deve seguir a especificação do modelo AR( $p$ ), enquanto a propriedade da invertibilidade segue a especificação do modelo MA( $q$ ), ou seja, as raízes do polinômio dos dois processos devem estar fora do círculo unitário para que o processo seja considerado estacionário. A correlação parcial entre os períodos elimina os efeitos residuais defasados. Para capturar as correlações entre as observações sem o efeito dos resíduos geramos a função autocorrelação parcial (PCF), ou seja, o gráfico da regressão  $(y_t, y_{t-1})$ , obtendo os coeficientes  $(\alpha_{2,1}, \alpha_{2,2})$ . Se os coeficientes caem para zero após ( $p$ ) períodos, então a série será AR( $p$ ). O Quadro abaixo ilustra o processo decisório.

Quadro 2 – Processo Decisório

<b>Modelo</b>	<b>ACF</b>	<b>PCF</b>
AR( $p$ )	Decai exponencialmente	Truncada na defasagem $p$
MA( $q$ )	Truncada na defasagem $q$	Decai exponencialmente
ARMA ( $p, q$ )	Decai exponencialmente se $s > q$	Decai exponencialmente se $s > p$

Fonte: BUENO (2008).

É usual testar cada diferente defasagem possível para estimar o modelo que melhor se adapta a trajetória da série. Ou seja, se é um processo auto-regressivo (AR), ou média móvel (MA) ou ainda, se o processo é uma combinação dos dois processos (ARMA). Na Tabela 3

abaixo, reproduzimos o correlograma da *PTAX* venda AR (1), para o período 1999:02 – 2007:12, com 107 observações incluídas. Podemos verificar que tanto o ACF quanto o PCF apresentam comportamentos similares. A série não apresenta decaimento nem na autocorrelação nem na correlação parcial, indicando um comportamento “*random walk*”.

Tabela 3 – Correlograma: *PTAX* venda Ar (1)/1999:02 – 2007:12

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
** .	** .	1	-0.190	-0.190	3.9563	
. **	. **	2	0.278	0.251	12.536	0.000
. .	. *	3	0.001	0.097	12.536	0.002
. .	. .	4	0.055	-0.001	12.874	0.005
. .	. .	5	0.037	0.021	13.031	0.011
. .	. .	6	-0.030	-0.039	13.133	0.022
** .	*** .	7	-0.264	-0.331	21.260	0.002
. *	. .	8	0.114	0.040	22.797	0.002
.* .	. .	9	-0.152	0.041	25.536	0.001
. .	. .	10	0.017	-0.020	25.572	0.002
. .	. *	11	0.003	0.075	25.574	0.004
. .	. *	12	0.053	0.134	25.917	0.007
. .	.* .	13	-0.036	-0.100	26.077	0.010
. *	. .	14	0.156	0.038	29.145	0.006
.* .	. .	15	-0.090	0.000	30.179	0.007
. **	. *	16	0.207	0.091	35.694	0.002
. .	. .	17	-0.014	0.062	35.718	0.003
. .	. .	18	0.036	0.016	35.885	0.005
. .	. .	19	0.013	-0.011	35.905	0.007
. .	. .	20	0.051	0.029	36.258	0.010
. .	. .	21	-0.020	0.026	36.312	0.014
. .	. .	22	0.054	0.003	36.710	0.018
. .	. *	23	-0.005	0.116	36.714	0.025
. .	. .	24	-0.012	-0.027	36.735	0.035
. .	. .	25	0.006	-0.044	36.739	0.046
.* .	.* .	26	-0.085	-0.093	37.772	0.049
. .	. .	27	-0.023	-0.047	37.845	0.063
.* .	.* .	28	-0.067	-0.100	38.509	0.070
.* .	. .	29	-0.086	-0.035	39.603	0.072
. .	. .	30	-0.043	-0.015	39.882	0.086
.* .	.* .	31	-0.120	-0.125	42.105	0.070
. .	. .	32	0.064	0.057	42.751	0.078
. .	. .	33	0.003	0.063	42.752	0.097
. .	. .	34	0.009	-0.041	42.765	0.119
. .	. .	35	0.044	-0.009	43.073	0.137
. .	. .	36	0.000	-0.017	43.073	0.164

Fonte: Programa EViews

#### 4.2.2. Os Critérios de Informação Akaike (AIC) e de Informação Bayesiana Schwartz (SBC)

Outro conceito para decisão da melhor forma univariada é o uso da parcimônia para definir quantas defasagens ( $p$  ou  $q$ ) são necessárias para reduzir a soma dos quadrados dos resíduos estimados. A adição das defasagens envolve a estimação de coeficientes adicionais e perdas de graus de liberdade afetando o desempenho do modelo, portanto, a seleção do modelo deve abordar uma metodologia parcimoniosa. Os dois critérios mais usados de seleção são o de Informação Akaike (AIC) e o de Informação Bayesiana Schwartz (SBC). Analiticamente:

$$\begin{aligned} AIC &= T \ln(\Sigma \hat{u}_i^2) + 2n \\ SBC &= T \ln(\Sigma \hat{u}_i^2) + n \ln(T) \end{aligned} \quad (15^a, 15b)$$

Onde  $T$  é número de observações e  $n$  o número total de coeficientes estimados, inclusive constantes e defasagens.

O critério AIC impõe uma penalidade aos acréscimos de variáveis explicativas, enquanto o critério SBC é mais rigoroso. Ambos são preferíveis ao menor valor, podendo ser negativos. O modelo melhor ajustado é aquele onde, tanto o AIC quanto o SBC, aproximam de  $-\infty$ . No caso de  $\ln(T)$  for maior que 2, o critério SBC será mais parcimonioso que o modelo AIC, uma vez que o custo marginal de adicionar variável explicativa é maior no critério SBC do que no anterior. No entanto, em amostras de pequeno tamanho, o critério AIC é preferível. (ENDERS, 2004).

Caso os dois critérios apontem para um modelo, qualquer um deles poderá ser usado como justificativa, mas caso selecionem modelos diferentes, é necessário cautela. Enders (2004) argumenta que, como o critério SBC é mais parcimonioso, é necessário verificar se os resíduos apresentam trajetória semelhante a ruído branco. Para o critério AIC, por ser tendenciosa maior parametrização, é necessário verificar as estatísticas dos coeficientes.

A Tabela 4 (a e b) no Anexo 2 mostra os resultados dos modelos autoregressivos feitos por nós. Podemos notar que não há superioridade em nenhuma outra modelagem do que no modelo AR(1) AR(2) AR(3). Nos quadros destacados, vemos que os critérios AIC e SBC são superiores aos demais congêneres, além de rejeitarem a hipótese nula de autocorrelação após quatro defasagens. Nos modelos MA testados, nenhum rejeitou a hipótese nula de autocorrelação.

Identificado o modelo mais plausível de acordo com a Tabela 3 citada, e de acordo com Enders (2004), verificaremos o desempenho do modelo  $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 y_{t-2} + \alpha_4 y_{t-3} + \varepsilon_t$ , diante de uma proposital quebra temporal, ou seja, uma série (1), de 1999:01 até 2003:06 e uma série (2) de 2003:07 até 2007:12. O modelo estimado para cada período é:

$$\begin{aligned} (1) y_t &= 2,737 + 0,815y_{t-1} + 0,397y_{t-2} - 0,267y_{t-3} \\ (2) y_t &= 16,117 + 0,756y_{t-1} + 0,259y_{t-2} - 0,0149y_{t-3} \end{aligned}$$

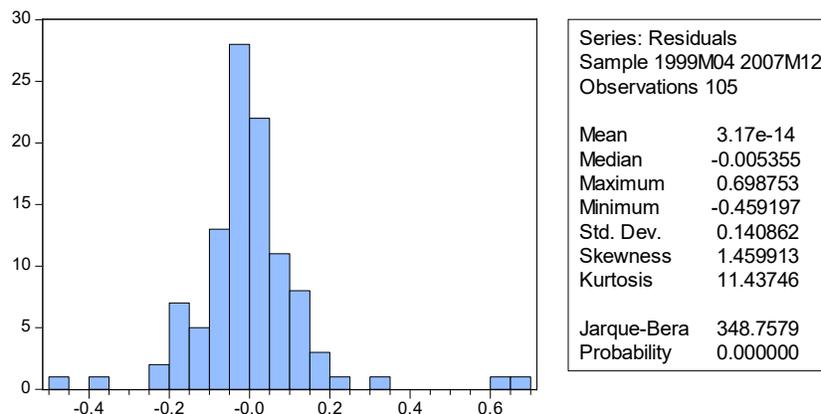
Os coeficientes na 1ª série são estatisticamente significantes, exceto pelo coeficiente estimado de  $y_{t-3}$ . Na série 2ª ocorre o contrário, onde somente o coeficiente estimado de  $y_{t-1}$  é significativo estatisticamente. Em ambas as séries, os sinais dos coeficientes são similares ao modelo, mas a soma dos quadrados dos resíduos (SSR) é bastante diferente, 2,063568, 1,696834 e 0,304139, respectivamente para a série original, 1ª e 2ª séries. Para finalizar, tomando como base o teste F:

$$F = \frac{(SSR - SSR_{1^a} - SSR_{2^a})}{\frac{SSR_{1^a} + SSR_{2^a}}{T - 2n}} = 0,78206 \quad (16)$$

Ou seja, a série *PTAX* venda não é explicada pelos movimentos dos períodos anteriores.

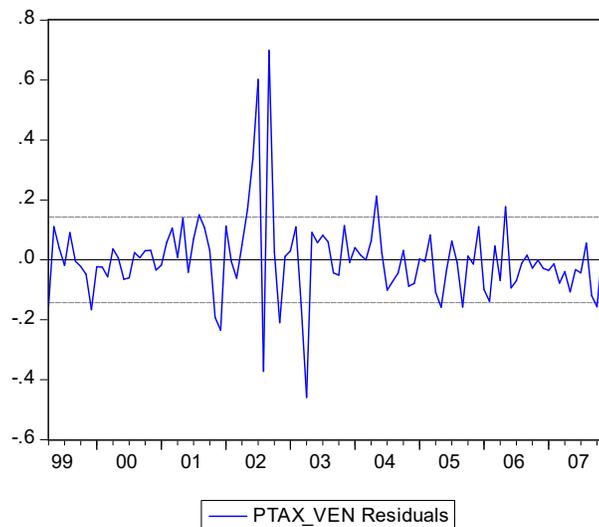
#### 4.2.3. Analisando os Resíduos

Uma vez assumido que o modelo é ruído branco, o mesmo deve acontecer com os resíduos estimados. O teste de Jarque-Bera (JB) verifica se os momentos da série estimada são iguais aos da normalidade, ou seja, se resíduos são normalmente distribuídos. No Gráfico 11 abaixo reproduzimos o teste JB e no Gráfico 12 o comportamento dos resíduos.

Gráfico11 – Teste dos Resíduos – *PTAX* AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2007:12)

Fonte: Programa EViews

O teste nos mostra uma probabilidade insignificante, logo podemos supor que a série apresenta normalidade dos resíduos, ou seja, a hipótese de ruído branco para os resíduos é confirmada. No Gráfico 12 temos uma distribuição dos resíduos em torno de zero, exceto para os períodos já abordados. Isso demonstra que, ao assumir um processo auto-regressivo com base em três (3) períodos passados, a análise do comportamento dos resíduos não estaria condizente com a hipótese.

Gráfico12 – Resíduos *PTAX* venda AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2007:12)

Fonte: Programa EViews

### 4.3 Aplicando a Previsão para o Modelo Definido

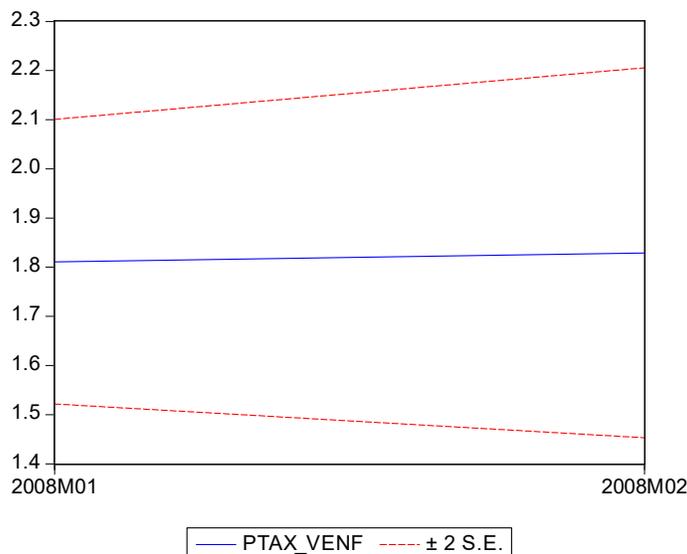
Como um dos objetivos em aplicar o modelo univariado seria prever um comportamento futuro da taxa de câmbio, resolvemos testar a robustez de previsão do modelo autoregressivo escolhido, com base em três períodos passados, para a variável em relação ao período posterior, digamos 2008:02. O resultado da série original é mostrado na Tabela 5 e sua estimação é representada por:

$PTAX \text{ venda} = 2.4212 + 0.8318 \alpha_2 + 0.3799 \alpha_3 - 0.2546 \alpha_4 + \epsilon_t$ , onde  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$  e  $\alpha_4$  significam  $y_{t-1}$ ,  $y_{t-2}$  e  $y_{t-3}$ , respectivamente, enquanto  $\epsilon_t$  significa o erro de previsão no tempo. Segundo nossa estimação, a *PTAX* venda prevista para fevereiro de 2008 estaria entre a faixa pontilhada em vermelho no Gráfico 13. Em fevereiro de 2008 a *PTAX* venda fechou em 1,68330 reais, portanto dentro da faixa esperada pela previsão. Não acreditamos que os profissionais do mercado financeiro trabalhem com uma dispersão tão ampla de faixas inferior e superior. Qualquer diferença ínfima no mercado de divisas entre os “*players*” desencadeia um amplo processo de operações de arbitragem.

Tabela 5 – *PTAX* venda AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2—7:12)

Dependent Variable: *PTAX\_VEN*  
Method: Least Squares  
Date: 01/07/09 Time: 12:09  
Sample (adjusted): 1999M04 2007M12  
Included observations: 105 after adjustments  
Convergence achieved after 3 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.421244	0.325604	7.436154	0.0000
AR(1)	0.831835	0.093730	8.874797	0.0000
AR(2)	0.379908	0.116893	3.250047	0.0016
AR(3)	-0.254614	0.094073	-2.706556	0.0080
R-squared	0.928868	Mean dependent var		2.405056
Adjusted R-squared	0.926756	S.D. dependent var		0.528155
S.E. of regression	0.142938	Akaike info criterion		-1.015456
Sum squared resid	2.063568	Schwarz criterion		-0.914353
Log likelihood	57.31146	Hannan-Quinn criter.		-0.974487
F-statistic	439.6347	Durbin-Watson stat		2.101015
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.95	.46	-.58	

Gráfico13 – Previsão *PTAX* venda Futura AR(1) AR(2) AR(3) (2008:01/2008:02)

Fonte: Programa EViews

#### 4.4 Conclusões sobre o Modelo Univariado

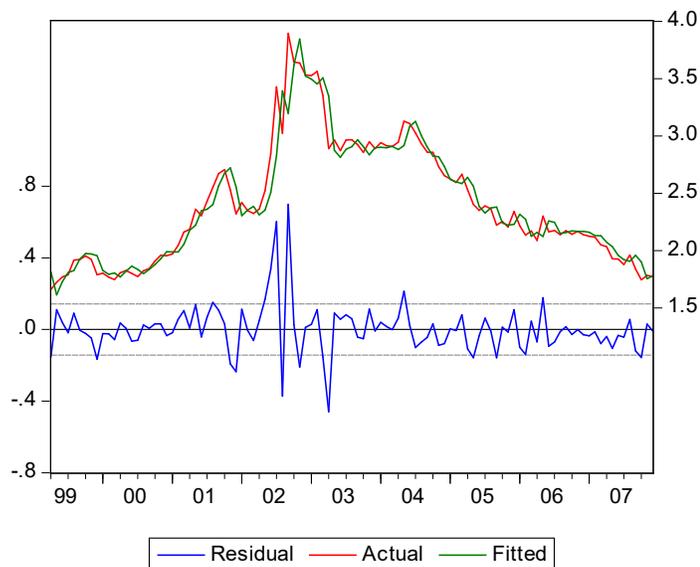
Apesar de alguns testes mostrarem que o processo auto-regressivo com três períodos da variável taxa de câmbio pode ser ajustado, não há robustez nos resultados, principalmente quando a série é dividida em duas partes, conforme vimos. Claramente, o período de pico apresentado pela variável, entre meados de 2002 a meados de 2003, afeta os resultados da série como um todo.

A exclusão desses “*outliers*” talvez tornasse a série com resultados mais robustos, mas acreditamos que a origem desses movimentos esporádicos são reflexos dos movimentos ocorridos pelas expectativas dos fundamentos macroeconômicos sinalizados pelo país.

Podemos observar no Gráfico 14 abaixo que os choques que impactam a variável taxa de câmbio durante o período pré e pós-eleitoral mostram algum grau de persistência, ou seja, existe uma tendência de manutenção altista e de duração, principalmente se levarmos a velocidade que se espera que os agentes ajustem suas expectativas.

Acreditamos que o comportamento da variável é função de variáveis explicativas, ou seja, nos fundamentos macroeconômicos. É isso que iremos testar no próximo capítulo, quando começaremos as análises econométricas das abordagens teóricas e do modelo híbrido.

Grafico14 – Comportamento *PTAX* venda/resíduos AR(1) AR(2) AR(3) (1999:01/2007:12)



Fonte: Programa EViews

## CAPÍTULO V A APLICAÇÃO ECONÔMETRICA DAS ABORDAGENS. RESULTADOS E CONCLUSÕES

Ao aplicar os modelos teóricos, PPC e abordagem monetária, estaremos lidando com modelos multivariados, ou seja, aqueles que implicam em observar o comportamento de variáveis que explicam a trajetória dependente. Usaremos modelos “*reduced form*”, ou seja, modelos em que a variável dependente é função de variáveis explicativas com base na teoria postulada. Usaremos modelos econométricos para calcular os coeficientes (parâmetros) estimados, e após os testes usuais para confirmá-los como estimadores BLUE,<sup>39</sup> faremos comparações com os resultados encontrados pela literatura. Nossa intenção é validar ou não o modelo previsto para o período selecionado, sem que possamos descaracterizar a teoria.

### 5.1 Testando a PPC

Em seu artigo, Rossi (1991) vaticinou que a pretensão em testar as condições da PPC não é tarefa trivial, mesmo quando abordada no longo prazo. Embora o período analisado envolva profundas transformações macroeconômicas no Brasil, além de choques que afetam a cotação da variável, decidimos mostrar os resultados apresentados e confrontá-los com os resultados empíricos difundidos pela literatura econômica em relação à PPC. Com isso pretendemos ilustrar as similaridades dos efeitos obtidos nos testes em relação à PPC. Holland e Valls Pereira (1999) testaram a PPC no Brasil para o período 1974 a 1997 utilizando diversas perspectivas para a validação da hipótese. Os autores igualmente alertam para a validade da teoria quando testada em longo prazo. Os autores procuraram testar a validação da PPC - taxa de câmbio real, ou seja, se existe uma trajetória reversível dos desvios, uma vez que esses afastamentos devem ser considerados transitórios.

---

<sup>39</sup> Melhor estimador linear não-tendencioso.

Nosso objetivo aqui é verificar o comportamento da trajetória da taxa de câmbio nominal no período estabelecido, 1999 - 2007, ou seja, o valor de equilíbrio da taxa de câmbio entre moedas como razão dos seus níveis de preços e verificar se os desvios são ou permanentes. Além do mais, verificaremos se as variáveis possuem trajetórias integradas de longo prazo.

#### 5.1.1. As Variáveis

Ocorre ampla discussão da literatura pela diferença de proporção entre os bens “*tradeables*” e “*non-tradeables*” nos índices de preços e essa proporcionalidade pode indicar desvios consideráveis da PPC. No Quadro 3 listamos os índices utilizados, bem como suas principais características.

Quadro 3 – Índices de preços. Descrição e principais características

	Índices	Descrição	Característica
Brasil	IGP DI	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (ago. 1994 = 100)	Calculado mensalmente pela FGV foi instituído com a finalidade de medir o comportamento de preços em geral da economia brasileira. É uma média aritmética, ponderada do IPA (60%), IPC (30%) e INCC (10%). Disponibilidade Interna (DI) é a consideração das variações de preços que afetam diretamente as atividades econômicas localizadas no território brasileiro.
	IGP OG	Índice Geral de Preços - Oferta Global (ago. 1994 = 100).	Calculado mensalmente pela FGV foi instituído com a finalidade de medir o comportamento de preços em geral da economia brasileira. É uma média aritmética, ponderada do IPA (60%), IPC (30%) e INCC (10%). Consideram-se as variações de preços dos produtos exportados, sendo essa a principal diferença no caso da variação no aspecto de Oferta Global.
	IPC	Índice de Preços ao Consumidor (ago. 1994 = 100).	Calculado mensalmente pela USP/FIPE e mede a variação de preços para o consumidor na cidade de SP com renda de 1 - 20 salários mínimos. Os grupos de despesas estão compostos de acordo com o POF em constante atualização. A FIPE divulga variações quadrimestrais. O IPC é um tradicional indicador da evolução do custo de vida das famílias/SP.
	IPA DI	Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna (ago. 1994 = 100).	O objetivo é medir a evolução dos preços praticados no nível de comercialização atacadista, nas transações interempresariais, que antecedem as vendas no varejo. Apresenta sensibilidade. É formado por dezoito índices especiais organizados para medir a evolução de preços segundo o destino que se atribui aos bens componentes quer para consumo quer para produção. Envolve as regiões da BA, CE, ES, GO, MA, MT, MG, PA, PR, PE, RJ, RN, RS, SC e SP.
	IPA OG Transf	IPA-OG - indústria de transformação - índice (ago. 1994 = 100).	As séries que compõem o IPA-DI são as categorias de uso, tais como bens de consumo ou bens de produção. No IPA-OG, as séries são os setores produtivos. O índice de oferta global, cuja ponderação inclui a produção interna mais importação, passou a refletir os preços do total de transações realizadas no país, seja de produtos para uso interno seja para exportação.
	INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor (dez. 1993 = 100).	SNIPC coleta de estabelecimentos comerciais e de prestação de serviços, concessionária de serviços públicos e domicílios. Abrange as famílias com rendimentos mensais entre 1 - 6 salários-mínimos, cujo chefe é assalariado em sua ocupação principal e residente nas áreas urbanas das regiões de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e município de Goiânia. Até jul/99, a estrutura do índice de preços continha 7 grupos e a partir de ago/99 entraram mais 2 grupos.
	IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (dez. 1993 = 100).	O SNIPC coleta de estabelecimentos comerciais e de prestação de serviços, os preços, inclusive públicos. A população-objetivo do IPCA abrange as famílias com rendimentos mensais entre 1 - 40 salários-mínimos. É pesquisado nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e município de Goiânia.
EUA	PPI	Índice de Preço do Produtor. 1982 = 100. Federal Reserve Bureau of Labor Statistics/	Envolve todos os produtos manufaturados, inclusive todas as commodities. Não é ajustado sazonalmente. Mostra a mudança média dos preços para as commodities, como energia, petróleo, aço etc. É uma séria mais volátil por essa característica.
	CPI	Índice de Preços ao Consumidor. Base 100: 01/1998. Federal Reserve Bureau of Labor Statistics (USA)	Todos os itens, produtos e serviços sem ajustes sazonais. Composto por um cesta de produtos consumidos pelas famílias que envolvem mais de 200 categorias de produtos e serviços separados por 8 grupos. É o mais importante indicador de preços, portanto usado como indexador em muitos contratos.
	PPI Manuf	Producer Price Index Industry Data. Bureau of Labor Statistics USA base: 1984:12	O índice reporta o estágio final da manufatura e seu núcleo é composto por bens finais exceto alimentos e energia, por causa da excessiva volatilidade destes. Esse índice precede tendências nos índices aos consumidores, portanto é usado como expectativa para trajetória de inflação pelos agentes econômicos.

Fonte: Elaboração do autor com base nas informações prestadas pelos órgãos de divulgação dos índices

### 5.1.2. A Metodologia

Um modelo que podemos testar é o proposto por Frankel e Rose (1996). Estaremos testando se  $\beta = 1$ , ou seja, que diferença da taxa de câmbio será resposta da diferença do nível de preço agregado entre os países. Retomando a equação (2):

$$\Delta e_{i,t} = \alpha + \beta(\Delta p - \Delta p^*)_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

Dado nosso conjunto de variáveis explicativas, selecionamos alguns índices de preços selecionados de acordo com a característica individuais e agrupados em modelo conforme similaridade. Os dados usados aqui estão nos Anexos 3, 4 e 5.

Primeiramente, devemos observar o comportamento das variáveis explicativas em nossa proposição, uma vez as séries macroeconômicas frequentemente apresentam tendências não-estacionárias.

Verificar se as séries são estacionárias nos ajuda a verificar se a variável dependente taxa de câmbio é capaz de reverter sua trajetória para um comportamento médio. Por outro lado, em caso de não-estacionaridade, pode ser que um choque afete permanentemente sua trajetória, então sua média dependerá do tempo implicando em não-reversão à média, enquanto sua variância se aproximará do infinito.

Já verificamos a estacionaridade da série *PTAX* venda através do correlograma em capítulo anterior, no entanto o método aplicado não é dos mais precisos. Aplicando uma metodologia mais usual, o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), será possível determinar se as variáveis envolvidas possuem ou não raiz unitária, implicando na definição de estacionária ou não-estacionária, respectivamente.

Esse resultado é fundamental para identificar a ordem de integração<sup>40</sup> entre elas, pois séries com mesma ordem de integração combinadas podem ser consideradas estacionárias (ENDERS 2004). Nossa preocupação é evitar regressões espúrias, isto é, aquelas que nos conduzem a erros de conclusões. Mais adiante, observaremos que  $R^2$  extremamente alto com DW baixo indica regressão espúria.

---

<sup>40</sup> Número de vezes que a série precisa ser diferenciada para tornar-se estacionária.

O teste ADF consiste em testar três diferentes equações à presença da raiz unitária. A diferença entre elas resume-se na presença do parâmetro que indica o passeio aleatório ( $a_0$ ), o intercepto ( $a_2t$ ), ou ambos.

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= a_0 + \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= a_0 + \psi y_{t-1} + a_2t + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{17, 18, 19}$$

A hipótese nula consiste em testar se  $\psi = 0$ , e se isso ocorre temos a confirmação da presença da raiz unitária. O teste consiste em obter valores estimados de  $\psi$  associando-os com o erro-padrão da regressão. Usando uma tabela t estatística específica podemos aceitar ou rejeitar a hipótese nula.

A literatura argumenta que se existe relação de longo-prazo entre as variáveis então elas cointegram na mesma ordem de integração. Se isto ocorrer podemos verificar se o resíduo da relação entre elas é estacionário.

A Tabela 6 nos revela que, individualmente, as variáveis são estacionárias em primeira diferença em logaritmo. A literatura reforça a ideia de complementaridade e verificação dos testes de estacionaridade sustentando a aplicação conjunta do teste Phillip-Perron<sup>41</sup>. A aplicação conjunta dos testes garante maior robustez aos resultados encontrados.

---

<sup>41</sup> Estamos utilizando o teste Phillip-Perron (PP) ao mesmo tempo com o teste ADF nos testes de estacionaridade nas séries utilizadas aqui. O motivo resume-se que o teste PP apresenta um mecanismo automático de correção do procedimento do teste Dickey-Fuller (DF) para os resíduos autocorrelacionados. Frequentemente os resultados dos testes são similares entre eles, apesar de a literatura ressaltar que o teste PP é mais robusto.

Tabela 6 – Resultados do teste de estacionaridade: nível e em 1ª diferença logaritmo das variáveis

Teste Estatística	ADF*			Phillips-Perron**	
	Percentual	Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante
<b>1%</b>	-3,494	-4,048	-2,587	-3,493	-4,046
<b>5%</b>	-2,889	-3,453	-1,944	-2,889	-3,452
<b>10%</b>	-2,582	-3,152	-1,615	-2,581	-3,152
Nível Log	Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante	Constante e Tendência
<i>PTAX</i> venda	-0,830	-2,489	-0,206	<b>-2,911</b>	-2,490
igp di	-1,641	-1,842	2,700	-2,144	-1,230
cpi	0,087	-2,602	5,135	0,200	-2,165
igp og	-1,639	-1,839	2,703	-2,143	-1,226
ipaog trans	-2,081	-1,831	2,458	-2,492	-1,233
ppi manu	0,570	-1,330	3,626	0,900	-1,217
ppiac	0,477	-1,391	3,476	0,507	-1,449
ipca	-1,338	-1,086	3,774	-1,613	-0,567
ipc	-1,859	-0,700	4,274	-2,007	-0,507
1ª Diferença Log	Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante	Constante e Tendência
<i>PTAX</i> venda	<b>-9,501</b>	<b>-14,274</b>	<b>-9,549</b>	<b>-13,879</b>	<b>-14,224</b>
igp di	<b>-4,244</b>	<b>-4,418</b>	<b>-3,079</b>	<b>-4,219</b>	<b>-4,448</b>
cpi	<b>-8,244</b>	<b>-8,213</b>	<b>-5,179</b>	<b>-7,001</b>	<b>-7,014</b>
igp og	<b>-4,243</b>	<b>-4,417</b>	<b>-3,074</b>	<b>-4,217</b>	<b>-4,446</b>
ipaog trans	<b>-4,236</b>	<b>-4,581</b>	<b>-3,248</b>	<b>-4,172</b>	<b>-4,609</b>
ppi manu	<b>-9,162</b>	<b>-8,457</b>	<b>-8,342</b>	<b>-9,119</b>	<b>-9,265</b>
ppiac	<b>-9,474</b>	<b>-9,498</b>	<b>-8,656</b>	<b>-9,437</b>	<b>-9,462</b>
ipca	<b>-4,915</b>	<b>-5,063</b>	<b>-2,889</b>	<b>-4,926</b>	<b>-5,093</b>
ipc	<b>-5,944</b>	<b>-6,254</b>	<b>-2,984</b>	<b>-6,071</b>	<b>-6,378</b>

Obs\*: Critério de Seleção Automático - SIC: máx 12 defasagens

\*\* : Critério de Seleção Automático: Barlett kernel - Newey-Bandwidth

\*\*\*. Em vermelho, rejeita hipótese nula (não-estacionária) com 5%

Os resultados desta Tabela corroboram o que Rossi (1991) encontrou: as taxas de variação das variáveis que compõe a teoria PPC apresentam alguma relação estável de trajetória, no entanto ainda não podemos corroborar a teoria no período proposto.

5.1.2.1. Aplicando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Verificando as premissas do método

Na Tabela 7 abaixo, expomos as estimações feitas com base na teoria PPC com base na formulação da equação (2), estimada pelas primeiras diferenças em logaritmo das variáveis. Este artifício é citado em Rossi (1991) como usual para contornar a instabilidade dos coeficientes e de não-estacionaridade das variáveis. No entanto, o autor cita que não é uma solução satisfatória, uma vez que estamos interessados nas relações entre os níveis e não nas primeiras diferenças.

Os resultados da regressão pelo MQO usando a 1ª diferença das variáveis em logaritmo não são satisfatórios, pois nenhum parâmetro estimado é estatisticamente significativo. Faremos como proposto na literatura ao usar as variáveis nos níveis nos próximos testes, apesar de não serem estacionárias no nível.

Tabela 7 – Resultados da Estimação - MQO: 1ª diferença logaritmo das variáveis

Estimação na primeira diferença em log														
Model PPC Finalid.	Variáveis			Estimação - Resultados					Testes - Diagnósticos					
	PTAX- Ven fim mês	Index Brasil	Index EUA	$\beta_0$ (pvalue)	$\beta_1$ (p- alue)	$\beta_2$ (p- value)	Correl. Linear (R <sup>2</sup> )	Stdrt Error Regres	Hetero Cond. 1 lag ARCH*	Hetero White*	Normal (JB)	Corr Res. 1 lag (BG)	Não- linear 1 lag Reset**	Durbin Watson (DW)
Modelo PPC1 Consumo	1ª dif Log PTAX venda	1ª diferença Log IGP DI	1ª difer. Log CPI	- 0.00752 (0.358)	0.55234 (0.313)	0.0782 (0.619)	0,011	0,055	9.636 (0.002)	10.6260 (0.059)	123,589 (0.00)	2.3965 (0.121)	0.722 (0.397)	2,287
Modelo PPC2 Produção	1ª dif Log PTAX venda	1ª diferença Log IGP OG	1ª difer. Log PPI	- 0.00626 (0.395)	0.5304 (0.332)	0.19904 (0.697)	0,010	0,05484	10.539 (0.001)	11.9826 (0.035)	116.745 (0.00)	2.3692 (0.123)	1.170 (0.282)	0,590
Modelo PPC3 Consumo	1ª dif Log PTAX venda	1ª diferença Log IPC	1ª difer. Log CPI	- 0.00083 (0.924)	-0.2612 (0.804)	0.0545 (0.729)	0,019	0,055	7.234 (0.007)	3.8936 (0.573)	150.439 (0.00)	1.97696 (0.165)	1.301 (0.256)	2,262
Modelo PPC4 Produção	1ª dif Log PTAX venda	1ª diferença Log IPA OG Transf	1ª difer. Log PPI Manuf	-0.0047 (0.5062)	0.2199 (0.612)	0.5793 (0.415)	0,009	0,055	9.388 (0.002)	16.221 (0.006)	122.05 (0.00)	1.98669 (0.158)	0.263 (0.609)	2,262
Modelo PPC5 Consumo	1ª dif Log PTAX venda	1ª diferença Log IPCA	1ª difer. Log CPI	- 0.00037 (0.969)	-0.4543 (0.692)	0.0536 (0.732)	0,003	0,055	7.205 (0.007)	5.2799 (0.383)	152.973 (0.00)	2.01095 (0.156)	0.340 (0.561)	2,268

Obs: Em vermelho não estatisticamente significante.

Obs \*: R-squared e Probabilidade Chi-Square(1).

Obs \*\*: F-statistic e probabilidade F.

Empregando as variáveis em logaritmo nos níveis, listamos na tabela 8 os resultados utilizando a equação (20) para estimar os parâmetros através do MQO. Como no quadro de resultados anterior, selecionamos índices de preços que apresentam similaridade nos propósitos.

$$\log(ptax\_ven) = \beta + \log(index\_RSB) - \log(index\_USD); \quad (20)$$

Como podemos notar, nenhum parâmetro estimado foi rejeitado na regressão pelo método do MQO, nem mesmo com relação aos sinais, conforme promulga a teoria. Em todos os modelos a probabilidade de rejeição é praticamente nula. No entanto, o modelo 2 e o modelo 4, grifados nas cores azul e verde, respectivamente, apresentam melhores resultados na estimação, não somente pelos valores positivos no parâmetro intercepto, indicando uma preferência pela moeda externa, mas pelos erros-padrão apresentados, uma vez que são os menores, indicando que nesses casos a reta é mais bem ajustada pela regressão estimada. Holland e Valls Pereira (1999) já comprovaram que o uso do índice é capaz de influenciar nos resultados, além do próprio período de análise, pois constantemente a amostra é truncada por fatores exógenos. Sarno e Taylor (2002) relatam que os testes mais promissores para a PPC são aqueles que envolvem índices industriais, ou seja, aqueles que mais se aproximam por similaridade dos bens “tradeables”. O mesmo aconteceu com nos nossos testes.

Tabela 8 – Resultados da Estimação – MQO logaritmo no nível das variáveis

Estimação no nível em log														
Model PPC Finalid.	Variáveis			Estimação - Resultados					Testes - Diagnósticos					
	PTA X- Ven fim mês	Index Brasil	Index EUA	$\beta_0$ (p- value)	$\beta_1$ (p- value)	$\beta_2$ (p- value)	Correl. Linear (R <sup>2</sup> )	Stdr Error Regres	Hetero Cond. 1 lag ARCH *	Hete ro Whit e*	Normal (JB)	Corr Res. 1 lag (BG)	Não- linear 1 lag Reset* *	Durbin Watson (DW)
Modelo PPC1 Consumo	Log PTAX venda	Log IGP DI	Log CPI	-5.6335 (0.00)	1.9538 (0.00)	-0.7312 (0.00)	0,633	0,130	40.950 (0.00)	24.31 (0.00 02)	38.937 (0.00)	84.095 (0.00)	2.243 (0.129)	0,241
<b>Modelo PPC2 Produção</b>	Log PTAX venda	Log IGP OG	Log PPI	10.062 (0.0)	1.4563 (0.00)	-3.4772 (0.00)	0,814	0,092	14.132 (0.00)	21.17 1 (0.00 08)	12.54 (0.002)	57.373 (0.00)	0.049 (0.825)	0,541
Modelo PPC3 Consumo	Log PTAX venda	Log IPC	Log CPI	-11.829 (0.00)	3.2453 (0.00)	-0.8442 (0.00)	0,537	0,145	53.389 (0.00)	30.46 2 (0.00)	42.684 (0.00)	63.009 (0.00)	1.212 (0.274)	0,206
<b>Modelo PPC4 Produção</b>	Log PTAX venda	Log IPA OG Transf	Log PPI Manuf	17.030 (0.00)	1.2332 (0.00)	-4.6342 (0.00)	0,779	0,100	24.927 (0.00)	15.27 0 (0.00 93)	50.805 (0.00)	63.009 (0.00)	0.994 (0.321)	0,470
Modelo PPC5 Consumo	Log PTAX venda	Log IPCA	Log CPI	-18.084 (0.00)	3.1646 (0.00)	-0.8777 (0.00)	0,458	0,157	5.629 (0.00)	16.20 9 (0.00 3)	29.049 (0.00)	90.112 (0.00)	0.128 (0.721)	0,177

Obs: Em vermelho rejeita hipótese nula.

Obs \*: R-squared e Probabilidade Chi-Square(1).

Obs \*\*: F-statistic e probabilidade F.

Observamos pelo teste White, para diagnóstico de violação da hipótese de variância residual constante, que nenhum modelo rejeitou a hipótese de homocedasticidade, isto é, todos os modelos calculados apresentam uma variação na variância dos erros não igual para o período calculado, ou seja heterocedasticidade. A consequência desta heterocedasticidade é o impacto sobre os testes de hipóteses, tornando-os menos confiáveis os estimadores encontrados.

Podemos utilizar alternativas para melhor proceder na estimação dos parâmetros, uma vez que estaremos tratando da ineficiência dos estimadores, ainda que consistentes e não-viesados, eles não são mais BLUE, dado que a variância dos erros está se alterando no decorrer da série, e isto impacta nosso poder de decisão pelos testes de hipóteses, além de superestimar o coeficiente de correlação ( $R^2$ ).

Aplicando o método proposto por White (ASTERIOU e HALL, 2007) - usando os erros estimados consistentes com a heterocedasticidade, obtemos estimadores consistentes da variância e covariância dos estimadores de MQO. Para os modelos escolhidos PPC2 e PPC4, as novas estatísticas para os coeficientes estimados para  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são, respectivamente: 18.364, 21.293 e -20.048; 19.992, 20.669 e -20.315. Embora com significantes mudanças no erro-padrão e na estatística t, principalmente no modelo PPC4, não há grandes mudanças nos parâmetros estimados, ou seja eles continuam sendo significantes estatisticamente. A Tabela 9 abaixo mostra as alterações ocorridas pela correção através do método proposto por White.

Tabela 9 – Resumo das alterações pelo método White

Model PPC Finalid.	Sem correção			Com correção			Percentual de Alteração		
	$\alpha_0$ (p-value)	$\beta_1$ (p-value)	$\beta_2$ (p-value)	$\beta_0$ (p-value)	$\beta_1$ (p-value)	$\beta_2$ (p-value)			
Modelo PPC2 Produção	17,916	21,284	- 19,957	18,364	21,293	- 20,048	0,025	0,000	0,005
Modelo PPC4 Produção	17,367	19,100	- 17,960	19,992	20,669	- 20,312	0,151	0,082	0,131

No modelo PPC2, as alterações são ínfimas, não alterando a inclinação nem intercepto da reta de regressão significativamente. No entanto, para o modelo PPC4, são mais intensas, com uma alteração de mais de 13% no valor do 2º coeficiente  $\beta$ . Contudo, a correção feita mantém nossos estimadores continua não-significantes, porque as estatísticas  $t$  continuam muito elevadas, levando-nos a rejeitá-los novamente. Interessante notar, que quando fizemos

os testes utilizando a 1ª diferença em logaritmo, conforme nos mostra a tabela 7, os modelos PPC2 e PPC4 são os únicos que rejeitam a hipótese da homocedasticidade.

Nos testes de normalidade dos resíduos JB, todos os modelos rejeitaram a hipótese de normalidade, o que pode ser verificado em histograma. Mais uma vez, uma hipótese da regressão é violada.

Quanto aos testes de autocorrelação (ou correlação serial), eles são definitivos e indicam ajustes necessários nos modelos estimados, dado a possibilidade de regressões espúrias. Podemos verificar, dada a alta estatística  $R^2$  e testes Durbin-Watson (DW) apresentando valores extremamente baixos. São três as principais causas para esse fenômeno (ASTERIOU e HALL, 2007): (i) omissão de variáveis; (ii) erro de especificação do modelo; e (iii) erros sistemáticos na medição.

As duas primeiras causas são apontadas como críticas da teoria, mais precisamente na incapacidade do modelo de PPC em capturar os fundamentos macroeconômicos que impactam a movimentação no mercado de divisas externas. Pode não parecer ser compatível com o dinamismo atual das relações econômico, dado o intrincado processo de trocas realizadas a todo o momento, que apenas a medição do poder de compra medida por índices de inflação determine a trajetória da taxa de câmbio.

A importância da variável câmbio parece, em primeira mão, não ser somente definida em processos estatísticos de coleta por amostragem de variações de preços entre duas economias, isto sem considerar a elevada capacidade de conversibilidade da moeda dólar. Não obstante, a despeito do propósito da teoria indicar uma trajetória da taxa de câmbio em longo prazo, não é ilógico pensar em quebras estruturais que alterem a própria estrutura do poder de compra. A nosso ver, a tentativa de relacionar a violação da teoria com as diferenças de produtividade entre nações é perfeitamente válida, mesmo porque setores que determinam esse diferencial entre nações possuem estrutura e pesos diferentes na composição dos índices, impactando possíveis quebras estruturais no decorrer da trajetória da variável.

Quanto à terceira causa citada acima, erros na medição através do modelo proposto, podemos proceder ajustes em nosso teste econométrico de forma a minimizar os potenciais danos causados por essa violação. Apesar de todos os modelos apresentarem estatísticas DW baixas, indicando alta correlação serial, corroborado pelo teste LM<sup>42</sup> - Breusch-Godfrey (BG), dado que os “*p-value*” encontrados são baixos, indicando correlação serial de 1ª ordem, existem instrumentos que aplicados podem aumentar a eficiência dos nossos estimadores e amenizar a

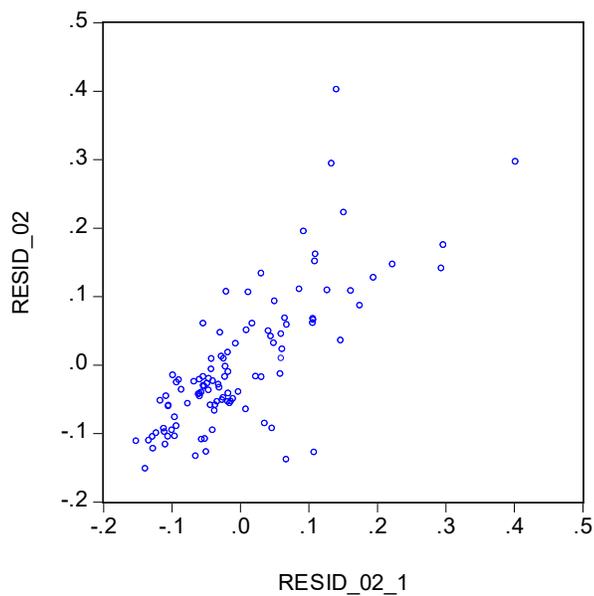
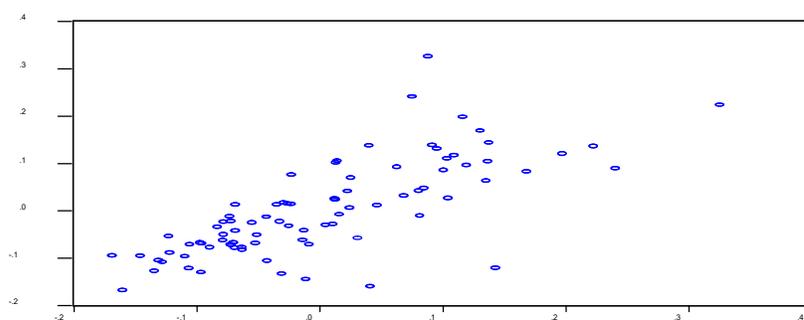
---

<sup>42</sup> Nosso teste LM BG foi feito com defasagem de 1 período.

variação da variância dos estimadores. Nos casos de autocorrelação positiva, a estatística  $t$  maior tende a indicar mais alta significância estatística para os coeficientes do que o verdadeiro valor.

Como os modelos PPC2 e PPC4 apresentam maiores DW, selecionamo-los para mostrar o tipo de correlação entre os resíduos correntes ( $ut$ ) e defasados em um período ( $ut-1$ ). O Gráfico 15 (a e b) abaixo confirma a tendência de que séries temporais econômicas normalmente apresentam correlação serial positiva.

Gráfico 15 (a e b) – Correlação Residual dos Modelos PPC 2 e 4: resíduo x resíduo (1)



Fonte: Programa EViews

Os modelos PPC2 e PPC4 são os únicos dentre os cinco modelos testados que apresentam estatísticas ADF críticas superiores às estatísticas de tabela no teste de raiz unitária nos resíduos da regressão, logo existe estacionaridade nos resíduos da regressão feita no nível em logaritmo nos dois modelos escolhidos. No modelo PPC2, o resultado do teste ADF é -4,092597, enquanto no modelo PPC4 o resultado do teste ADF é -3,834145. Ambas acima de 1% no nível de aceitação.

#### 5.1.2.2. Corrigindo a Autocorrelação. Aplicando o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG)

Após o diagnóstico da autocorrelação, é usual a adoção MQG, pois se trata de um método que melhora a estimação, uma vez que tende a produzir intervalo de confiança menor e mais informativo que fora revelado pelo MQO. (HILL, GRIFFITHS e JUDGE, 2003).

O procedimento “*Prais-Winstein*” (GUJARATI, 2006) consiste em transformar a equação base em um modelo em que os erros autocorrelacionados sejam substituídos sem alterar a estrutura básica do modelo em questão. Analiticamente para a nossa formulação:

$$\begin{aligned} ptax_t &= \beta_0 + \beta_1 indexRSB_{1t} + \beta_2 indexUSD_{2t} + u_t \\ cov(u_i, u_j) &= 0 \\ i &\neq j \end{aligned} \quad (21 a, 21 b)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$ptax_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 indexRSB_{1t-1} + \beta_2 indexUSD_{2t-1} + u_{t-1};$$

$$ptax_t - (ptax_{t-1} \times \rho) = \beta_0 + (1 - \rho) + \beta_1 (indexRSB_{1t} - \rho indexRSB_{1t-1}) + \beta_2 (indexUSD_{2t} - \rho indexUSD_{2t-1}) + \varepsilon_t;$$

$$ptax_t^* = \beta_0^* + \beta_1 indexRSB_{1t}^* + \beta_2 indexUSD_{2t}^* + \varepsilon_t$$

$$\text{Onde } ptax_t^* = ptax_t - \rho ptax_{t-1}; \beta_0^* = \beta_0(1 - \rho); indexZ_{it}^* = indexZ_{it}(1 - \rho)^{43} [(22)].$$

No entanto, como não queremos perder uma observação, mais precisamente 1999:01, é sugerido transformar essa 1ª observação usando a fórmula abaixo, mantendo as demais (1999:02 até 2007:12) conforme acima.

<sup>43</sup> Z significa tanto RSB quanto USD, ou seja, serve para designar o país de origem do índice de preços.

$$\begin{aligned}
 ptax_1^* &= ptax_1 \sqrt{1 - \rho^2}, \\
 indexRSB_1^* &= indexRSB_1 \sqrt{1 - \rho^2}; \\
 indexUSD_1^* &= indexUSD_1 \sqrt{1 - \rho^2}
 \end{aligned}
 \tag{23 a, 23 b, 23 c}$$

Feita essa metodologia nos modelos PPC2 e PPC4 selecionados, podemos notar que o problema da correlação serial desaparece; o teste DW ratifica. Logo, podemos, finalmente, proceder nossa análise econométrica para o modelo PPC. A Tabela 10 abaixo ilustra a saída das estatísticas extraídas nos modelos PPC2\* e PPC4\* com as alterações propostas pelo procedimento “*Prais-Winstein*”.

Tabela 10 – Resultados da Estimação com Correção MQG: logaritmo no nível das variáveis

Estimação no nível em log MQG				Estimação - Resultados					Testes - Diagnósticos					
Model PPC Finalid.	PTAX-Ven fim mês	Index Brasil	Index EUA	$\beta_0$ star (p-value)	$\beta_1$ star (p-value)	$\beta_2$ star (p-value)	Correl. Linear (R <sup>2</sup> )	Stdrt Error Regres	Hetero Cond. 1 lag ARCH*	Hetero White*	Correlog Resíduos Prob (lag)	Corr Res. 1 lag (BG)	Não-linear 1 lag Reset**	Durbin Watson (DW)
Modelo PPC2* Produção	Log PTAX venda star	Log IGP OG star	Log PPI star	7.046 (0.00)	1.062 (0.00)	-2.431 (0.00)	0,413	0,060	0.0652 (0.7985)	9.2726 (0.1588)	0.795 (1º lag)	1.172 (0.279)	0.0692 (0.793)	1,789
Modelo PPC4* Produção	Log PTAX venda star	Log IPA_OG Transf star	Log PPI Manuf star	10.419 (0.00)	0.7984 (0.00)	- 2.8179 (0.00)	0,331	0,062	0.0881 (0.7666)	5.1896 (0.519)	0.762 (1º lag)	1.5823 (0.208)	0.0279 (0.868)	1,759

Obs: Em vermelho rejeita hipótese nula.

Obs \*: R-squared e Probabilidade Chi-Square(1).

Obs \*\*: F-statistic e probabilidade F.

Primeiramente, a condição de simetria nos sinais dos coeficientes permanece respeitada, uma vez que os sinais de  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são diferentes e certos, como pressupõe a teoria. No entanto, a condição de proporcionalidade dos coeficientes (igualdade a unidade) não é acatada pelo teste Wald. Obviamente, apesar de ser uma teoria de longo prazo estamos lidando com um período de extrema volatilidade por diversas fontes.

O procedimento ainda não nos parece o ideal, pois apesar de corrigir a correlação serial, a metodologia empregada baseou-se na 1ª diferença entre as variáveis, ou seja, não podemos afirmar que existe relacionamento único de longo prazo entre as variáveis.

### 5.1.2.3. Aplicando o Método da Cointegração e o Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM)

Uma vez que a PPC propõe a simples relação entre taxa de câmbio e níveis dos índices de preços, isto é, assegura que a depreciação da taxa de câmbio é o reflexo da diferença no mesmo nível entre os índices de preços domésticos e externos, uma metodologia interessante seria tomar como logaritmo os índices dos preços doméstico e externo ( $p_t, p_t^*$ ), da taxa de câmbio ( $e_t$ ) e o desvio da PPC no período  $t$  ( $d_t$ ). A PPC seria válida se  $d_t$  (desvios) for estacionário, pois se permanente rejeitaríamos a PPC para o período selecionado. Se os desvios são permanentes então necessariamente a sequência da autocorrelação dos desvios não deve ser zero. Isto está proposto em Enders (2004). Assim, usando  $e_t = p_t - p_t^* + d_f$  (25), testaremos se  $d_f = e_t - p_t + p_t^*$  (26) é estacionário.

Essa metodologia explora o tratamento de variáveis não-estacionárias quando submetidas ao um processo de regressão linear. Ou seja, variáveis macroeconômicas que em sua maioria apresenta tendência explosiva (não-estacionária), e que quando usadas em modelos macroeconômicos econométricos potencializam o problema da regressão espúria. Já foi mencionado aqui que usualmente a saída é a utilização da 1ª diferença das variáveis envolvidas.

No entanto, existem problemas que confrontam o contorno do problema com a teoria econômica. Mais precisamente, são dois os problemas ao se aplicar a 1ª diferença nas variáveis envolvidas: (1º) se o modelo é correto na sua especificação com a relação das variáveis independentes sobre a variável dependente, ao fazer a diferenciação dessas variáveis estamos implicitamente diferenciando o processo de erros da regressão proposta e; (2º) ao diferenciar as variáveis não mais haverá solução única de longo prazo. Uma característica importante é que o modelo possa combinar resultados de curto e longo prazo, mantida a estacionaridade das variáveis envolvidas mensuradas nos níveis. (ASTERIOU e HALL, 2007).

Cointegração é a técnica para ser usada em séries não-estacionárias. Se existe genuinamente uma relação de longo prazo entre as variáveis envolvidas, então existe combinação linear entre elas, mesmo que as variáveis isoladamente não sejam estacionárias. As variáveis podem exibir um comportamento de diferentes tendências entre elas, sem retorno ao nível de longo prazo, por exemplo, mas quando combinadas apresentam uma combinação

linear. “Equilibrium theories involving nonstationary variables require the existence of a combination of the variables that is stationary”. (ENDERS, 2004, p. 320).

Se no nosso caso, o desvio estimado ( $d_f = e_t - p_t + p_t^*$ ) (26) for estacionário, com as variáveis envolvidas, possuindo a mesma ordem de integração, estamos diante do exemplo que vem dominando a literatura macroeconômica nos últimos tempos, ou seja, dentro de alguma estrutura do equilíbrio os desvios do equilíbrio devem ser temporários.

O ponto básico da metodologia da cointegração é mostrar que variáveis não-estacionárias integradas de mesma ordem, que possuem genuína relação de longo prazo, quando aplicadas em conjunto produzem somatórios de erros de tendência estocástica, e uma nova combinação entre elas, erros e variáveis, resultam em um processo que elimine a não-estacionaridade individual. Em teoria, quando as variáveis possuem uma forte relação de longo prazo, a cointegração é uma poderosa metodologia para detectar a presença de estruturas econômicas. (ASTERIOU e HALL, 2007). A relação genuína de longo prazo entre as variáveis é descrita como uma combinação linear. Analiticamente:

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \\ \hat{u}_t &= Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t \end{aligned} \quad (24 \text{ a } , 24 \text{ b})$$

Se  $\hat{u}_t \sim I(0)$ , então as variáveis  $Y_t, X_t$  são ditas cointegradas. Usando a definição formal de Engle e Granger (1987) e a definição de caso mais geral:

Def. 1:  $Y_t, X_t$  são ditas cointegradas de ordem  $d, b$ , sejam  $d \leq b \leq 0$ , denotadas como,  $Y_t, X_t \sim CI(d, b)$ , se ambas são integradas na mesma ordem  $d$  e existir combinação linear entre essas variáveis,  $\beta_1 Y_t + \beta_2 X_t$ , integradas de ordem  $d - b$ . O vetor  $(\beta_1, \beta_2)$  é chamado vetor de cointegração.

Def. 2: Se  $Z_t$  denota um vetor  $n \times 1$  ( $Z_{1t}, \dots, Z_{nt}$ ), e se cada um deles é  $I(d)$ , existe um vetor  $\beta$   $n \times 1$  tal que  $Z_t' \beta \sim I(d - b)$ , então  $Z_t \sim CI(d, b)$ .

Para o uso empírico, o caso mais interessante acontece quando as séries temporais tornem-se estacionárias com o vetor de cointegração  $d = b$ , e os coeficientes cointegrados possam ser identificados como parâmetros que indiquem relação de longo prazo entre as variáveis. (ASTERIOU e HALL, 2007).

A principal característica de variáveis cointegradas é que suas trajetórias são influenciadas pela extensão dos desvios do equilíbrio de longo prazo. No entanto, no caso de

retorno ao equilíbrio de longo prazo, como estariam os movimentos de algumas das variáveis que respondessem ao desequilíbrio de curto prazo? É esse o propósito do modelo Vetor de Correção dos Erros (VECM). O modelo é uma versão mais completa do VAR,<sup>44</sup> pois corrige o problema ao permitir trabalhar com variáveis não-estacionárias sem diferenciá-las ou omiti-las. (BUENO, 2008). Importante frisar que estamos interessados no comportamento de longo prazo entre as variáveis, portanto a diferenciação para eliminar a não-estacionaridade das variáveis não seria factível.

Se  $Y_t, X_t$  são cointegradas, ou seja,  $\hat{u}_t \sim I(0)$ , podemos expressar a relação para o nosso propósito na seguinte expressão usando o VECM<sup>45</sup>:

$$PTAX\_venda_t = \left( \frac{index\_Brasil_t}{index\_EUA_t} \right)$$

$$\log(Y_t) = \log(X_t) \quad (25 \text{ a, } 25 \text{ b, } 25 \text{ c})$$

$$\Delta \log(Y_t) = \alpha_0 + \beta_1 \Delta X_t - \pi \hat{u}_{t-1} + Y_t$$

Na ultima equação estamos de fato testando tanto os efeitos de longo prazo quanto os efeitos de curto prazo. O parâmetro  $\beta$  representa o efeito de curto prazo que mede imediatamente o impacto da mudança dos índices de preços sobre a taxa de câmbio. Por outro lado, o parâmetro  $\pi$  é efeito corretivo que está acontecendo sobre o desequilíbrio. Mais precisamente, segundo Bueno (2008), trata-se da velocidade de ajustamento de quanto à taxa de câmbio saiu da sua trajetória da PPC. Se  $Y_{t-1}$  descola de  $X_{t-1}$ , de modo que  $\hat{u}_{t-1} > 0$ , quanto maior for o parâmetro  $\pi$ , maior será o efeito sobre  $Y_t$  em termos de ajustamento em direção ao equilíbrio preconizado pela a PPC. A correção acontece pela diferença entre a taxa de câmbio corrente e a passada,  $(Y_t - Y_{t-1})$ .

As vantagens pelo uso do VECM são quatro.

Primeiro, a forma conveniente da medição dos erros provenientes do desequilíbrio dos períodos prévios ETA de acordo com a implicação econômica. Segundo, como o modelo é formulado na 1ª diferença eliminamos as tendências das variáveis envolvidas; assim, resolvemos o possível problema de regressão espúria. Terceiro, a manutenção do modelo proposto não altera com o método. Por último, estamos lidando com fato que os erros provenientes do desequilíbrio de curto prazo é um resíduo estacionário, ou seja, o processo de

<sup>44</sup> O método VAR (autocorrelação vetorial). Cada variável endógena é explicada por defasagem e pelos valores defasados das demais variáveis endógenas do modelo. Não há variáveis exógenas no modelo VAR.

<sup>45</sup> Para uma melhor compreensão do método ver Bueno (2007).

ajuste entre as variáveis envolvidas não está “produzindo” erros que no longo prazo se tornam cada vez maiores.

Quanto aos resíduos dos modelos que usamos, a Tabela 11 abaixo mostra que somente a regressão do modelo PPC2, indicado na cor azul, onde usamos os índices de preços fortemente baseados em produtos “*tradeables*”, apresenta estacionaridade nos resíduos no nível, ou seja, são  $I(0)$ . Logo, mesmo que as variáveis apresentem integração de ordem 1,  $I(1)$ , a combinação linear entre elas resulta em estacionaridade nos resíduos. Os desvios estimados na regressão não se dispersam continuamente em relação à média de longo prazo. Isto para nós já é um sinal de que a PPC está validada, mesmo com a volatilidade exibida em alguns momentos. Contudo, gostaríamos de avaliar a velocidade com que o modelo pode corrigir os erros de curto prazo. Pelos resultados até aqui, estamos priorizando as etapas daqui por diante somente no modelo PPC 2.

Tabela 11 – Resultados dos Testes nos Resíduos da Estimação MQO logaritmo no nível das variáveis

Estimação no nível em log					
Model PPC Finalid.	Variáveis			Testes ADF (base SBC - 12 lags)	
	PTAX-Ven fim mês	Index Brasil	Index EUA	Constante e Tendência (nível)	Constante e Tendência (1a diferença)
Modelo PPC1 Consumo	Log PTAX venda	Log IGP DI	Log CPI	-2,543	-10,586
Modelo PPC2 Produção	Log PTAX venda	Log IGP OG	Log PPI	-4,073	-11,278
Modelo PPC3 Consumo	Log PTAX venda	Log IPC	Log CPI	-2,380	-10,122
Modelo PPC4 Produção	Log PTAX venda	Log IPA OG Transf	Log PPI Manuf	-3,828	-10,978
Modelo PPC5 Consumo	Log PTAX venda	Log IPCA	Log CPI	-2,228	-9,955

Obs: Em vermelho rejeita hipótese nula com 1%. Estatística com 1% Constante e Tendência: -4,046072

### 5.1.2.3.1 - O Método de Cointegração de Johansen

Dado que pretendemos testar a PPC relativa, ou seja, estamos lidando com três variáveis,  $n > 2$ , ( $\log(ptax\_ven) = \beta + \log(index\_RSB) - \log(index\_USD)$ ), aplicaremos o Método de Johansen, uma vez que existe a possibilidade que em  $n$  variáveis podemos achar  $n - 1$  vetores de cointegração. Isto quer dizer que, no nosso caso, existe a possibilidade de até dois vetores de cointegração garantindo que o modelo possa ter múltiplos equilíbrios coordenando a trajetória das variáveis no modelo. Existem, pelo menos, duas relações cointegradas linearmente independente para a taxa de câmbio real/dólar.

Na verdade, o método de Johansen é a aplicação da correção multivariada dos erros que foi mostrada no modelo VECM univariado, uma vez que estamos ampliando a matriz de vetores possíveis. Usando a notação feita em Asteriou e Hall (2007), representando a matriz das variáveis *PTAX venda*, *index RSB* e *index USD*, respectivamente, então temos analiticamente:

$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + u_t$  [(26)]. Usando o VECM na equação ao lado, temos:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta_1 Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k-1} + \Pi Z_{t-1} + u_t, \quad (27)$$

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= (I - A_1 - A_2 - \dots - A_k); \\ \text{onde } i &= 1, 2, \dots, k-1 \\ \Pi &= -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k) \end{aligned} \quad (28, 29)$$

A matriz  $\Pi_{3 \times 3}$  contém informação sobre o relacionamento de longo prazo entre as variáveis. , ou seja, se assumimos que  $\Pi = \alpha\beta'$ , o 1º parâmetro será o vetor que demonstra a velocidade do ajustamento em direção a trajetória de equilíbrio de longo prazo, enquanto que o 2º parâmetro representa o vetor será a matriz dos coeficientes de longo prazo.

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \\ \Delta W_t \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta X_{t-1} \\ \Delta W_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} \alpha_{12} \\ \alpha_{21} \alpha_{22} \\ \alpha_{31} \alpha_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} \beta_{21} \beta_{31} \\ \beta_{21} \beta_{22} \beta_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{pmatrix} + e_t \quad (30)$$

Analisando a correção entre o presente e passado da variável dependente, ( $\Delta Y$ ), temos a 1ª coluna da matriz  $\Pi$ , onde temos a possibilidade de 2 vetores, indicando a velocidade de ajustamento dos coeficientes  $\alpha$ :

$$\Pi Z_{t-1} = \alpha_{11} (\beta_{11} Y_{t-1} + \beta_{21} X_{t-1} + \beta_{31} W_{t-1}) + \alpha_{12} (\beta_{12} Y_{t-1} + \beta_{22} X_{t-1} + \beta_{32} W_{t-1}) \quad (31)$$

A vantagem pelo uso do método acima, envolvendo  $n > 2$  variáveis é obter  $n - 1$  vetores de cointegração que relacionam-nas. Os métodos somente se igualam no caso de 1 vetor de cointegração, ou seja, variáveis  $X$  e  $W$  sendo fracamente exógenas.

Nossa primeira providencia em relação ao método de Johansen já foi verificada, na tabela 6. Verificamos que as variáveis são  $I(1)$ . Uma vez que são integradas de mesma ordem na 1ª diferença, estamos dentro do caso considerado desejável pela a literatura.

Tomando o devido cuidado para evitar que o erro-padrão em nossa regressão fosse contaminado por heterocedasticidade, não-normalidade, autocorrelação, etc., procuramos induzir números de períodos auto-regressivos de forma decrescente no modelo VAR, capturando menor o valor do teste AIC ou SBC. Na Tabela 12 relatamos os resultados e uma vez que o teste SBC é considerado como mais parcimonioso, (ENDERS, 2004) adotaremos 2 “lags”.

Tabela 12 – Estimação no Modelo VAR: Cálculo das Defasagens

<b>Estimação VAR: Estatísticas AIC e SBC</b>		
<b>No. Períodos Defasados</b>	<b>SBC</b>	<b>AIC</b>
12	-13,7902	-16,7626
10	-14,3496	-16,8027
8	-14,9022	-16,8561
6	-15,4294	-16,8561
4	-16,0212	<b>-17,0168</b>
2	<b>-16,3719</b>	-16,8996
0	-4,6998	-4,7743

Obs: Em vermelho os valor mínimo das estatísticas.

A escolha do modelo de cointegração apropriado em um sistema multivariado é importante para caracterizar a dinâmica, tanto do curto prazo quanto do longo prazo. Isto é, avaliamos se existe um intercepto e/ou tendência em ambos os casos ou não, ou se somente em um. Asteriou e Hall (2007) citam que os casos 1º e 5º não são realistas. Bueno (2008) simplifica os casos possíveis:

- 2º caso - constante dentro do vetor de cointegração;

- 3º caso – constante dentro e fora do vetor de cointegração e,
- 4º caso – constante dentro e fora do vetor de cointegração e tendência dentro do vetor.

Para o nosso propósito, usando o *EViews*, apresentamos na Tabela 13 abaixo os testes de cointegração para o 2º, 3º e 4º casos.

Tabela 13 – Teste de Johansen e Máximo Autovalor: Cointegração com 2 “lags”

Estimação: Teste de Johansen - 2 lags					Estimação: Teste de Máximo Autovalor				
Caso 2	Autovalor	Traço	Crítico a 5%	Prob.	Caso 2	Autovalor	Máximo Autovalor	Crítico a 5%	Prob.
nenhum*	0,2233	45,4753	35,1928	<b>0,0028</b>	nenhum*	0,2233	26,5394	22,2996	<b>0,0120</b>
1 vetor	0,107480	18,9359	20,2618	0,0753	1 vetor	0,1075	11,9392	15,8921	0,1895
2 vetores	0,0645	6,9967	9,1645	0,1266	2 vetores	0,0645	6,9967	9,1645	0,1266
Caso 3	Autovalor	Traço	Crítico a 5%	Prob.	Caso 3	Autovalor	Máximo Autovalor	Crítico a 5%	Prob.
nenhum	0,1810	28,8175	29,7971	0,0645	nenhum	0,180995	20,9648	21,1316	0,0527
1 vetor	0,0659	7,8527	15,4947	0,4813	1 vetor	0,065879	7,1557	14,2646	0,4709
2 vetores	0,0066	0,6970	3,8415	0,4038	2 vetores	0,006616	0,6970	3,8415	0,4038
Caso 4	Autovalor	Traço	Crítico a 5%	Prob.	Caso 4	Autovalor	Máximo Autovalor	Crítico a 5%	Prob.
nenhum	0,1984	40,4740	42,9153	0,0860	nenhum	0,1984	23,2154	25,8232	0,1065
1 vetor	0,1195	17,2586	25,8721	0,3959	1 vetor	0,1195	13,3575	19,3870	0,3001
2 vetores	0,0365	3,9011	12,5180	0,7564	2 vetores	0,0365	3,9011	12,5180	0,7564

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

caso 2: No deterministic trend (restricted constant)

caso 3: Linear deterministic trend

caso 4: Linear deterministic trend (restricted)

Como podemos observar acima, temos a confirmação de 1 vetor de cointegração, pelo menos no caso 2º, ou seja, nossa matriz  $\beta'$  de combinação linear de longo prazo está comprovada. Nossa Tabela utilizou dois períodos de defasagens (“lags”), mas, no entanto, caso assumíssemos a default do programa *EViews*, com quatro “lags”, teríamos a confirmação nos casos 2º, 3º e 4º.

Usando o Princípio de Pantula<sup>46</sup>, a Tabela 14 abaixo resume os casos testados; assim podemos decidir que nossa preferência recai sobre o caso 2º, ou seja, temos um intercepto sem tendência na equação de cointegração (longo prazo) proporcionando nenhuma tendência no período selecionado. O intercepto é restrito ao modelo de longo prazo.

Tabela 14 – Princípio de Pantula

Princípio de Pantula - Estatísticas do Traço				
r	n - r	Caso 2	Caso 3	Caso 4
0	3	<b>45,4753</b>	28,8175	40,4740
1	2	18,9359	7,8527	17,2586
3	1	6,9967	0,6970	3,9011

Obs: Em vermelho a 1ª vez que o teste não rejeita a hipótese nula de vetor de cointegração

Temos um vetor de integração, ou seja, nossa matriz tem posto 1, logo  $\Pi = \alpha.\beta$  será uma matriz 3 x 1. O resultado indica que a teoria da PPC é acolhida no nosso caso, porque existe pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis prescritas no modelo.

A tabela 15 ilustra os resultados extraídos pelo método VECM. Podemos notar que os sinais estão corretamente apresentados, ou seja, a condição de simetria é satisfeita estatisticamente pelo modelo ao arrumar as variáveis na equação abaixo (32).

$$Lptax = \beta_0 const + \beta_1 Ligpog(-1) - \beta_2 Lppiaco(-1). \quad (32)$$

<sup>46</sup> O Princípio de Pantula envolve a estimação dos modelos e apresentação dos resultados do mais restritivo até o menos restritivo. A seleção ocorre quando, pela primeira vez, um teste de hipótese nula referente ao traço é não rejeitado (Ver Asteriou e Hall, 2007).

Tabela 15 – VECM Modelo PPC 2 – Resultados

Vector Error Correction Estimates  
Date: 01/11/09 Time: 12:46  
Sample (adjusted): 1999M04 2007M12  
Included observations: 105 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
LPTAX(-1)	1.000000
LIGPOG(-1)	-1.632757 (0.11570) [-14.1117]
LPPIACO(-1)	3.589699 (0.30743) [ 11.6763]
C	-9.677000 (1.03578) [-9.34270]

Fonte: Programa EViews

Nos resultados extraídos em termos dinâmicos (Tabela 16), podemos notar que, aproximadamente 5% da correção da taxa de câmbio ocorrem por ajustes anteriores na própria cotação, enquanto que os variáveis índices de preços domésticos e externos imputem uma correção de quase 2% e 6% a cada período, respectivamente. Esses são sinais inequívocos que o desequilíbrio da taxa de câmbio é corrigido a cada período. No entanto, somente o ajuste pelo índice PPI é estatisticamente significativo.

Tabela 16 – VECM Modelo PPC 2 – Resultados Defasados

Error Correction:	D(LPTAX)	D(LIGPOG)	D(LPPIACO)
CointEq1	-0.051138 (0.06483) [-0.78886]	-0.011604 (0.00677) [-1.71532]	-0.062580 (0.01202) [-5.20539]
D(LPTAX(-1))	-0.016245 (0.12162) [-0.13357]	0.064912 (0.01269) [ 5.11431]	0.064630 (0.02256) [ 2.86543]
D(LPTAX(-2))	0.252720 (0.11738) [ 2.15304]	0.044890 (0.01225) [ 3.66465]	0.025913 (0.02177) [ 1.19038]
D(LIGPOG(-1))	-0.247649 (0.91823) [-0.26970]	0.738481 (0.09583) [ 7.70654]	-0.084873 (0.17029) [-0.49840]
D(LIGPOG(-2))	0.050190 (0.83030) [ 0.06045]	0.035613 (0.08665) [ 0.41100]	0.284786 (0.15398) [ 1.84945]
D(LPPIACO(-1))	-0.551548 (0.46904) [-1.17591]	0.094801 (0.04895) [ 1.93675]	0.129999 (0.08699) [ 1.49448]
D(LPPIACO(-2))	0.353647 (0.49099) [ 0.72027]	0.104449 (0.05124) [ 2.03845]	-0.121357 (0.09106) [-1.33275]
R-squared	0.079362	0.681177	0.224522
Adj. R-squared	0.022997	0.661657	0.177044
Sum sq. resids	0.259144	0.002822	0.008913
S.E. equation	0.051423	0.005366	0.009537
F-statistic	1.407994	34.89670	4.728951
Log likelihood	166.2389	403.5304	343.1577
Akaike AIC	-3.033122	-7.552961	-6.403003
Schwarz SC	-2.856191	-7.376030	-6.226072
Mean dependent	0.000269	0.008065	0.003583
S.D. dependent	0.052025	0.009226	0.010513
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.46E-12	
Determinant resid covariance		5.26E-12	
Log likelihood		916.5500	
Akaike information criterion		-16.98190	
Schwarz criterion		-16.35001	

Fonte: Programa EViews

Aplicando os resultados extraídos com as variáveis extraídas no modelo VECM em uma regressão pelo método MQO, temos aproximadamente os mesmos parâmetros extraídos, além de confirmá-los no teste de hipótese apropriado. Ou seja, não podemos rejeitar o modelo PPC usando os variáveis índices de preços para explicar a trajetória da taxa de câmbio nominal no período selecionado.

Tabela 17 – Modelo PPC 2 usando VECM – Resultados Método MQO

Dependent Variable: *LPTAX*  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/12/09 Time: 08:35  
 Sample (adjusted): 1999M02 2007M12  
 Included observations: 107 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.14301	0.634751	15.97953	0.0000
LIGPOG(-1)	1.417768	0.076058	18.64057	0.0000
LPPIACO(-1)	-3.450755	0.195802	-17.62372	0.0000
R-squared	0.772988	Mean dependent var		0.850779
Adjusted R-squared	0.768622	S.D. dependent var		0.212127
S.E. of regression	0.102037	Akaike info criterion		-1.699326
Sum squared resid	1.082800	Schwarz criterion		-1.624387
Log likelihood	93.91396	F-statistic		177.0624
Durbin-Watson stat	0.425512	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Programa EViews

Por fim aplicamos dois últimos testes. Primeiramente, testamos os resíduos da regressão acima, comprovando, mais uma vez, sua estacionaridade. Isto é, concluímos que a combinação de duas variáveis de mesma ordem de integração resulta na combinação linear entre elas, e isso pode ser comprovado no teste aplicado sobre os resíduos na regressão  $Lptax = \beta_0 const + \beta_1 Ligpog(-1) - \beta_2 Lppiaco(-1)$  [(32)], mostrada na Tabela 18 abaixo.

Tabela 18 – Teste ADF nos Resíduos da Regressão pelo Método MQO

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.62738	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.494378	
5% level	-2.889474	
10% level	-2.581741	

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

Fonte: Programa EViews

E por último, aplicamos o teste de causalidade de Granger<sup>47</sup>. De forma simplificada, nosso objetivo foi comparar a direção de causalidade da nossa proposta com base no modelo teórico. Uma vez que o uso do modelo VECM não sugere uma direção de causalidade, obtivemos o resultado onde a variável dependente *PTAX* é afetada pelas variáveis IGP-OG e PPI, e não o contrário. Os resultados estão expostos na Tabela 19 abaixo.

<sup>47</sup> Para maiores esclarecimentos sobre a aplicação do Teste de Causalidade Granger ver Enders 2004.

Tabela 19 – Teste Granger causalidade

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 01/12/09 Time: 12:28

Sample: 1999M01 2007M12

Included observations: 105

Dependent variable: D(LPTAX)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LIGPOG)	0.207366	2	0.9015
D(LPPIACO)	1.698030	2	0.4278
All	1.978882	4	0.7396

Dependent variable: D(LIGPOG)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPTAX)	28.28848	2	0.0000
D(LPPIACO)	9.188749	2	0.0101
All	35.67006	4	0.0000

Dependent variable: D(LPPIACO)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LPTAX)	8.234899	2	0.0163
D(LIGPOG)	8.902306	2	0.0117
All	15.51230	4	0.0037

Fonte: Programa EViews

### 5.1.3. Os Resultados dos Testes da PPC

Embora a literatura sinalize um desapontamento quanto à rejeição dos testes de proporcionalidade dos parâmetros na abordagem da PPC, isso pode ser explicado pelo uso de amostras pequenas. No nosso caso, embora não rejeitando a hipótese de que as variáveis índices

de preços “*tradeables*” impactam a trajetória da taxa de câmbio nominal, com uma amostra de 108 observações, também não comprovamos a proporcionalidade dos parâmetros.

A principal diferença entre o uso da cointegração no teste da PPC e o teste de não-estacionariedade da taxa de câmbio real é que a condição de simetria e proporcionalidade não é imposta nem testada facilmente, dado o viés do estimador do erro-padrão. Alguns estudos rejeitam as hipóteses de simetria e proporcionalidade baseadas nas considerações sobre a mensuração dos erros sistemáticos, seja pela captura dos índices relevantes para a teoria PPC e nas barreiras comerciais entre os países. O método de Johansen engana esses vieses quando testa a teoria com múltiplos vetores. (SARNO e TAYLOR, 2002).

Com relação ao tamanho da nossa amostra, Frankel (1986, 1990) (In HAFER, 1986) e grande número de autores têm notado que os testes empíricos empregados em período de excessiva volatilidade da taxa de câmbio têm pouca força para rejeitar a hipótese nula de instabilidade quando aplicados em períodos curtos. O argumento é que se a PPC é estável, 25 anos de série não seria suficiente para a detecção da característica de reversão lenta e gradual em direção a PPC. Daí a necessidade de testar a PPC em séries longas (“*long span*”).

Entretanto, o uso de séries longas tem sido submetido a críticas. Uma delas é que nesses longos períodos é possível encontrar diversos regimes para as taxas de câmbio, ou que possam ter ocorridos choques reais que geraram quebras estruturais, ou mesmo alterações na taxa de câmbio real de equilíbrio (RER), como por exemplo, mudança de preferências, índices, padrões de comércio internacional, efeito Balassa-Samuleson, etc. Contudo, isso é um “mal necessário” com que se depara quem usa essas séries longas. Porém, como o interesse maior da literatura PPC é o comportamento da RER em períodos de livre flutuação, isto é, medir se a RER apresenta estabilidade ou tendência de reversão, justificam-se os métodos desenvolvidos aqui.

Comprovamos ainda que sem proporcionalidade, o fato das séries apresentarem comportamento (trajetória) similar, demonstrando que a Lei do Preço Único não pode ser totalmente descartada. Existe uma reversão à média. Uma vez que lidamos com um mercado de livre movimentação de capitais externos, não podemos deixar de supor que os agentes econômicos envolvidos observem esse posicionamento, mesmo porque se trata de uma abordagem que, de certa forma, baliza outras abordagens. É factível pensar que a arbitragem assegura que o preço entre bens similares - “*tradeables*” serão iguais no comércio externo, e intensa movimentação de capitais indica uma maior captura dessa sinalização. Maior grau de abertura comercial pode indicar uma maior tendência a essa reversão à média. Mas não testamos essa hipótese.

Cabe aqui salientar que a definição apropriada da LOP indica o uso de índices de preços claramente destinados ao consumo, ou seja, índices de preços de forma mais geral, e não a seleção de índices que tentam capturar movimentos similares nos preços de bens “*tradeables*”, como o que usamos. Gustav Cassel salientou que a abordagem da PPC diz respeito ao valor do poder de compra proporcionado pela moeda doméstica em relação à moeda externa, e as variações dessa relação só podem ser capturadas de forma inteira em um índice geral. (MARK, 1995). Nos nossos testes não conseguimos relacionar a PPC com as variações dos índices de consumo geral, e sim através daqueles que capturam os movimentos nos preços dos bens “*tradeables*”. O uso dos demais índices não foi estatisticamente significativo nos resíduos da combinação linear.

Obviamente, existem períodos de maior volatilidade no mercado de divisas, por qualquer que seja o motivo, impactando significativamente e com maior persistência os desvios na PPC, ou seja, alterações na taxa de câmbio real. Não foi nosso escopo mensurar esses desvios nem o tempo de duração para que eles revertam, assim como não procuramos estimar a taxa de câmbio real no período escolhido. Para estimar tais propósitos teríamos que levar em consideração custos de transação, barreiras de comercialização de toda sorte, níveis de produtividade entre nações e parceiros, e etc.

Ou seja, uma imensa zona de interação que poderia (pode) influenciar esses questionamentos, deslocando-a para fora da zona de transação. Não negamos uma trajetória volátil da taxa de câmbio, pois sempre nos preocupamos em colocar o período descrito como um período de forte ruptura na sistemática dos fundamentos macroeconômicos, e nem poderíamos pela própria trajetória da *PTAX*. Contudo, se a taxa de câmbio mostrar um comportamento “*outsider*” isto detona mecanismos de arbitragem para ao deslocamento dentro da zona viável de transações. (ROSENBERG, 2003).

A volatilidade do período indica um mercado bastante dinâmico, o que não é estranho tratando-se de série temporal relacionada com mercado de divisas. Muitas séries econômicas exibem um comportamento onde são característicos os períodos de extrema volatilidade. O teste ARCH<sup>48</sup> permite verificar a autocorrelação na variância dos erros da série como um todo (período), ao invés da variância dos erros em si. A idéia principal do teste é verificar o quanto da variância dos erros ( $\sigma^2_{ut}$ ) depende do tamanho do erro do período anterior (uma defasagem) ao quadrado ( $u^2_{t-1}$ ). (ASTERIOU e HALL, 2007).

---

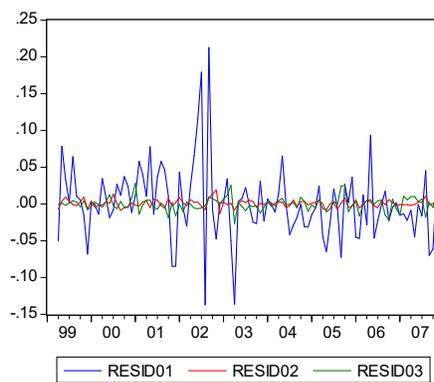
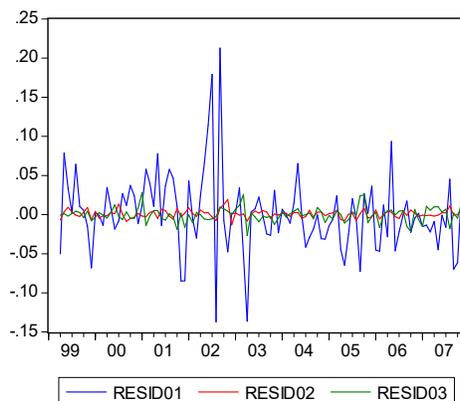
<sup>48</sup> Autoregressive conditional heteroskedasticity, isto é, heterocedasticidade condicional auto-regressiva.

Na tabela 7 notamos que os modelos selecionados deixam de rejeitar a hipótese nula, ou seja, existe efeito de heterocedasticidade condicional em uma defasagem. Alguns autores classificam essa metodologia como medida de risco. O uso de modelagem ARCH permite a captura tanto dos momentos de tranqüilidade quanto de volatilidade da série.

#### 5.1.4. Conclusões dos Testes da PPC

Diante dos resultados apresentados aqui, não é desapropriado pensar na hipótese da paridade do câmbio para o período proposto. Mesmo com intensa volatilidade no período, os resíduos são estacionários, ou seja, parte dos choques não será permanente. Se o termo erro é estacionário, então uma forte relação linear existe entre a taxa de câmbio e os preços relativos.

Grafico16 (a e b) – Resíduos do VECM Modelo 2 PPC



O modelo deve ser mais útil quando colocado em prazo apropriado, ou seja, em longo prazo, mesmo com diferentes instrumentais econométricos disponíveis. Holland e Valls Pereira (1999) colocam que a especificação do modelo com diferentes procedimentos pode apresentar resultados distintos.

No nosso caso, além de aplicar as correções propostas para a heterocedasticidade e possível regressão espúria no modelo usando as variáveis em níveis, também aplicamos o método da cointegração. Para o 1º resultado conseguimos apurar parâmetros estatisticamente significativos, mas não procedemos aos testes de estacionaridade nas variáveis.

Ao usar o método da cointegração também encontramos parâmetros estatisticamente significativos. Como as variáveis são estacionárias na 1ª diferença -  $I(1)$  pudemos garantir que os resíduos são estacionários  $I(0)$ , além de achar um vetor de cointegração, indicando relação de longo prazo entre as variáveis. Isto ajuda a explicar o modelo PPC, apesar do uso de restrição sobre os índices de preços utilizados e da intensa volatilidade do período. Mesmo o início do regime de flutuação cambial aliado às mudanças na condução de política econômica com indícios de possível ruptura política não foram suficientemente fortes para extrapolar o que preconiza o modelo PPC.

Em nosso ponto de vista, o movimento apresentado pela taxa de câmbio no período é característico da volatilidade (desvios) em torno da PPC. No entanto são limitados e reversíveis. Quanto maior foi o movimento de desvio mais acentuado foi o movimento de correção para a PPC, indicando, em última instância, que os preços são variáveis importantes na determinação de uma taxa de câmbio que mensure os preços de produtos similares entre economias.

A nossa intenção não foi à captura da explicação pontual da taxa de câmbio nominal, e sim da trajetória explicada no período analisado. A diferença na captura dos preços “*tradeables*” explicou os ajustes de curto e longo prazo sobre a *PTAX*. Mostramos aqui que não eram fundamentadas as freqüentes chamadas de desequilíbrio gradual da taxa de câmbio quando essa iniciou uma trajetória de apreciação no final de 2003 em diante. O processo observado pode ser caracterizado por uma correção do desequilíbrio do período anterior a 2003 em relação a uma taxa de equilíbrio, que com certeza não foi à apresentada pela taxa de câmbio nominal entre meados de 2001 e 2004. Possivelmente, choques exógenos produziram indícios suficientemente fortes para provocar uma exagerada reação dos agentes econômicos que se refletiu no desequilíbrio da taxa de câmbio de longo prazo refletida naquele momento.

Por fim, para a imposição de testes mais definitivo da teoria PPC, dado que os desvios da PPC podem ser gradualmente lentos à reversão e que existem evidências de quebras estruturais, além de diferentes cestas de consumo, preferências e produtividade entre os setores

envolvidos, tomamos uma citação de Rogoff (1996, p.647) resumizando os desafios da teoria PPC: “The PPC puzzle then is this: How can one reconcile the enormous short-term volatility of real exchange rates with the extremely slow rate at which shocks appear to damp out?”<sup>49</sup>

## 5.2 Testando a Abordagem Monetária

Nada mais justo do que testar a abordagem monetária para avaliar a trajetória da taxa de câmbio em um período de onde a taxa de juros nominal assume relevância na condução de política monetária na economia brasileira. Cabe lembrar que o regime de flutuação da taxa de câmbio coincide, mais ou menos, com a adoção do regime de metas de inflação<sup>50</sup>.

### 5.2.1. A Metodologia

Uma vez que o modelo monetário assegura que a oferta e demanda por moeda são os principais determinantes dos movimentos da taxa de câmbio, iremos testar o papel da taxa de juros no impacto de curto prazo sobre a interação demanda e oferta no mercado de divisas cambiais.

Dado que os agentes econômicos procuram alocar seus ativos ao observarem o comportamento da taxa de juro, analisaremos a trajetória da taxa de câmbio em função dos movimentos dos ativos financeiros. Mais especificamente, a equação na forma reduzida, isto é, a taxa de câmbio em função da demanda por moeda ( $m$ ), da renda ( $y$ ) e da taxa de juros ( $i$ ) é dado por:

$$e_t = \omega_1 m_t - \omega_2 m_t^* - \omega_3 y_t + \omega_4 y_t^* + \omega_5 i_t - \omega_6 i_t^* + u_t; \quad (33)$$

---

<sup>49</sup> “O desafio da PPC é este: Como é possível conciliar uma enorme volatilidade de curto prazo das taxas de câmbio reais com a extrema lentidão dos choques exógenos?”

<sup>50</sup> Em 1999, após a alteração do regime cambial, o BCB decidiu ancorar a política monetária em um sistema de metas de inflação (IT). O arranjo macroeconômico se completou com uma política fiscal voltada para a geração de superávits primários. Esse arranjo fará 10 anos de execução em maio de 2009 e, embora bastante criticado por alguns economistas, é inegável seu sucesso dentro das metas estabelecidas.

Onde os parâmetros  $\omega_i$  ( $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ ) indicam a elasticidade de resposta de cada variável regressora a variável dependente. O termo  $\mu$  é o erro. Especificamente, é testado se os parâmetros da regressão proposta são estatisticamente significantes. Pela equação acima, proposta por Taylor (1995), é testado o modelo supondo preços flexíveis, uma vez que nossa premissa de continuidade da abordagem da PPC se mostrou consistente.

Pela a equação acima podemos verificar que uma maior oferta de divisa externa em relação ao estoque de moeda doméstica irá causar uma apreciação da moeda doméstica. Ou ainda, uma produção doméstica positiva (maior renda doméstica) conduzirá a maior demanda por moeda doméstica, e uma elevação da taxa de juros doméstica em relação à taxa de juros externa causará uma entrada líquida de divisas causando uma apreciação da moeda doméstica.

Como ressaltado em Rossi (1996), testaremos as restrições através das hipóteses formuladas. São elas: H1:  $\omega_1 = 1$ ;  $\omega_2 = -1 - \omega_3 = \omega_4$  e se  $\omega_5 = -\omega_6$ . Outras hipóteses podem ser testadas, mas como dito anteriormente, o escopo dessa dissertação é correlacionar a trajetória da taxa de câmbio no período proposto com as abordagens propostas para determinação da taxa de câmbio, e não testar a validade das hipóteses que podem ser formuladas extraídas dos modelos.

Essa equação na forma reduzida representa as primeiras versões da abordagem monetária, mais precisamente, desde o início do não-sistema financeiro internacional, ou seja, após derrocada definitiva em 1973 do sistema estabelecido em Bretton Woods quando a maioria das nações desenvolvidas adota um regime cambial flutuante. No entanto, a literatura reforça que a não efetividade da LOP no curto prazo favoreceu a rejeição dos testes empíricos da abordagem dos preços flexíveis. Surgem, então, os modelos monetários com a premissa de rigidez de preços. Isto significa o não-atendimento da PPC, pelo menos no curto prazo.

Entretanto, como foi apresentada na seção anterior, apesar do período de extrema volatilidade de nossa série temporal, a metodologia da cointegração aplicada aqui confirmou o atendimento da abordagem da PPC. Portanto, iremos conduzir nossa aplicação empírica com a premissa da flexibilidade dos preços, ou seja, acreditamos na validade da LOP, ao menos nos bens “*tradeables*”.

### 5.2.2. As Variáveis

Para aplicação do método da cointegração na abordagem monetária, usamos as seguintes variáveis abaixo explicadas. Para respeitar a unicidade e integridade dos dados preferimos extraí-los da página da internet da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Os dados utilizados aqui estão nos Anexo 6 (a e b).

- *ir\_usd*: Estados Unidos - taxa de juros dos fundos federais (% a.a.). Custo de reservas bancárias por um dia no mercado norte-americano. Conceitualmente, equivale à taxa Selic do mercado brasileiro. Taxa para negociação imediata. Alta liquidez. Taxas usadas em diversas operações sejam em operações de garantias, descontos e creditícias. Usadas com frequência por instituições bancárias, inclusive pela autoridade monetária dos EUA. *Source: Federal Reserve Board, US*. Extraído em “*site*” da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE);
- *ir\_rsb*: representa a variável taxa de juros no Brasil. Tomamos como base a meta da taxa de juros intermediária da economia como explicada acima. Trata-se de uma “*proxy*” da taxa que remunera os títulos da dívida pública a qual o governo utiliza como política monetária - SELIC. *Source: Central Bank of Brazil*. Extraído em “*site*” da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE);
- *prod\_rsb*: representa a produção industrial brasileira - indústria geral em índice. Como em Rossi (1991) usamos essa “*proxy*” como variável renda (produção) no modelo, uma vez que a estatística de produção do país não é divulgada mensalmente. É um índice de produção industrial para a indústria em geral, manufatureira, de energia. Inclusive para bens intermediários, sejam líquidos ou brutos. *Source: OECD*. Extraído em “*site*” da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE);
- *prod1\_usd*: representa a produção industrial dos Estados Unidos da América. Como explicado acima, adotamos essa “*proxy*” como variável renda (produção) no modelo. Índice que representa e mede a produção real, manufatura, energética e extrativa. *Source: OECD*. Extraído em “*site*” da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE);

- *m1\_rsb*: representa os meios de pagamento de liquidez classificados como M1. Refere-se à parcela dos meios de pagamento, segundo o conceito restrito de moeda (M1), que engloba o papel-moeda em poder do público e os depósitos à vista efetivamente movimentáveis por cheques, prontamente disponíveis para pagamento de bens e serviços e aceitos como moeda em vigor no último dia do mês no Brasil. *Source: Central Bank of Brazil*. Extraído em “*site*” da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE);
- *m1\_usd*: representa os meios de pagamentos prontos e acessíveis para gastos em vigor nos Estados Unidos da América. *Source: Federal Reserve Board, US*. Extraído em “*site*” da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE);
- *câmbio\_rsb*: representa a nossa variável dependente taxa de câmbio. Usamos taxa de câmbio nominal média do período desta vez, respeitando as similaridades da origem dos dados. *Source: OECD Brazil Currency Conversions International Monetary Fund*. Extraído em “*site*” da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

Também se faz necessárias considerações aqui sobre a Teoria da Paridade Coberta da Taxa (PCTJ) de Juros, tal qual como foi explicada na nota 13 de rodapé.

Esta explica que as taxas de câmbio a vista (“*spot*”) e futura (“*forward*”) são proporcionais entre elas. Por exemplo, movimentos acentuados de compra de divisas externas no mercado de taxas de câmbio “*spot*” embutem expectativas dos agentes econômicos quanto à violação da PCTJ, isto é, a taxa de juros doméstica não é capaz de pagar o prêmio pela manutenção da moeda doméstica e posterior reversão em divisa externa.

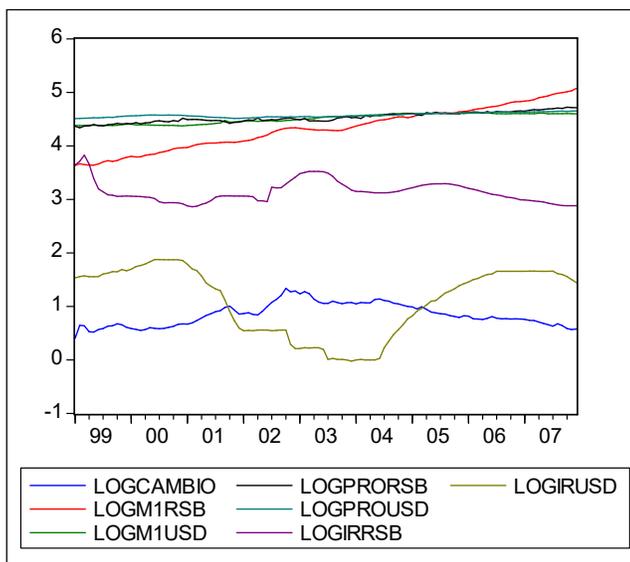
A alteração na configuração da taxa de juros e taxa de câmbio não refletem o equilíbrio esperado pelos agentes econômicos, logo são deflagradas operações de arbitragem que necessariamente forçarão o restauro do equilíbrio no mercado monetário.

### 5.2.3. Aplicando o Método da Cointegração de Johansen e o Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM)

Seguiremos a metodologia econométrica adotada nos testes da PPC, isto é, ao usar séries temporais devemos, primeiramente, verificar se as mesmas são estacionárias de forma a evitar o problema da regressão espúria. No entanto, tomamos cuidado ao adotar desta vez o teste ADF de forma alterada, ou seja, aplicamos o teste da raiz unitária de forma a verificar a estacionaridade ou não das variáveis selecionando o número de períodos defasados (“lags”).

Visualmente, pelo Gráfico 17, somente a série M1 Brasil parece ser explosiva, mas a prescrição dos testes de estacionaridade se mantém válida, mesmo para todas as variáveis envolvidas no processo. O Anexo 7 traz o Gráfico comparativo (a e b) entre as variáveis por país.

Gráfico17 – Comportamento das Variáveis Explicativas: abordagem monetária



Fonte: Programa EViews

O motivo da seleção (empregada automaticamente pelo software *EViews*) é evitar que ao adotar propositalmente um número maior de “lags” reduzimos o poder do teste para rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, uma vez que existe a necessidade de parâmetros adicionais e perda de grau de liberdade, dado que a inclusão conduz a redução do número de observações. Por sua vez, ao adotar um número menor de “lags” possibilita um comportamento dos resíduos

diferente de um processo ruído branco (“*white-noise*”), pois o modelo não capturará apropriadamente o erro e o parâmetro de períodos passados não será tão bem estimado.

Diante do exposto, Enders (2004) sinaliza o uso dos critérios AIC e SBC para determinar o número de defasagens. O critério SBC é preferido dado a sua parcimônia, no entanto, observa que o importante assegurar que os resíduos apresentem um processo “*white-noise*”.

A Tabela 20 abaixo reporta os valores encontrados no teste da raiz unitária com as variáveis usadas em nosso modelo. Notar que somente a taxa de juros brasileira é estacionária no nível quando colocada nos modelos só constante ou com constante e tendência, o que não deixa de ser surpresa.

Apesar da volatilidade no mercado cambial no período, o mercado monetário tem uma das principais variáveis estacionária no nível. Podemos extrair que o BCB é realmente conservador quanto à fixação da taxa básica da economia e que realmente não existiam indícios tão evidentes para alterações na trajetória da taxa de juros de forma mais acentuada como era sugerida por algumas vezes.

De qualquer forma, todas as variáveis são estacionárias na primeira diferença em logaritmo.

Como de hábito, utilizamos o teste Phillip-Perron para confirmação dos resultados. A literatura ressalta que o teste PP é mais robusto, mas sugere ambos para redimir possíveis erros.

Tabela 20 – Testando a ordem de integração das variáveis da abordagem monetária

Teste Estatística	ADF*			Phillips-Perron**	
	Percentual	Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante
1%	-3,494	-4,048	-2,587	-3,493	-4,046
5%	-2,889	-3,453	-1,944	-2,889	-3,452
10%	-2,582	-3,152	-1,615	-2,581	-3,152
Nível Log	Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante	Constante e Tendência
ir_usd (fed fund)	-1,2715	-1,1935	-0,7990	-1,1920	-1,0271
RSB M1	0,4909	-2,7471	3,2664	0,3109	-2,2935
USD M1	-1,0124	-0,6903	2,6940	-1,0142	-0,7081
produção USD	-0,1820	-1,0271	2,7413	-0,5027	-1,4649
produção RSB	-0,7624	-2,7960	2,8085	-0,4234	-3,7732
ir_rsb (selic)	-4,3366	-4,2438	-1,1728	-2,5655	-2,5018
cambio_rsb	-0,9331	-0,6530	-0,4896	-1,9087	-1,3877
1ª Diferença Log	Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante	Constante e Tendência
ir_usd (fed fund)	-4,6228	-4,6995	-4,6434	-4,5427	-4,6349
RSB M1	-3,5826	-3,5800	-1,5119	-5,7212	-5,7668
USD M1	-11,8795	-11,9283	-11,0486	-11,7611	-11,8032
produção USD	-10,1058	-10,0845	-5,1945	-10,5119	-10,4838
produção RSB	-15,1966	-15,1189	-14,4587	-16,3064	-16,2060
ir_rsb (selic)	-6,2146	-6,2381	-6,1424	-6,2414	-6,2606
cambio_rsb	-9,4896	-9,5783	-9,5467	-9,4387	-9,5414

Obs\*: Critério de Seleção Automático - SIC: máx. 12 defasagens

\*\* : Critério de Seleção Automático: Barlett kernel - Newey-Bandwidth

\*\*\*. Em vermelho, rejeita hipótese nula (não-estacionária) com 5%

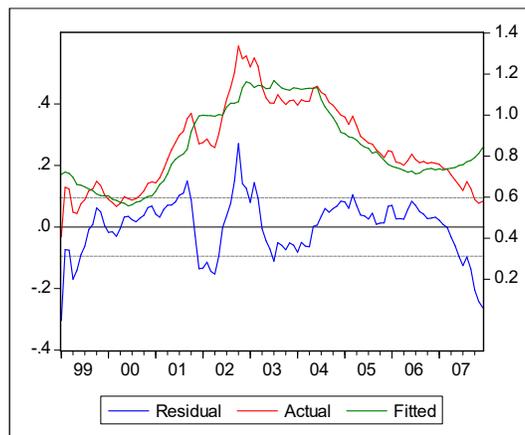
Também aqui se faz necessário verificar os resíduos. Pela equação de regressão proposta aqui;

$$txcambio = \beta_0 + \beta_1 m 1_t - \beta_2 m 1_t^* + \beta_3 prod_t - \beta_4 prod_t^* + \beta_5 i_t - \beta_6 i_t^* + u_t ;(34),$$

Onde as variáveis estão expressas na forma logarítmica e as variáveis domésticas (Brasil) estão sem asterisco, (com asterisco representam as variáveis externa - EUA), e dado que verificamos que as variáveis explicativas aplicadas aqui apresentam a mesma ordem de integração, podemos prosseguir na verificação dos resíduos extraídos.

Primeiramente, uma inspeção visual no Gráfico 18 dos resíduos extraídos pelo MQO sugere que os mesmos se comportam de forma alternada em torno da média exceto pelo período próximo a 2007 em diante, onde é notório o descolamento da reta estimada pela regressão em relação aos dados.

Gráfico18 – Resíduos: abordagem monetária. Método MQO



Fonte: Programa EViews

No entanto, não é prudente somente a inspeção ocular. Para tanto se faz necessário o teste de estacionaridade, a fim de evitar possíveis resultados espúrios. Os resultados dos testes de estacionaridade dos resíduos usando o teste ADF extraídos no nível com a inclusão da constante, tendência e constante e nenhum, são respectivamente: -2,1313; -2,1255 e -2,1669.

No entanto, mantendo o procedimento de testar a estacionaridade da série também pelo teste PP, encontramos a primeira divergência dos resultados da variável, pois segundo esse teste o resíduo é estacionário no nível. As estatísticas extraídas são: -3,6309 e -3,3403, ou seja, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária com 5%<sup>51</sup>.

Também na abordagem monetária procuramos induzir números de períodos auto-regressivos de forma decrescente no modelo VAR, capturando menor o valor do teste AIC ou SBC.

Na Tabela 21 relatamos os resultados pelo testes e decidimos adotar 2 períodos de defasagens pelo resultado extraído do critério SBC. É visível uma divergência nos resultados entre os dois critérios.

<sup>51</sup> Lembrando que as estatísticas do teste PP para rejeição com 5% são -2,889 e -3,452, no modelo com constante e no modelo com constante e tendência, respectivamente.

Tabela 21 – Estimação no Modelo VAR: Cálculo das Defasagens

<b>Estimação VAR: Estatísticas AIC e SBC</b>		
<b>No. Períodos Defasados</b>	<b>SBC</b>	<b>AIC</b>
12	-31,8735	<b>-47,7671</b>
10	-28,7023	-41,8157
8	-28,3610	-38,7556
6	-29,9894	-37,7346
4	-32,1267	-37,2883
2	<b>-34,3815</b>	-37,0198
0	-15,4664	-15,6403

Obs: Em vermelho os valor mínimo das estatísticas

Para caracterizar a dinâmica, tanto de curto prazo quanto de longo prazo, avaliamos se existe um intercepto e ou tendência, ambos os casos ou não, ou se somente em um caso. Aplicando o método de Johansen, na Tabela 22 mostramos os resultados extraídos para a estimação do traço e do máximo autovalor.

Lembrando, para considerar uma relação de longo prazo precisamos de  $n - r$  vetores de cointegração. Uma vez que nosso modelo indica sete variáveis, sendo uma variável independente (taxa de câmbio) e seis variáveis explicativas (oferta de moeda; nível de produção e taxa de juros, doméstica e externa) necessitamos de até seis vetores para uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 22 – Teste de Johansen e Máximo Autovalor: Cointegração com 2 “lags”

Estimação: Teste de Johansen - 2 lags					Estimação: Teste de Máximo Autovalor				
Caso 2	Autovalor	Traço	crítico 5%	Prob.	Caso 2	Autovalor	Máx. Autoval.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0,525	236,664	134,678	<b>0,000</b>	nenhum*	0,525	78,064	47,079	<b>0,000</b>
1 vetor*	0,463	158,599	103,847	<b>0,000</b>	1 vetor*	0,463	65,335	40,957	<b>0,000</b>
2 vetor*	0,292	93,264	76,973	<b>0,002</b>	2 vetor*	0,292	36,272	34,806	<b>0,033</b>
3 vetor*	0,183	56,992	54,079	<b>0,027</b>	3 vetor*	0,183	21,211	28,588	0,325
4 vetor*	0,151	35,781	35,193	<b>0,043</b>	4 vetor	0,151	17,128	22,300	0,226
5 vetor	0,116	18,653	20,262	0,082	5 vetor	0,116	12,906	15,892	0,139
6 vetor	0,053	5,747	9,165	0,211	6 vetor	0,053	5,747	9,165	0,211
Caso 3	Autovalor	Traço	crítico 5%	Prob.	Caso 3	Autovalor	Máx. Autoval.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0,524	185,908	125,615	<b>0,000</b>	nenhum*	0,524	77,891	46,231	<b>0,000</b>
1 vetor*	0,294	108,017	95,754	<b>0,006</b>	1 vetor	0,294	36,560	40,078	0,118
2 vetor*	0,231	71,458	69,819	<b>0,037</b>	2 vetor	0,231	27,570	33,877	0,234
3 vetor	0,168	43,888	47,856	0,112	3 vetor	0,168	19,308	27,584	0,391
4 vetor	0,150	24,580	29,797	0,177	4 vetor	0,150	17,125	21,132	0,166
5 vetor	0,054	7,455	15,495	0,525	5 vetor	0,054	5,788	14,265	0,641
6 vetor	0,016	1,668	3,841	0,197	6 vetor	0,016	1,668	3,841	0,197
Caso 4	Autovalor	Traço	crítico 5%	Prob.	Caso 4	Autovalor	Máx. Autoval.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0,544	209,696	150,559	<b>0,000</b>	nenhum*	0,544	82,403	50,600	<b>0,000</b>
1 vetor*	0,325	127,292	117,708	<b>0,011</b>	1 vetor	0,325	41,296	44,497	0,107
2 vetor	0,259	85,997	88,804	0,078	2 vetor	0,259	31,443	38,331	0,249
3 vetor	0,208	54,553	63,876	0,236	3 vetor	0,208	24,456	32,118	0,319
4 vetor	0,157	30,097	42,915	0,497	4 vetor	0,157	17,930	25,823	0,383
5 vetor	0,073	12,167	25,872	0,800	5 vetor	0,073	7,915	19,387	0,829
6 vetor	0,040	4,252	12,518	0,705	6 vetor	0,040	4,252	12,518	0,705

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

caso 2: No deterministic trend (restricted constant)

caso 3: Linear deterministic trend

caso 4: Linear deterministic trend (restricted)

Seguindo o procedimento usado antes, o Princípio de Pantula nos ajuda a decidir qual o melhor modelo a ser empregado e analisado. Assim, escolhemos o caso 3<sup>o</sup>, com  $r = 2$ , uma vez que é o ultimo que rejeita a hipótese. Nosso modelo se supõe uma relação linear com constante e sem tendência. A Tabela 23 ilustra o Princípio de Pantula.

Tabela 23 – Princípio de Pantula

Princípio de Pantula - Estatísticas do Traço				
r	n - r	Caso 2	Caso 3	Caso 4
0	7	236,6635*	185,9081*	209,6957*
1	6	158,5992*	108,0173*	127,2924*
2	5	93,26388*	71,45772*	85,997
3	4	56,99231*	43,888	54,553
4	3	35,78094*	24,580	30,097
5	2	18,653	7,455	12,167
6	1	5,747	1,668	4,252

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Com três vetores de cointegração nossa matriz tem posto 3, logo  $\Pi = \alpha \cdot \beta$  será uma matriz  $7 \times 3$ . O resultado indica que a abordagem monetária explica a trajetória da taxa de câmbio no período proposto visto que existem pelo menos três relações de cointegração entre as variáveis prescritas no modelo, relações de longo prazo.

#### 5.2.4. Os Resultados dos Testes da Abordagem Monetária

A Tabela 24 sumariza os coeficientes e correspondentes erros-padrão e estatísticas t para as equações de cointegração (correção dos erros - ECM) na diferença das variáveis.

Tabela 24 – Sumário dos Testes do VECM Abordagem Monetária e Diagnósticos dos Testes

ECM:	D(Log. câmbio)	D(Log. M1)	D(Log. M1*)	D(Log. prod.)	D(Log. prod.*)	D(Log. i)	D(Log. i*)
CointEq 1	-0.000880 (0.05313) [-0.01657]	-0.037018 (0.01349) [-2.74416]	0.026002 (0.01105) [2.35283]	-0.043632 (0.02183) [-1.99881]	-0.012830 (0.00692) [-1.85526]	0.266026 (0.04914) [5.41374]	-0.121134 (0.07408) [-1.63510]
CointEq 2	-0.024825 (0.05862) [-0.42352]	-0.014912 (0.01488) [-1.00207]	-0.006560 (0.01219) [-0.53812]	0.108674 (0.02408) [4.51297]	0.005360 (0.00763) [0.70263]	0.048434 (0.05421) [0.89349]	-0.148074 (0.08173) [-1.81185]
CointEq 3	-0.008411 (0.05297) [-0.15878]	0.009356 (0.01345) [0.69569]	-0.029514 (0.01102) [-2.67874]	0.076627 (0.02176) [3.52102]	0.017367 (0.00689) [2.51880]	-0.356508 (0.04899) [7.27715]	0.034093 (0.07386) [0.46160]
<b>Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]. Em vermelho estatisticamente significante.</b>							

Fonte: Programa EViews

Podemos notar que a variável nível de produção doméstico e M1 são estatisticamente significativas. São variáveis que estão impactando negativamente o ajuste em 7% e 9%, respectivamente. As demais variáveis de efeito monetário são estatisticamente insignificantes, ou seja, as variáveis moeda e taxas de juros apresentam insignificantes ajustes na trajetória da variável câmbio por período. Podemos afirmar que são fracas ao modelo.

Tabela 25 – VECM Abordagem Monetária. 1 “lag”

Vector Error Correction Estimates			
Cointegrat. Eq:	CointEq1	Cointegrat. Eq:	CointEq1
Logcambio(-1)	1.000.000	Logprousd(-1)	-1,224.709
			-107.542
			[-1.13882]
Logmlrsb(-1)	-0.318505		
	(0.22417)		
	[-1.42083]	Logirrsb(-1)	<b>0, 268007</b>
			(0.11543)
			[2.32190]
Logmlusd(-1)	<b>-1, 137.683</b>		
	(0.54379)		
	[-2.09214]	Logirusd(-1)	<b>0, 74372</b>
			(0.03910)
			[ 7.01669]
Logprorsb(-1)	<b>2, 439.498</b>		
	(0.95231)		
	[2.56167]	C	-0.943521
Standard errors in ( )		& t-statistics in [ ]	

Fonte: Programa EViews

A Tabela 25 apresenta os resultados de longo prazo no VECM, lembrando que os mesmos apresentados devem ser invertidos. Podemos notar que M1 Brasil tem o sinal correto, mas não é estatisticamente significativo no impacto de longo prazo. O contrário acontece com M1 EUA, pois apesar de significativo, não confirma a teoria. O aumento da renda doméstica impactou significativamente a taxa de câmbio, não confirmado pelo parâmetro da renda externa.

Quanto à taxa de juro, a teoria sustenta que maior taxa de juro domestica em relação à taxa externa isso causaria uma entrada de divisas, mas os sinais não são confirmados nos resultados extraídos. Os resultados do teste da abordagem monetária não são os esperados em comparação com a teoria.

### 5.2.5. Conclusões dos Testes da Abordagem Monetária

Primeiramente, não podemos considerar que a PCTJ seja atendida inadvertidamente pelos “players” do mercado cambial, ou seja, esperar mobilidade perfeita de capitais no Brasil parece ser utópico, pelas idiosincrasias do mercado cambial. A taxa de juros nominal não

explica a trajetória da *PTAX* no período. A volatilidade da taxa de câmbio no período pré e pós-eleitoral indica migração dos capitais.

Uma simples observação no fluxo de capitais pode comprovar que o movimento de saída de capitais foi maior, ou seja, uma procura por ativos reais e líquidos, como dólar e ouro, como objeto de procura dos “*players*”, e mesmo a elevação das taxas de juros internas não foi capaz de restabelecer imediatamente a confiança dos mercados no governo que recém iniciava como suas intenções sobre o futuro do país.

Algum preço de risco (“*premium risk*”) deve ser considerado por esses “*players*” para assumir novas posições. Não considerar o risco da variável no modelo, como o que testamos, não parece ser factível. Garcia e Olivares (2001) mostraram que a PCTJ não foi observada em período imediatamente ao Plano real, ou seja, um considerável e persistente “grau de incerteza da economia brasileira” é histórico.

A variável ‘risco’ seria o aporte para uma Paridade Não-Coberta da Taxa de Juros (PNCTJ), um adicional aceito pelo mercado para tomar o risco de manter a moeda doméstica em poder durante períodos. A taxa de juros deve embutir um risco, mas ele é calculado pelos agentes e não pelas autoridades monetárias.

De acordo com a PCTJ, os agentes econômicos decidem reter depósitos em moeda estrangeira quando estão seguros do “*hedge*” contra riscos, pois o retorno do diferencial da taxa de juros seria suficiente, e a equalização dos retornos é garantida pela contratação das operações no mercado futuro de câmbio. A possibilidade de desvios da teoria da PCTJ é explicada por custos de transação de arbitragem, existência de controles de capital, risco de “*default*”, risco político, risco de legislação discriminatória ou risco futuro de alterações nas regras dos mercados.

Assim, embora exista boa literatura econômica atestando empiricamente a PCTJ, os testes foram feitos em países com livre mobilidade de capitais, ou seja, reduzidas oportunidades de arbitragens no mercado cambial, ou baixo risco-país. No entanto, as condições oferecidas no mercado cambial brasileiro são diametralmente opostas.

O chamado ‘risco-país’ é elevado, exigindo atuação do BCB nos períodos de excessiva volatilidade quando o risco-país é de difícil prefixação pelos “*players*”, dado o grau de substituição entre os ativos domésticos e externos ser incerto. Logo, o prêmio de risco passa a variar em demasia, propiciando desvios na taxa de câmbio. Isto torna a estabilização da desvalorização esperada, pelo canal exclusivo dos movimentos dos juros, excessivamente custosa, logo a opção por intervenção direta no mercado é feita através da venda das reservas cambiais. (SANT’ANNA, 2003).

Embora tenhamos considerado através do teste feito a manutenção da PPC no período, os desvios salientados acima influenciam desvios da paridade. É interessante notar que nossa assunção de paridade se faz através dos preços “*tradeables*”, como alardeia a LOP, mas ao ampliar o modelo, imputando-lhe variáveis como renda (produção) e taxa de juros, estamos adotando a premissa de que a estrutura da atividade econômica pesa, tanto para considerar o valor dos serviços na economia, quanto para considerar o efeito que uma taxa de juros em uma economia com trajetória da importância da autoridade monetária na própria economia, devido ao passado de intervenções.

Como pontuou Milton Friedman, a instabilidade da taxa de câmbio é sintoma de instabilidade estrutural, ou seja, especulação e efeitos psicológicos dos “*players*” do mercado cambial definitivamente não podem ser excluídos das condições estruturais econômicas. (BILSON, 1978). Assim, não pudemos isolar o efeito como fizemos na abordagem da PPC agora na abordagem monetária.

Há que considerar algum grau de rigidez dos preços que não é capturado no modelo utilizado. Ao assumir o modelo da abordagem monetária optamos por utilizar o modelo de preços flexíveis, dado os nossos testes com a PPC. Mas diante da argumentação da alteração da estrutura e das variáveis incluídas, é factível que tenhamos rigidez no mercado de bens, ou seja, uma grande possibilidade de considerar o “*overshooting*” no período, um descolamento do mercado monetário do mercado de bens.

A volatilidade no período assinalado parece garantir o movimento brilhantemente explicado por Dornbusch (1976). Não é propósito de esta dissertação testar o modelo, no entanto não podemos nos furtar de acreditar que o movimento acentuado da variável câmbio entre meados de 2001 e 2003 tem um comportamento bem característico de ultrapassagem como descrito pelo autor.

Por fim, esperávamos explicar através das variáveis monetária, renda e taxa de juros a trajetória da taxa de câmbio no período, estimando a manutenção de uma PPC, mas parece que a garantia do modelo é mais teoria que empírica, pois os canais de transmissão da política monetária sobre as variáveis macroeconômicas são diversos, e a não inclusão de medidas de risco ou mesmo de expectativas dos agentes não parece ser suficiente para estabelecer coeficientes estimados significativos similar à trajetória da variável dependente verificada.

## CAPÍTULO VI PROPONDO UM MODELO HÍBRIDO

### 6.1 Motivação

Rossi (1991) sugere o uso combinado de elementos da abordagem monetária com a abordagem da PPC como mais adequado ao regime cambial adotado no período por ele abordado. No entanto, além da diferença atual de regime cambial, a participação da economia brasileira no contexto de fluxos financeiros internacionais é totalmente distante da realidade estudada pelo autor. Tanto do fluxo dos valores comercializados quanto do fluxo derivado de transações da conta financeira e de capitais. Uma maior inserção da economia brasileira no cenário mundial é realidade, e a não livre mobilidade de capitais é fato.

Sem ter a pretensão de realizar aqui uma teoria para a determinação da taxa de câmbio aplicada ao Brasil, e partindo do pressuposto que as variáveis macroeconômicas (os fundamentos) realmente impactam a trajetória da taxa de câmbio através das variáveis macroeconômicas, devemos considerar, dado o período estudado, quais variáveis poderiam influenciar a trajetória da taxa de câmbio no período.

Até agora, confirmamos a existência de uma taxa de câmbio nominal flutuando em torno de taxa de câmbio de equilíbrio, embora sem necessariamente permanecer alinhada, diante das múltiplas possibilidades de desvios da taxa de equilíbrio, até mesmo de quebras estruturais. O desvio pode ser explicado pela proposição de Balassa-Samuelson, ou seja, pelas diferenças de produtividade entre os setores da economia que acabam influenciando os salários e, por conseguinte os termos de trocas entre os países através das variações nos níveis de preços domésticos em relação aos preços externos.

A nossa aderência ao modelo PPC se concretizou seguindo a linha da LOP, ou seja, comprovamos uma taxa de câmbio nominal apresentando resíduos (desvios) integrados de ordem zero -  $I(0)$ , quando extrapolados em função da variação dos preços dos bens “*tradeables*” (industriais – manufaturados e “*commodities*”), aqueles que seguem fielmente, teoricamente, a LOP. No nosso ponto de vista, a mensagem extraída do teste empírico da abordagem da PPC foi que os participantes do mercado cambial (de divisas externas), sejam “*traders*” comerciais

ou financeiros, ou mesmo autoridades monetárias têm uma âncora que balize as suas operações. No entanto, em alguns períodos a excessiva volatilidade é capaz de alterar significativamente a trajetória da variável dependente em torno da média esperada, isto é, da taxa de câmbio de equilíbrio.

Nesse ponto, uma vez que o modelo por si não foi capaz de prever ou acompanhar a trajetória de modo mais suave em todos os subperíodos da série, cabe-nos propor aqui algum tipo de solução que procure atenuar os movimentos acentuados fora da média esperada<sup>52</sup>, mesmo sabendo da intrínseca relação entre as mais diversas variáveis macroeconômicas, induzindo a excessivos padrões de multicolinearidade e autocorrelação.

Obviamente, nossa preocupação não é nova, pois encontramos inúmeras considerações na literatura econômica sobre o assunto. Existem diferentes proposições sobre a questão. Sarno e Taylor (2002) relatam que alguns autores relacionam no curto prazo a determinação da taxa de câmbio com os saldos em transação corrente (o modelo de portfólio), pois o saldo deficitário (superavitário) da conta de transações correntes está associado com a diminuição (aumento) da riqueza líquida dos detentores de ativos externos cuja influência sobre o nível de riqueza afeta a taxa de câmbio. Desta forma, o modelo seria um modelo dinâmico baseado na interação dos mercados de ativos, seja pelo saldo da conta de transações correntes e dos preços e taxas de juros dos ativos. Como visto anteriormente, os testes empíricos encontrados na literatura não sustentam esse modelo.

Outra proposição para a correção seria um modelo híbrido (MHPM), contendo características do modelo de portfólio com características da abordagem monetária. A exclusão do risco na abordagem monetária não parece ser correta, pois permite substituição imperfeita dos ativos não-monetários, o que pode ser considerado um erro de especificação do modelo. O MHPM seria, então, uma síntese da abordagem monetária com a inclusão do prêmio de risco e informações sobre o saldo da conta corrente (SARNO e TAYLOR, 2002). Chamaremos esse modelo de MHPM tradicional pelo escopo de sua proposta.

Em nossa opinião, adaptações ao MHPM tradicional podem ser feitas para capturar o escopo dessa dissertação, ou seja, a trajetória da taxa de câmbio verificada durante os oito primeiros anos do início do regime de flutuação cambial. Considerando que, historicamente, o Brasil sempre apresentou excessiva volatilidade no que tange ao comportamento dos mercados, principalmente no mercado cambial.

---

<sup>52</sup> Correção dos desvios com prazos superiores ao esperado, ou estatísticas significativas das variáveis na correção dos erros.

A estabilidade econômica<sup>53</sup> era em 1999, de fato, uma promessa, na qual os participantes do mercado de divisas ainda não estavam engajados. Os reflexos desse “terreno novo” devem ter influenciado (ou ainda influenciam!) o comportamento de variável tão importante e significativa em uma economia aberta.

Justamente nessas diferenças reside aqui a motivação para propor adaptações ao MHPM tradicional. Para nós, além do risco que os detentores de divisas externas enfrentam, a oferta e demandas importantes por divisas externas são as que derivam da interação da negociação de dólares no mercado primário do mercado de cambial doméstico. Isto é reflexo da característica do mercado de cambial brasileiro, pois os “*players*” não dispõem de perfeita mobilidade de divisas externas, nem de negociação, de entesouramento e nem de praça, uma vez que existe obrigatoriedade de conversão e internação da divisa externa<sup>54</sup>.

Na verdade, nossa proposição se aproxima do modelo teórico de fluxos, na qual a taxa de câmbio é determinada pelo comércio e fluxo que envolve divisas externas. De fato, relacionar o Balanço de Pagamentos com o mercado cambial é reflexo da preocupação dos possíveis efeitos dos excessos de demanda ou oferta por divisas externa. Nesse modelo, a taxa de câmbio é determinada como preço de equilíbrio das forças do mercado cambial e as variáveis que influenciam essas forças são níveis de renda relativa, nível de índice relativo de preços e diferencial entre taxas de juros. (MOOSA, 2000).

No entanto, acrescentando uma medida de risco esperamos tornar o modelo mais robusto dado as idiosincrasias do mercado cambial brasileiro e dos impactos dos fundamentos macroeconômicos sobre a taxa de câmbio. No entanto, esse autor relata baixa robustez nos testes na literatura com essa teoria.

## 6.2 As Variáveis

A nossa variável dependente ainda será a quantidade de reais necessários para adquirir uma unidade de dólar, a taxa de câmbio. Para tanto, usaremos o logaritmo da *PTAX* venda

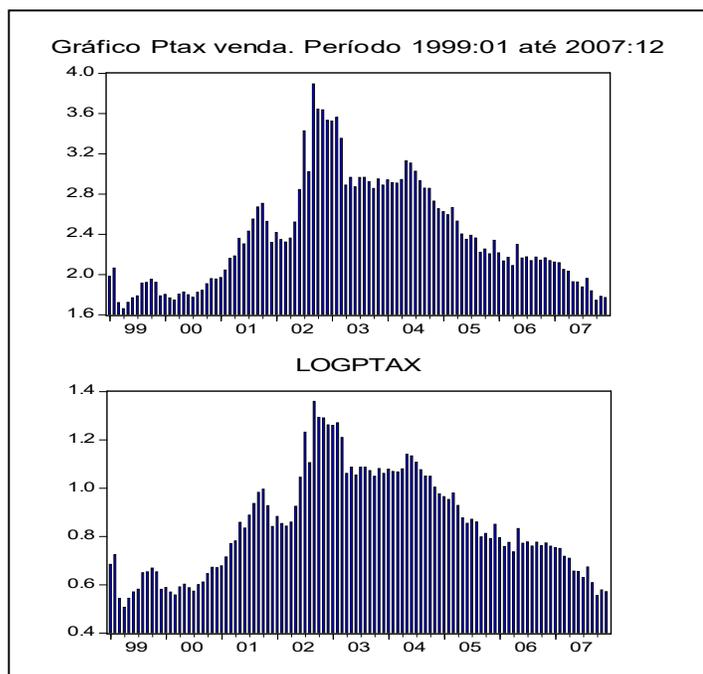
---

<sup>53</sup> Estabilidade econômica em termos de menor volatilidade dos indicadores macroeconômicos, além de maior convergência das expectativas dos agentes econômicos em relação ao comportamento destas.

<sup>54</sup> Regras para flexibilizar o mercado cambial estão em permanente pauta de intenções da autoridade monetária, mas como frisamos em capítulo dedicado ao funcionamento do mercado cambial brasileiro, a legislação é arcaica de um tempo em que a simples posse de divisas estrangeiras era comparável a crimes de lesa a pátria. Segundo Garofalo (2004): “Mas não nos esqueçamos das imperfeições do nosso modelo cambial no que tange a regras, usos e costumes, criado e curtido que foi em tempos de ‘vacas magras’ no que concerne à oferta de divisas e, por isso, altamente defensivo em relação a arroubos de demanda”.

(*PTAX*) definida e divulgada pelo BCB, nos mesmos moldes utilizados nos testes empíricos da abordagem da PPC. A utilização do logaritmo da taxa de câmbio não altera a trajetória da variável, conforme podemos verificar no Gráfico 19 (a e b) abaixo.

Gráfico19 (a e b) – Trajetória da *PTAX* venda: nível e logaritmo do nível



Fonte: Programa EViews

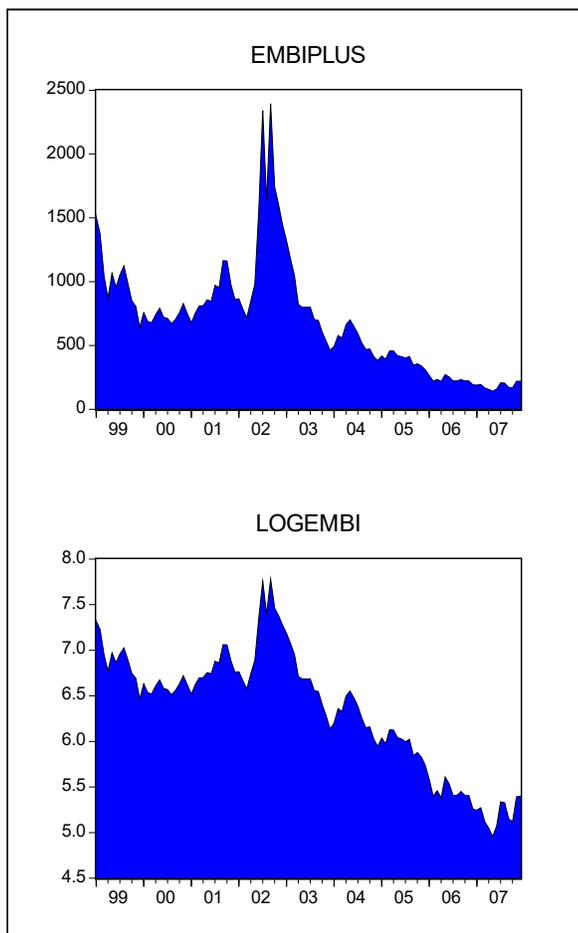
A inclusão de uma variável explicativa que mensure o risco é fundamental para capturar movimentos acentuados de incerteza, a exemplo dos que aconteceram durante os anos de maior volatilidade exibidos na série. Para tanto, utilizaremos a série EMBI<sup>55</sup> + (“*plus*”) destinada ao medir o risco Brasil calculado e divulgado pelo Banco JP Morgan. No Anexo 8 apresenta-se a sequência do índice EMBI + utilizados.

O indicador envolve questões sobre riscos de quebras de contrato ou de “*default*” (liquidez) pelo país tomador de recursos, especificamente, o risco-soberano e o risco-país<sup>56</sup>. O índice é diário, mas, no entanto, utilizaremos a medida do último dia útil de cada mês, dentro do período utilizado nessa dissertação, janeiro de 1999 até dezembro de 2007. O Gráfico 20 abaixo mostra a trajetória da variável no nível e o logaritmo da variável.

<sup>55</sup> “*Emerging Markets Bond Index*”.

<sup>56</sup> Inclui, por exemplo, probabilidade de inconvertibilidade cambial, restrições a transferências ao exterior pelo governo, falta de divisas externas para pagamento de compromissos, moratória e ou rompimento de dívida, etc.

Grafico20 – Trajetória do Índice JP Morgan EMBI +: nível e logaritmo do nível



Fonte: Programa EViews

A série apresenta a mesma trajetória, seja medida em níveis ou em logaritmo. O interessante é que quando transformamos a série em logaritmo estamos prevendo uma taxa de risco que assume o “*player*” do mercado cambial que se livra do dólar. Notamos que é acentuada a cotação entre 2002 e 2003, o que já foi alertado aqui nessa dissertação com nossa variável dependente. A variável EMBI “*plus*” (doravante EMBI) parece capturar o mesmo movimento de precificação que a taxa de câmbio sinalizou, ou seja, uma maior cotação no mesmo período. O mesmo acontece em relação ao inverso, ou seja, de menor variação do retorno.

Dado o objetivo da inclusão da variável presumimos uma relação direta, ou seja, uma cotação elevada do EMBI é capaz de indicar (senão anteceder) movimentos acentuados no comportamento da variável taxa de câmbio, pois sinaliza possíveis dificuldades enfrentadas pelo país tomador de recursos, independente da origem ou mesmo certeza. O fato é que quanto maior o risco cotado pelo EMBI maior será o risco de manter a moeda nacional, assim os

“*players*” se antecipam para se livrar da moeda e desejam a divisa externa. A taxa de câmbio, nesse caso, aumentará. E vice-versa.

Outra variável explicativa em nosso modelo é o diferencial de taxa juros nominal. A variável taxa de juros nominal de curto - médio prazo será importante para tentarmos capturar o efeito da diferença entre taxas de juros, seja para amenizar (premiar) os efeitos do (aumento) risco mensurado pelo EMBI, ou pela atratividade de capitais externos. O mercado primário de câmbio unificado concentra as operações financeiras comerciais e de capital. Em que pese o aumento do custo de carregamento de financiamento externo (adiantamento de contrato de exportação – ACE) por um aumento da taxa de juro doméstica em relação à taxa externa, um exportador pode equilibrar esse custo ao adiantar os contratos de câmbio (ACC) que tem para receber do exterior, logo o “*spread*” da operação seria o custo efetivo. Ainda que significativo, porém bem menor em termos absolutos.

Usaremos a diferença em logaritmo do nível entre a taxa SELIC e a taxa FED FUND, medidas mensalmente com base na cotação do ultimo dia útil do mês contido no período selecionado aqui. Nossa preocupação é mensurar a taxa de variação do diferencial do juro sobre a variável taxa de câmbio.

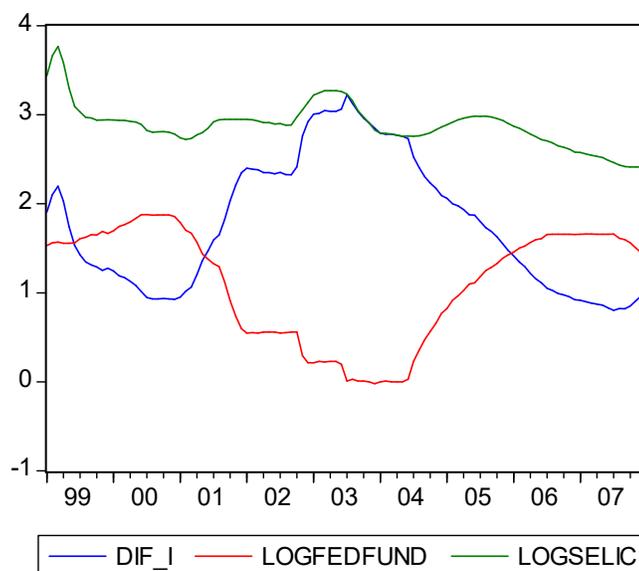
Maior diferença relativa entre taxas de juro implica, “a priori”, em maior atratividade de capitais. Na verdade, aqui levamos em consideração apenas o diferencial nominal do retorno dos ativos, ou seja, não estamos conjecturando sobre risco do ativo, e sim uma perfeita substituição entre ativos. Uma vez que temos uma variável que se propõe a capturar o efeito risco, esperamos que em momentos regulares (menor volatilidade de capitais) a elasticidade da diferença explique com maior significância variações na taxa de câmbio, mas em período de alta volatilidade, os agentes econômicos olham prioritariamente para o risco.

A SELIC é a taxa referencial base que os agentes econômicos condicionam retornos ao aplicarem em títulos do Governo. A princípio, os títulos lastrados na remuneração da SELIC são os ativos domésticos com menor risco. Nossa série foi extraída do “*site*” do BCB em percentual anual “*over*”.

Seguindo a mesma linha de raciocínio, tanto de liquidez quanto de maturidade, consideramos a FED FUND como taxa de juro que remunera os ativos externos. É a taxa formada na interação entre oferta e demanda por recursos (fundos) nos Estados Unidos, isto é, corresponde à taxa “*overnight*” de remuneração entre as instituições financeiras e, embora não diretamente influenciada pelo “*Federal Reserve*”, sofre por ações discricionárias executadas pela autoridade monetária na condução de política monetária.

O Gráfico 21 abaixo sinaliza o comportamento das variáveis em separado no período estimado. Podemos notar que a SELIC apresenta pequena tendência de queda ao longo do período, com evidente resposta de alta no período entre 2001 e 2003. A FED FUND apresenta queda acentuada no final de 2001 até reversão em 2004, evidenciando ação de política monetária estadunidense após os atentados às torres gêmeas em Nova Iorque, em setembro de 2001. A diferença entre as taxas de juros (DIF\_I) é, aproximadamente, a imagem invertida da trajetória da FED FUND.

Gráfico21 – Trajetória das Taxas de Juro em log: FED FUND e SELIC

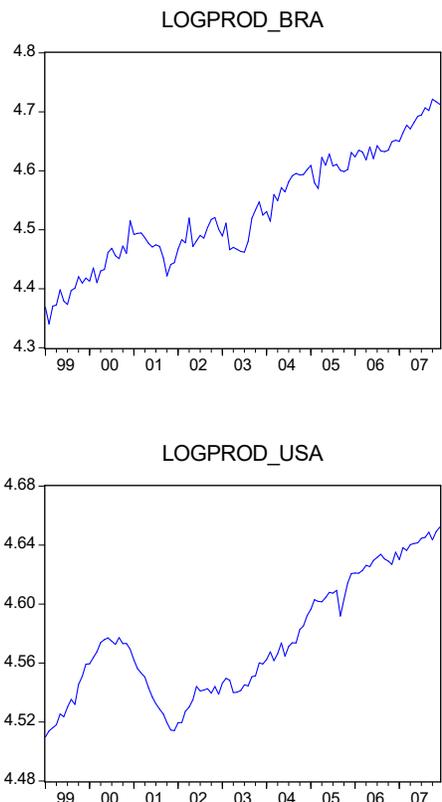


Fonte: Programa EViews

Outra variável importante no nosso modelo será a renda. Encaparemos, mais uma vez, a sugestão de Rossi (1991) quanto ao uso da produção industrial (PROD) como “proxy”, uma vez que dispomos da série mensal, tanto para o Brasil quanto para os Estados Unidos. Usaremos a série extraída no “*site*” da OCDE em índice utilizada no teste da abordagem monetária feito em capítulo anterior em logaritmo do nível.

O Gráfico 22 mostra trajetórias similares no período de ambas às séries em logaritmo. No entanto, a queda do produto estadunidense em 2001 é muito acentuada, explicando a adoção da política monetária relatada no movimento da FED FUND.

Gráfico22 – Trajetória da Produção Industrial Brasil e EUA mensal (1999:01/ 2007:12)

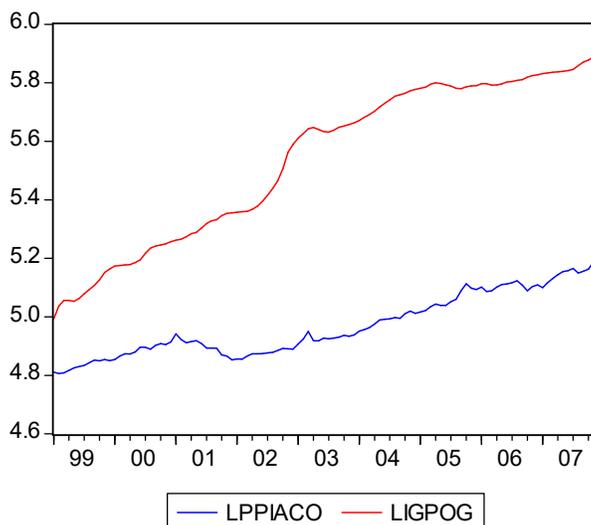


Fonte: Programa EViews

No nosso modelo, uma crescente diferença entre a renda doméstica relativa a externa (Brasil e EUA) sinalizará uma maior demanda por importações. O resultado esperado será uma deterioração da Balança de Pagamentos (BP), impactando a expectativa de aumento da taxa de câmbio. Ou seja, esperando nesse caso maior procura por divisa externa implicando em desvalorização da moeda nacional.

Nessa abordagem híbrida que propomos, manteremos como variável explicativa a diferença entre o poder de compra medido entre os países, ou seja, a diferença das taxas de inflação medidas no logaritmo do nível. Tomaremos a série em log. dos índices industriais utilizada no teste empírico da abordagem da PPC, isto é, o IGP-OG para o Brasil e a PPI geral para os EUA. O Gráfico 23 mostra uma trajetória bastante similar entre as séries, com ressalva no IGP-OG entre 2002/2003, evidenciando um possível “*pass-through*” aos preços domésticos pela acentuada apreciação da taxa de câmbio.

Gráfico23 – Trajetória do IGP-OG e do PPI mensal em log. (1999:01/2007:12)



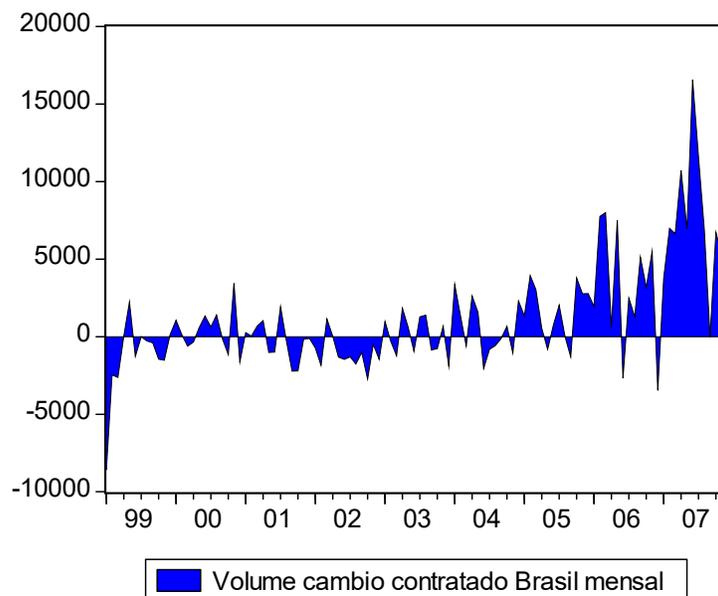
Fonte: Programa EViews

Na abordagem da PPC mostramos que existe uma trajetória em torno de taxa de câmbio de equilíbrio, na qual os agentes observam. O diferencial do poder de compra relacionado com bens “*tradeables*” é o ponto de gravidade desses desvios em torno de uma taxa de equilíbrio. Uma apreciação dos preços domésticos implica em menor atratividade aos exportadores domésticos, logo o impacto sobre a compra de divisas será reduzido. Por contrapartida, os consumidores domésticos se sentirão atraídos por produtos importados dado ao menor custo de aquisição, o que implica em uma apreciação da taxa de câmbio.

Por fim, o volume de câmbio contratado no mercado doméstico (mercado cambial primário) será a variável que, possivelmente, auxilia a explicar a trajetória da taxa de câmbio via o fluxo de divisas externas. Um maior número de ofertantes de divisas externas implica em apreciação da moeda doméstica, enquanto um maior número de demandantes implicará em cotações maiores para a taxa de câmbio.

Usaremos a série do movimento mensal do câmbio contratado em milhões USD extraída do “*site*” do BCB. A trajetória no período compreendido entre 1999:01 e 2007:12 é bastante singular em comparação com as séries aqui mostradas, pois é a única que apresenta, visualmente, uma trajetória estacionária, exceto pelos períodos compreendidos nas extremidades. O Gráfico 24 mostra o saldo do câmbio contratado mensal.

Grafico24 – Volume de Câmbio Contratado Mensal no BCB (1999:01/2007:12)



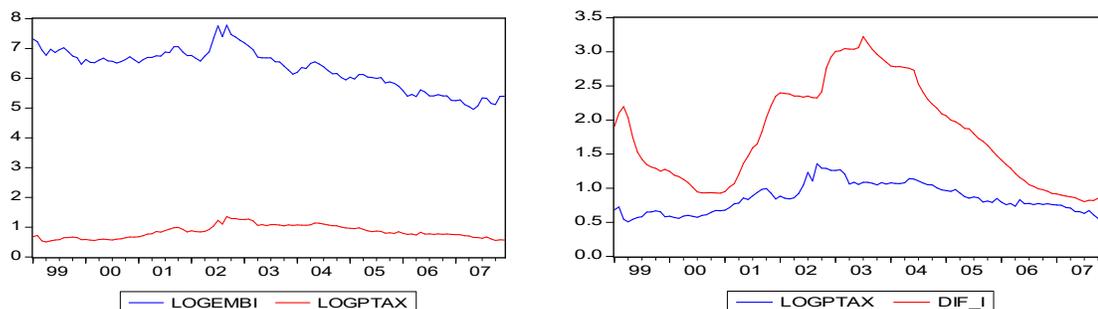
Fonte: Programa EViews

Para melhor precisar o modelo, mostraremos nos gráficos seguintes (Gráfico 25 a, b, c, d, e) as variáveis explicativas “*plotadas*” uma a uma com a variável *PTAX*. Longe de querer extrair qualquer informação mais precisa, a nossa intenção aqui é somente inspecionar (visualmente) em conjunto as trajetórias das séries.

O gráfico (a) reúne a *PTAX* e o EMBI. Visualmente as séries apresentam trajetórias bem diferentes, com o EMBI apresentando significativa queda após 2002/2003.

O gráfico (b) reúne a *PTAX* e a diferença entre as taxas de juros SELIC e FED FUND. Também a trajetória da variável explicativa é mais acentuada em muitos momentos da série.

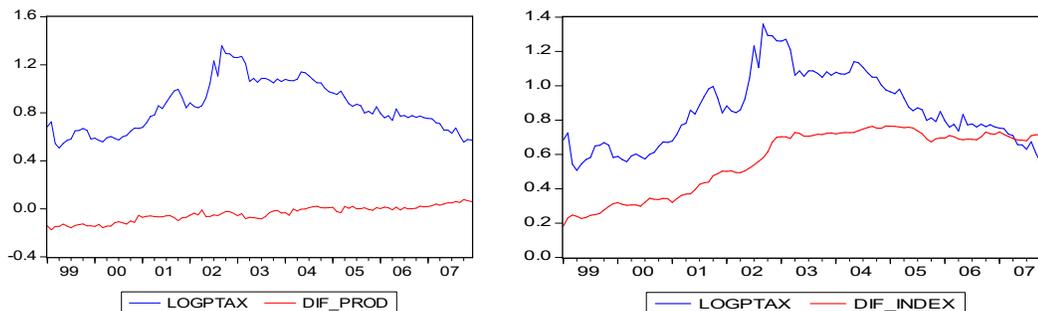
Grafico25 (a e b) – EMBI e *PTAX* e *PTAX* e diferença SELIC e FED FUND  
(1999:01/2007:12)



Fonte: Programa EViews

O Gráfico 25 (c) e (d) apresentam as trajetórias da *PTAX* com a diferença de produção industrial entre o Brasil e EUA e com a diferença dos índices de preços industriais, respectivamente. Podemos notar em (c) que a trajetória da *PTAX* é mais volátil que a trajetória da diferença dos índices que mensuram a produção industrial. Em (d) as trajetórias se cruzam em 2006 e parecem divergir cada vez mais em 2007.

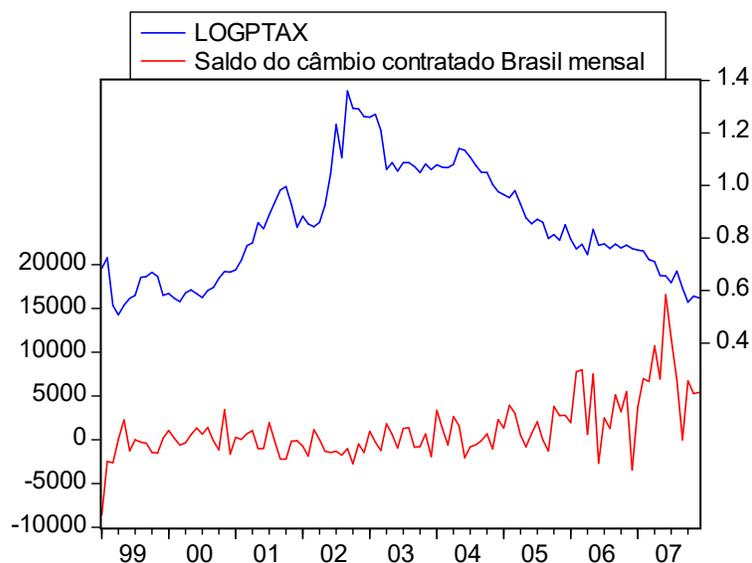
Grafico25 (c e d) – *PTAX* e diferença de produção e *PTAX* e diferença IGP – OG e PPI  
(1999:01/2007:12)



Fonte: Programa EViews

Por fim, o saldo do movimento de câmbio contratado (*SLD\_CC*) e a *PTAX*. Em (e) podemos notar que a volatilidade após 2005 da *SLD\_CC* é maior, com picos e vales mais acentuados, o que contraria, visualmente, a idéia que em momentos de crise (ou maior risco) a volatilidade é maior.

Grafico26 – *PTAX* e saldo do volume de câmbio contratado em USD milhões (1999:01/2007:12)



Fonte: Programa EViews

### 6.3 A Metodologia

A equação abaixo ilustra a nossa proposição, e a seguir mostramos as seguintes relações que esperamos comprovar pelos testes estatísticos que faremos nos parâmetros extraídos empiricamente através da cointegração de Johansen e VECM a ser explicada em seguida.

$$s = \beta_0 + \beta_1(emb_i+) - \beta_2(dif\_i) + \beta_3(dif\_index) + \beta_4(dif\_prod) - \beta_5(sld\_cc) \quad (35)$$

$$\frac{\partial s}{\partial emb_i+} > 0; \frac{\partial s}{\partial dif\_i} < 0; \frac{\partial s}{\partial dif\_index} > 0; \frac{\partial s}{\partial dif\_prod} > 0; \frac{\partial s}{\partial sld\_cc} < 0.$$

Na equação (35) acima,  $s$  é a taxa de câmbio nominal ( $s$ ), e as variáveis explicativas serão estimada em logaritmo, exceto o saldo do volume de câmbio contratado mensalmente. As relações seguintes serão testadas por testes de hipóteses que iremos realizar. Nossa intenção é testar as seguintes relações:

(i)  $\beta_1 > 0$ . Um maior índice de risco-país influencia a saída de capitais externos a ponto de apreciar a taxa de câmbio pelo movimento de compra de divisas externa;

(ii)  $\beta_2 < 0$ . Se o diferencial da taxa de juros nominal entre país é capaz de estimular a atração de capitais *per si*. Estaremos lidando com taxas de juros nominais sem levar em consideração expectativas dos agentes no mercado futuro quanto à cotação da taxa de câmbio “*foward*”;

(iii)  $\beta_3 > 0$ . Maior inflação doméstica em relação ao exterior é capaz de tornar os produtos externos mais competitivos no mercado interno impactando a procura por divisas externas;

(iv)  $\beta_4 > 0$ . Se a renda doméstica cresce (maior demanda agregada) isso se reflete nas contas externas, impactando negativamente o saldo da conta corrente conduzindo à deterioração do Balanço de Pagamentos. O efeito desse movimento será uma depreciação da moeda doméstica, conseguintemente uma maior taxa de câmbio;

(v)  $\beta_5 < 0$ . Se o saldo positivo no volume do mercado cambial brasileiro é capaz de influenciar a cotação da moeda externa, dadas as características desse mercado, ou seja, se o mercado primário brasileiro é capaz de alterar, via oferta e demanda por dólares, a cotação da taxa de câmbio.

Além dos testes de hipótese acima nos parâmetros de cada variável, podemos testar o somatório dos parâmetros  $+\beta_1 - \beta_2 + \beta_3$ , pois se negativo a soma, uma possível explicação para a apreciação da taxa de câmbio via maior diferencial de juros doméstico estará validada. Ou seja, a abordagem monetária que explica o movimento da taxa de câmbio via diferencial de juros (nesse caso uma taxa de juros real) será confirmada no período estudado nessa dissertação.

Primeiramente, no resultado da regressão em MQO o sinal do parâmetro da diferença das taxas de juros não está conforme o esperado. Quanto às demais variáveis, os sinais das variáveis EMBI, da diferença dos índices de preços, da diferença de renda e do câmbio contratado são satisfatórios, mas somente as duas primeiras são estatisticamente significantes. A princípio, somente o risco-país e a diferença de índices de preços justificam a trajetória da taxa de câmbio no período.

Existe um desapontamento em relação a parâmetro da variável diferença de taxa de juros, porém isso já foi confirmado na abordagem monetária. As informações estatísticas aqui descritas podem ser observadas na Tabela 26.

Tabela 26 – Resultado da regressão do modelo híbrido proposto em MQO

Dependent Variable: LOGPTAX  
Method: Least Squares  
Date: 01/13/09 Time: 17:10  
Sample: 1999M01 2007M12  
Included observations: 108

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.721518	0.144453	-11.91746	0.0000
LOGEMBI	0.303517	0.020147	15.06541	0.0000
DIF_I	0.001370	0.017398	0.078730	0.9374
DIF_INDEX	1.148680	0.098233	11.69344	0.0000
DIF_PROD	0.225251	0.228790	0.984531	0.3272
SLD_CC	-2.77E-07	2.22E-06	-0.124801	0.9009
R-squared	0.931734	Mean dependent var		0.849241
Adjusted R-squared	0.928387	S.D. dependent var		0.211738
S.E. of regression	0.056662	Akaike info criterion		-2.849469
Sum squared resid	0.327481	Schwarz criterion		-2.700462
Log likelihood	159.8713	F-statistic		278.4300
Durbin-Watson stat	0.460080	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Programa EViews

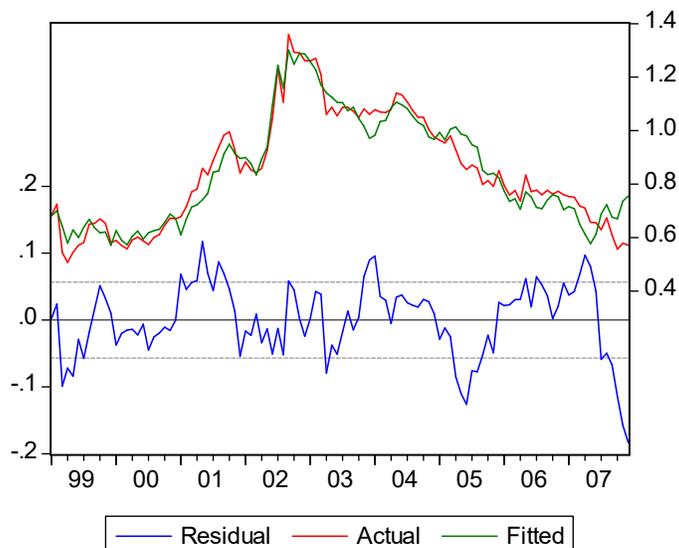
No entanto, podemos notar pelo resultado da regressão pelo método MQO que o coeficiente de correlação ( $R^2$ ) é bastante alto (0,931) enquanto o teste DW apresenta resultado bastante inferior (0,460) caracterizando uma situação de regressão espúria (GRANGER e NEWBOLD, 1974 *apud* ROSSI 1991). Portanto, temos, mais uma vez, a necessidade de aplicar uma metodologia que procure captar presença de potencia relacionamento de equilíbrio de longo prazo (JOHANSEN, 1988 *apud* ASTERIOU e HALL, 2007).

### 6.3.1. Aplicando o Método da Cointegração de Johansen e o Modelo do Vetor de Correção de Erros (VECM)

A verificação visual dos resíduos extraídos da regressão por MQO sugere uma estacionaridade, exceto pelos últimos meses do período, conforme o Gráfico 27. O teste de presença de raiz unitária pelas metodologias ADF e PP sugerem estacionaridade no nível

quando somente colocada a tendência ou nenhuma tendência e intercepto. O teste indica raiz unitária se testado com tendência e constante<sup>57</sup>. Conforme Enders (2004) descreveu, temos uma relação de longo prazo, embora de 2007 em diante os resíduos “desgarrem” totalmente do previsto no modelo.

Grafico27 – Resíduos da Regressão do Modelo Híbrido Proposto em MQO



Fonte: Programa EViews

Para evitar o problema de regressão espúria devemos verificar se as variáveis em questão são estacionárias ou não-estacionárias no nível. Em caso de não-estacionaridade, qual a ordem de integração. Nossa intenção é que as variáveis sejam integradas de ordem 1 (estacionárias na 1ª diferença) e que os resíduos sejam estacionários em  $I(0)$ .

Se as variáveis são não-estacionárias, mas integradas de uma mesma ordem, poderíamos “rodar” uma regressão por MQO usando a 1ª diferença das variáveis (a mesma ordem de integração das mesmas). No entanto, como já dito anteriormente, esse procedimento sugere a perda de informações de longo prazo entre as variáveis estimadas. Apesar de não ser escopo de essa dissertação formular uma teoria da determinação da taxa de câmbio, ou seja, ser capaz de capturar efeitos de longo prazo entre elas pretendemos manter o mesmo procedimento que utilizamos nos testes anteriores.

<sup>57</sup> A estatística pelo método ADF (5%) no nível sem intercepto e tendência é -2,982, e pelo método PP é -3,121. Com ambos os testes, em qualquer caso, é rejeitada a hipótese nula de raiz unitária no resíduo da regressão.

Tabela 27 – Testes de presença de raiz unitária nas variáveis do modelo híbrido proposto

Teste	Estatística	ADF*			Phillips-Perron**	
		Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante	Constante e Tendência
<b>Percentual</b>						
1%		-3,494	-4,048	-2,587	-3,493	-4,046
5%		-2,889	-3,453	-1,944	-2,889	-3,452
10%		-2,582	-3,152	-1,615	-2,581	-3,152
<b>Nível Log</b>						
		Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante	Constante e Tendência
<i>PTAX</i> venda		-1,5125	-0,8976	-0,4626	-1,1975	-0,8869
embi +		-1,1265	-1,9044	-1,4348	-1,1761	-1,9044
difer juro		-1,4587	-1,4464	-1,2034	-0,9418	-1,0049
difer index		-1,6368	-0,7467	1,4743	-2,3376	-0,8518
difer prod		-1,3447	-3,4301	-2,1490	-1,0607	-4,7781
sld c contrat***		-3,5118	-4,6904	-3,0479	-6,3738	-7,9780
<b>1ª Diferença Log.</b>						
		Constante	Constante e Tendência	Nenhum	Constante	Constante e Tendência
<i>PTAX</i> venda		-6,4203	-11,8490	-6,4586	-11,5983	-11,7354
embi +		-10,1155	-10,0667	-10,0156	-10,1221	-10,0742
difer juro		-4,4887	-4,4053	-4,4509	-4,7035	-4,6304
difer index		-7,3212	-7,4685	-6,9089	-7,4182	-7,5219
difer prod		-15,6358	-15,5627	-15,3685	-22,5419	-22,7908
sld c contrat***		-17,4347	-17,3488	-17,4900	-31,0737	-28,5557

Obs\*: Critério de Seleção Automático - SIC: máx. 12 defasagens

\*\* : Critério de Seleção Automático: Barlett kernel - Newey-Bandwidth

\*\*\*. Volume em milhões USD e não em log.

Os valores em vermelho indicam rejeição com 5% da presença de raiz unitária

Podemos verificar pela Tabela acima que todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença, exceto pelo saldo em volume dos contratos de câmbio que é estacionário no nível. Logo, como praticamente todas possuem a mesma ordem de integração, prosseguiremos na metodologia dos testes empregadas nessa dissertação.

Portanto iremos utilizar a técnica de cointegração. Pois, se as variáveis em conjunto apresentam relação de longo prazo queremos testar o componente de ajustamento de curto prazo. Essa metodologia nos permite extrair um significado econômico para a nossa proposição.

No caso de não apresentarem cointegração, isto é, tendência de longo prazo similar, a caracterização de curto prazo ainda será possível, no entanto sem o uso da metodologia VECM.

Tabela 28 – Regressão resíduo MQO contra resíduo defasado (-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	0.800799	0.066799	11.98825	0.0000
R-squared	0.575521	Mean dependent var		-2.53E-05
Adjusted R-squared	0.575521	S.D. dependent var		0.055582
S.E. of regression	0.036213	Akaike info criterion		-3.789503
Sum squared resid	0.139005	Schwarz criterion		-3.764523
Log likelihood	203.7384	Durbin-Watson stat		2.031724

Fonte: Programa EViews

Quanto aos desvios, pela Tabela 28 é possível verificar que nossa proposição de relacionamento de longo prazo é válida em relação às variáveis explicativas, ou seja, a relação de longo prazo é afetada por choques de curto prazo, representados pelos resíduos. Pela estacionaridade do resíduo da regressão no método MQO, podemos inferir sobre a relação de longo prazo entre as coordenadas desse vetor, uma vez que a ordem de integração diminui. (BUENO, 2008). Podemos notar que o coeficiente da regressão entre resíduos defasados em 1 “lag” é menor que 1. Ou seja, se os choques são dissipados, a série deverá voltar para sua trajetória “normal”.

Como já testamos a estacionaridade dos resíduos, cabe agora usar a metodologia do vetor de correção de erros (VECM), ou seja, o modelo VAR que incorpore o erro de equilíbrio. Inicialmente, precisamos calcular qual o número de defasagens (“lags”) que permitam que os resíduos estimados não sejam autocorrelacionados entre si. Nosso usual critério tem sido o de maior parcimônia, o SBC, embora a Tabela mostre grande diferença nas estatísticas dos critérios AIC e SBC por períodos defasados. Mantivemos o critério SBC, assim decidimos adotar dois períodos defasados, por motivos aqui já explicados.

Tabela 29 – Estimação VAR. Estatísticas AIC e SBC por “lags”

Estimação VAR: Estatísticas AIC e SBC		
No. Períodos Defasados	SBC	AIC
12	9,3658	-2,3340
10	9,1123	-0,5418
8	7,4580	-0,2012
6	5,3103	-0,4029
4	2,9985	-0,8155
2	1,2784	-0,6815
0	13,0267	12,8777

Obs: Em vermelho os valor mínimo das estatísticas.

Nossa determinação agora é estimar quantos vetores podemos extrair de nossa equação. Lembrando que, forçosamente, temos que ter no máximo  $n - 1$  vetores de cointegração ( $r$ ), ou seja, no nosso caso como temos seis variáveis teremos no máximo cinco vetores de cointegração.

No caso de não haver vetores de cointegração, não temos uma relação de longo prazo entre as variáveis. Para tanto precisamos estabelecer o formato da equação, se temos intercepto, intercepto e tendência, somente tendência, procedimento que temos adotado nessa dissertação para estimar o traço e o máximo autovalor pelo método de Johansen. A Tabela 30 ilustra os resultados obtidos.

Tabela 30 – Estatísticas do traço e do máximo autovalor. Cointegração de Johansen com 2 “lags”

Estimação: Teste de Johansen - 2 lags					Estimação: Teste de Máximo Autovalor				
Caso 1	Autovalor	Traço	5% crítico	Prob.	Caso 1	Autovalor	Autoval. Máx.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0.263524	99,812	83,937	<b>0.0022</b>	nenhum	0.263524	32,117	36,630	0.1532
1 vetor*	0.222687	67,695	60,061	<b>0.0099</b>	1 vetor	0.222687	26,451	30,440	0.1450
2 vetor*	0.176771	41,244	40,175	<b>0.0388</b>	2 vetor	0.176771	20,425	24,159	0.1481
3 vetor	0.140471	20,819	24,276	0.1283	3 vetor	0.140471	15,894	17,797	0.0945
4 vetor	0.030526	4,926	12,321	0.5780	4 vetor	0.030526	3,255	11,225	0.7478
5 vetor	0.015783	1,670	4,130	0.2305	5 vetor	0.015783	1,670	4,130	0.2305
Caso 2	Autovalor	Traço	5% crítico	Prob.	Caso 2	Autovalor	Autoval. Máx.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0.264227	113,995	103,847	<b>0.0090</b>	nenhum	0.264227	32,218	40,957	0.3393
1 vetor*	0.243411	81,777	76,973	<b>0.0205</b>	1 vetor	0.243411	29,288	34,806	0.1966
2 vetor	0.196182	52,489	54,079	0.0689	2 vetor	0.196182	22,930	28,588	0.2232
3 vetor	0.141769	29,559	35,193	0.1784	3 vetor	0.141769	16,053	22,300	0.2945
4 vetor	0.098893	13,507	20,262	0.3248	4 vetor	0.098893	10,934	15,892	0.2567
5 vetor	0.024205	2,573	9,165	0.6631	5 vetor	0.024205	25,728	9,165	0.6631
Caso 3	Autovalor	Traço	5% crítico	Prob.	Caso 3	Autovalor	Autoval. Máx.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0.256075	100,926	95,754	<b>0.0210</b>	nenhum	0.256075	31,061	40,078	0.3570
1 vetor*	0.231824	69,866	69,819	<b>0.0496</b>	1 vetor	0.231824	27,692	33,877	0.2281
2 vetor	0.193767	42,173	47,856	0.1539	2 vetor	0.193767	22,615	27,584	0.1905
3 vetor	0.111655	19,558	29,797	0.4533	3 vetor	0.111655	12,431	21,132	0.5057
4 vetor	0.042879	7,127	15,495	0.5630	4 vetor	0.042879	4,602	14,265	0.7910
5 vetor	0.023760	2,525	3,841	0.1121	5 vetor	0.023760	2,525	3,841	0.1121
Caso 4	Autovalor	Traço	5% crítico	Prob.	Caso 4	Autovalor	Autoval. Máx.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0.332587	130,020	117,708	<b>0.0066</b>	nenhum	0.332587	42,456	44,497	0.0819
1 vetor	0.254019	87,564	88,804	0.0612	1 vetor	0.254019	30,771	38,331	0.2835
2 vetor	0.226359	56,793	63,876	0.1707	2 vetor	0.226359	26,948	32,118	0.1878
3 vetor	0.145979	29,845	42,915	0.5114	3 vetor	0.145979	16,569	25,823	0.4945
4 vetor	0.096553	13,276	25,872	0.7164	4 vetor	0.096553	10,662	19,387	0.5485
5 vetor	0.024596	2,615	12,518	0.9188	5 vetor	0.024596	2,615	12,518	0.9188
Caso 5	Autovalor	Traço	5% crítico	Prob.	Caso 5	Autovalor	Autoval. Máx.	crítico 5%	Prob.
nenhum*	0.318763	120,547	107,347	<b>0.0051</b>	nenhum	0.318763	40,304	43,420	0.1051
1 vetor*	0.253181	80,244	79,341	<b>0.0427</b>	1 vetor	0.253181	30,653	37,164	0.2313
2 vetor	0.205766	49,591	55,246	0.1434	2 vetor	0.205766	24,190	30,815	0.2594
3 vetor	0.137296	25,401	35,011	0.3604	3 vetor	0.137296	15,507	24,252	0.4542
4 vetor	0.075678	9,894	18,398	0.4907	4 vetor	0.075678	8,263	17,148	0.5741
5 vetor	0.015417	1,631	3,841	0.2015	5 vetor	0.015417	1,631	3,841	0.2015

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

caso 1: No deterministic trend

caso 2: No deterministic trend (restricted constant)

caso 3: Linear deterministic trend

caso 4: Linear deterministic trend (restricted)

caso 5: Quadratic deterministic trend

trend

A decisão de incluir os 1º e 5º casos deve-se aos resultados obtidos no teste de estacionaridade dos resíduos descritos acima, indicando que o modelo não apresentava

tendência determinística. Contudo, repetindo o teste do Princípio de Pantula, o caso 2 é o escolhido, ou seja, nosso modelo tem dois vetores pela rejeição da hipótese de 5% no traço, mas não temos nenhum autovalor, apresentando um formato sem tendência determinística e constante restrita.

Com dois vetores de cointegração comprovamos que as séries cointegram. No entanto, pelos testes de máximo autovalor não encontramos relação de longo prazo entre as variáveis. Cheung e Lai, (1993) destacam que o resultado das estatísticas do traço é superior ao resultado das estatísticas do máximo autovalor<sup>58</sup>.

#### 6.4 Os Resultados dos Testes do Modelo Híbrido

Aplicando o VECM com 2 “lags” e 2 vetores de cointegração mostramos na Tabela 31 (a) e (b) os resultados das equações de cointegração e de correção de erros para os períodos defasados.

Na Tabela 31 (a) podemos notar que nem todos os sinais extraídos corroboram as hipóteses dos efeitos das variáveis sobre a trajetória da taxa de câmbio (*PTAX*). Os sinais da variável risco-país (EMBI) e da diferença de juros (DIF\_I) não estão conforme nossa expectativa. Somente o diferencial de renda (DIF\_PROD) tem o sinal esperado e é estatisticamente significativo. O saldo do movimento do volume de câmbio contratado (SLD\_CC) nem tem o sinal adequado esperado, embora praticamente sem efeito sobre a *PTAX*, nem é estatisticamente significativo.

Esse resultado parece fazer sentido a nosso ver, pois supor que indicador EMBI tenha efeito de longo prazo não é justo, uma vez que sua indicação é de momento, extraída das informações sobre negociações pelos agentes econômicos no curto prazo. O mesmo se pode dizer em relação ao DIF\_I, uma vez que estamos lidando com taxas nominais, ou seja, não existe exuberância na relação de longo prazo, pois envolve outras variáveis que são exógenas ao modelo. Com relação ao SLD\_CC sua ação deve ser prioritariamente de curto prazo e não de longo prazo.

---

<sup>58</sup> Embora exista literatura em relação ao oposto

Tabela 31 (a) – Equação de Cointegração Normalizada: Estimação pelo VECM com 2 “lags”

Estimação do VECM 1999m4 - 2007m12 2 períodos defasagem	
(a) Eq. Coint.	Eq coint 1
logPTAX (-1)	1,0000
logembi(-1)	0,1089
dif_i (-1)	-0,0594
dif_prod (-1)	<b>1,9030</b>
dif_index (-1)	<b>-1,4326</b>
sld_cc (-1)	<b>0,0000</b>
c	-0,5429

Fonte: Programa EViews

Na Tabela 31 (a) podemos notar na equação de cointegração normalizada pela *PTAX* que a variável que “a priori” teria maior efeito de longo prazo é corroborada pelo VECM, ou seja, a *DIF\_PROD*. Significa que a taxa de câmbio acompanha uma trajetória cointegrada com a renda e uma vez que a renda interna tem crescimento podemos esperar um maior fluxo comercial, principalmente das importações, e isto impacta a formação da taxa de câmbio.

Com relação à diferença de renda (*DIF\_INDEX*), o sinal é ambíguo, pois se a diferença entre índices de preços aumentarem (preços “*tradeables*”) estamos supondo uma perda de competitividade da economia brasileira, logo a *PTAX* deve ter um comportamento de alta, por maior demanda de importações. No entanto, pelo teste anterior dessa abordagem, a interpretação de curto prazo prevaleceu sobre o índice de preço externo.

Os ajustamentos dos desvios de curto prazo podem ser explicados pela correção de erros – Tabela 31 (b). O *EMBI* representa quase 18% de ajuste positivo, mas não é significativo. Já a correção pela *DIF\_I* é de mais de 10% nos ajustes curto prazo. O ajustamento de curto prazo também é explicado pela *DIF\_INDEX*, em 4%. O *SLD\_CC* também tem impacto sobre a trajetória da taxa de câmbio a cada período, ou seja, tem de impactos de curto prazo na ordem de – 5.403.

Ou seja, são estatisticamente significativos os ajustes de curto prazo em relação à *DIF\_I*, com os agentes econômicos estimando a cada período a expectativa pela manutenção de moeda doméstica, ajustando 0,106 a cada período, em relação a *DIF\_INDEX*, onde a velocidade do ajuste pela é menor, 0,428. Por último, o interessante notar é que o saldo do câmbio contratado impõe um ajuste negativo a cada diferença de períodos, um saldo menor de divisas ajusta a *PTAX* para menos.

Tabela 31 (b) – Correção de Erros: Estimação pelo VECM com 2 “lags”

(b) Corr. Erros	D(logPTAX)	D(logembi)	D(dif_i)	D(dif_prod)	D(dif_index)	D(sld_cc)
CointEq1	0,060	0,182	<b>0,106</b>	-0,010	<b>0,043</b>	<b>-5403,08</b>
D(logPTAX(-1))	<b>-0,383</b>	<b>-1,155</b>	0,040	-0,029	-0,006	167,77
D(logPTAX(-2))	0,035	-0,551	<b>0,390</b>	0,035	<b>0,099</b>	<b>19321,81</b>
D(logembi(-1))	0,093	0,210	0,013	0,019	0,006	-3822,07
D(logembi(-2))	0,062	0,290	-0,030	0,001	<b>-0,030</b>	<b>-7042,00</b>
D(dif_i(-1))	-0,116	-0,231	<b>0,696</b>	-0,053	0,008	1138,09
D(dif_i(-2))	0,025	0,093	-0,073	0,044	-0,011	3640,42
D(dif_prod(-1))	-0,460	<b>-2,055</b>	-0,085	<b>-0,343</b>	-0,056	-439,08
D(dif_prod(-2))	-0,035	-0,889	0,091	0,053	0,111	2050,84
D(dif_index(-1))	0,361	-0,954	-0,395	0,190	<b>0,262</b>	13111,82
D(dif_index(-2))	-0,197	-0,435	-0,040	0,004	-0,146	-16283,77
D(sld_cc(-1))	0,000	0,000	0,000	0,000	<b>0,000</b>	<b>-0,38</b>
D(sld_cc(-2))	0,000	<b>0,000</b>	0,000	0,000	0,000	-0,08

Obs: Em vermelho significa valores significantes pela estatística *t*

Fonte: Programa EViews

Procedendo à estimação do resultado obtido pelo método MQO e a fim de testar os parâmetros estimados com base no formato sugerido pelo VECM, no Quadro 4 e na Tabela 32 a seguir podemos notar que somente o parâmetro da equação de curto prazo em relação ao ajustamento da *PTAX* em AR(2) é estatisticamente significativa.

Quadro 4 – Especificação do modelo EC(B,1) 1 2 Resultados VECM

$$D(\text{LOGPTAX}) = A(1,1) \cdot B(1,1) \cdot \text{LOGPTAX}(-1) + B(1,2) \cdot \text{LOGEMBI}(-1) + B(1,3) \cdot \text{DIF}_I(-1) + B(1,4) \cdot \text{DIF}_{\text{PROD}}(-1) + B(1,5) \cdot \text{DIF}_{\text{INDEX}}(-1) + B(1,6) \cdot \text{SLD}_{\text{CC}}(-1) + B(1,7) + C(1,1) \cdot D(\text{LOGPTAX}(-1)) + C(1,2) \cdot D(\text{LOGPTAX}(-2)) + C(1,3) \cdot D(\text{LOGEMBI}(-1)) + C(1,4) \cdot D(\text{LOGEMBI}(-2)) + C(1,5) \cdot D(\text{DIF}_I(-1)) + C(1,6) \cdot D(\text{DIF}_I(-2)) + C(1,7) \cdot D(\text{DIF}_{\text{PROD}}(-1)) + C(1,8) \cdot D(\text{DIF}_{\text{PROD}}(-2)) + C(1,9) \cdot D(\text{DIF}_{\text{INDEX}}(-1)) + C(1,10) \cdot D(\text{DIF}_{\text{INDEX}}(-2)) + C(1,11) \cdot D(\text{SLD}_{\text{CC}}(-1)) + C(1,12) \cdot D(\text{SLD}_{\text{CC}}(-2))$$

$$D(\text{LOGPTAX}) = 0.05955716816 \cdot (\text{LOGPTAX}(-1) + 0.1089213938 \cdot \text{LOGEMBI}(-1) - 0.05935843195 \cdot \text{DIF}_I(-1) + 1.903005063 \cdot \text{DIF}_{\text{PROD}}(-1) - 1.432631474 \cdot \text{DIF}_{\text{INDEX}}(-1) + 4.698444805 \cdot \text{SLD}_{\text{CC}}(-1) - 0.5429494859) - 0.3826021987 \cdot D(\text{LOGPTAX}(-1)) + 0.03541182893 \cdot D(\text{LOGPTAX}(-2)) + 0.09334543244 \cdot D(\text{LOGEMBI}(-1)) + 0.06181819818 \cdot D(\text{LOGEMBI}(-2)) - 0.1163877568 \cdot D(\text{DIF}_I(-1)) + 0.02529151071 \cdot D(\text{DIF}_I(-2)) - 0.4598745594 \cdot D(\text{DIF}_{\text{PROD}}(-1)) - 0.03475952477 \cdot D(\text{DIF}_{\text{PROD}}(-2)) + 0.3607071589 \cdot D(\text{DIF}_{\text{INDEX}}(-1)) - 0.1966755332 \cdot D(\text{DIF}_{\text{INDEX}}(-2)) - 9.669505072 \cdot \text{SLD}_{\text{CC}}(-1) - 8.452186022 \cdot \text{SLD}_{\text{CC}}(-2)$$

Fonte: Programa EViews

Tabela 32 – Estimação por MQO. Estimadores das variáveis  
 Obs: Em vermelho, estatisticamente significativos com 5%

Estimation Method: Least Squares  
 Sample: 1999M04 2007M12  
 Included observations: 105  
 Total system (balanced) observations 630

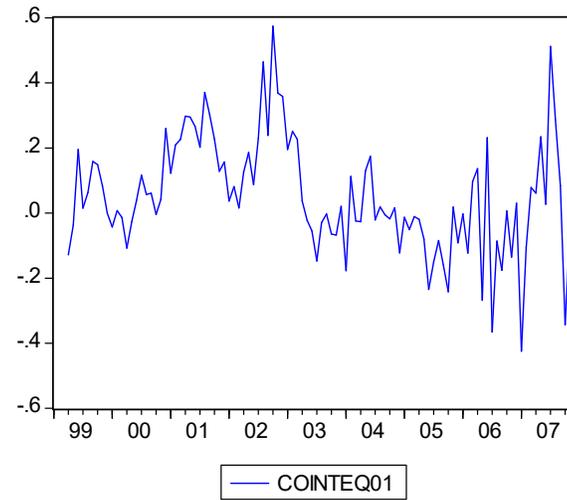
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.059557	0.047499	1.253874	0.2104
<b>C(2)</b>	<b>-0.382602</b>	<b>0.169128</b>	<b>-2.262210</b>	<b>0.0241</b>
C(3)	0.035412	0.157191	0.225279	0.8218
C(4)	0.093345	0.059316	1.573692	0.1161
C(5)	0.061818	0.058479	1.057110	0.2909
C(6)	-0.116388	0.090859	-1.280970	0.2007
C(7)	0.025292	0.088941	0.284362	0.7762
C(8)	-0.459875	0.320306	-1.435734	0.1516
C(9)	-0.034760	0.315189	-0.110281	0.9122
C(10)	0.360707	0.429186	0.840445	0.4010
C(11)	-0.196676	0.410802	-0.478760	0.6323
C(12)	-9.67E-07	2.57E-06	-0.376350	0.7068

Fonte: Programa EViews

Por fim, a análise de novos gráficos. Primeiramente, no Gráfico 28 da equação de cointegração podemos notar desvios consideráveis no ajustamento de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo no período entre 2000 e 2003, e depois entre 2006 e 2007. Não chegam a ser desvios permanentes, mas que acabam influenciando uma trajetória mais uniforme de nossa variável dependente considerando o período como um todo.

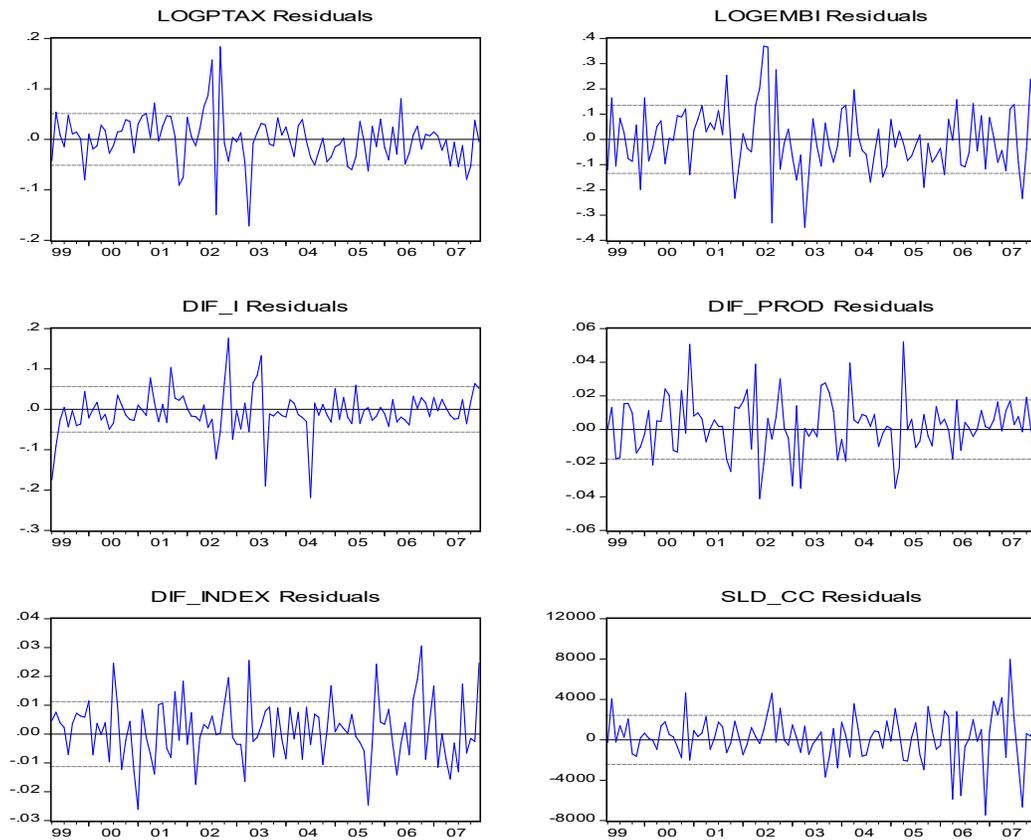
Os resíduos das demais variáveis em relação à equação de cointegração normalizada (Equação Coint 1) nos gráficos da Figura 2 parecem acompanhar a trajetória de longo prazo da variável dependente, alternando valores positivos e negativos, no entanto podemos notar maior volatilidade em algumas variáveis, como o DIF\_INDEX e DIF\_PROD.

Gráfico28 – Gráfico da Equação de Cointegração. Longo prazo.



Fonte: Programa EViews

Figura 2 – Gráficos dos Resíduos da Estimação por VECM



Fonte: Programa EViews

## 6.5 As Conclusões do Modelo Híbrido

Diante dos resultados podemos inferir que o modelo híbrido proposto nesta dissertação não apresentou resultados conclusivos de forma esperada de curto prazo e de longo prazo em relação à variável dependente. De forma geral o resultado não foi suficiente para explicar a trajetória da taxa de câmbio no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007, utilizando dados mensais. A proposta foi tentar estabelecer um paralelo entre a trajetória da taxa de câmbio e um conjunto de variáveis por utilizar a teoria do fluxo da determinação da taxa de câmbio.

Utilizamos variáveis explicativas frequentemente apontadas como responsáveis pela apreciação ou desvalorização da taxa de câmbio, que seriam capazes de capturar influências do ambiente macroeconômico vivenciado pelo Brasil a época. Ou seja, utilizamos:

- (i) Uma medida do risco-país, o EMBI + divulgado pelo banco JP Morgan com base em diversos indicadores, como por exemplo, dos títulos emitidos pelo governo brasileiro no mercado financeiro mundial;
- (ii) O diferencial relativo de taxa de juro base do Brasil e EUA, a SELIC e o FED FUND, respectivamente;
- (iii) A diferença relativa entre indicadores de variação de preços industriais e manufaturados, no intuito de perceber uma perseguição da taxa de câmbio ao poder de compra mensurado em relação a bens “*tradeables*”;
- (iv) Uma medida relativa de renda entre o Brasil e o EUA, através de uma “*proxy*”, a produção industrial mensal; e por último
- (v) Através do movimento de oferta e demanda por divisas externas exercida pelos participantes do mercado cambial brasileiro, carregado de pormenores descritos em capítulo anterior.

Apesar de conseguir estabelecer uma relação de longo prazo entre as variáveis, estacionárias na 1ª ordem de integração (exceto uma que é estacionária no nível), confirmado através da trajetória regressiva (não explosiva) dos resíduos da regressão por MQO (os resíduos são estacionários), não conseguimos nos testes a confirmação de todos os sinais esperados na relação das variáveis com a variável dependente. Existem variáveis fracamente exógenas no nosso modelo híbrido, ou seja, os ajustes não são significantes para o equilíbrio de longo prazo, em especial as variáveis EMBI e a DIF\_I, o que é considerável.

O VECM utilizado, após a cointegração pelo método de Johansen mostrar pelo menos dois vetores no traço e nenhum máximo autovetor, sinalizou resultado foi ambíguo, seja na ordem dos sinais esperados, seja pela comprovação da força dos efeitos através das estatísticas *t*. Não conseguimos mostrar robustez no conjunto de variáveis propostas influenciando a trajetória da taxa de câmbio, embora algumas variáveis mostrassem um caminho a ser percorrido.

As variáveis SLD\_CC e DIF\_I, no entanto, corrigem período a período a trajetória, e isto é definitivo. O mesmo não aconteceu em relação ao EMBI. Esperávamos que os agentes econômicos observassem o comportamento do risco-país. É provável que a relação causal esteja invertida. Isso é perfeitamente compreensível para o Brasil, um país onde o movimento de fluxos internacionais financeiros tem grande peso na decisão dos agentes, seja pela função crédito, seja por indicador macroeconômico.

Por outro lado, o sentido econômico para explicar a trajetória da taxa de câmbio no Brasil entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007 pelas variáveis DIF\_PROD, DIF\_INDEX não é descartado, pois os desvios estimados do período foram temporários e sem tendência estocástica acumulativa. Enders (2004) coloca que, apesar da diferença no uso do termo equilíbrio entre economistas e econometristas,<sup>59</sup> a cointegração entre as variáveis não é função de forças de mercado ou de comportamento individual, e sim causal ou uma simples relação entre variáveis com tendência similares.

Portanto, é perfeitamente plausível inferir sobre o comportamento das variáveis sugeridas na trajetória da taxa de câmbio, ou seja, a principal característica de variáveis cointegradas como que acabamos de verificar é que a trajetória foi influenciada por desvios do equilíbrio de longo prazo e algumas variáveis explicam melhor o ajustamento de longo prazo, enquanto que outras explicam melhor a correção de curto prazo. Talvez a junção de variáveis explicativas de curto prazo com variáveis de longo prazo em um mesmo modelo tenha causado esse resultado ambíguo sobre a taxa de câmbio nominal. Não testamos essa hipótese.

Por fim, uma vez que mencionamos que algumas variáveis apresentam parâmetros estatisticamente significativos para explicar ajustamentos de longo prazo ou de curto prazo, podemos testar o sentido da causalidade entre as variáveis dentro da amostra selecionada, pois o teste refere-se somente à causalidade medida entre valores passados. O teste é usual em

---

<sup>59</sup> O primeiro grupo se refere a uma relação de igualdade entre o desejável e o corrente, enquanto que para os econometristas equilíbrio diz respeito a qualquer relação de longo prazo entre variáveis não-estacionárias.

modelos VAR, onde todas as variáveis são tratadas do mesmo modo, ou seja, não há distinção entre variáveis endógenas e exógenas, todas são endógenas. (ASTERIOU e HALL, 2007).

O teste causalidade Granger testa a hipótese nula que não há causalidade entre as variáveis ou rejeita-se essa hipótese não podendo rejeitar a hipótese alternativa que existe relação causal entre as variáveis sinalizadas. O importante é que o teste não será válido se as variáveis não forem cointegradas. (ASTERIOU e HALL, 2007). Abaixo na Tabela 33 reproduzimos o teste Causalidade Granger.

Tabela 33 – Teste de Causalidade Ganger VECM

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald  
Tests

Sample: 1999M01 2007M12

Included observations: 106

Dependent variable: LOGPTAX

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOGEMBI	6.697355	2	<b>0.0351</b>
DIF_I	5.181772	2	<b>0.0750</b>
DIF_PROD	5.385962	2	<b>0.0677</b>
DIF_INDEX	0.966794	2	0.6167
SLD_CC	0.396272	2	0.8203
All	19.13165	10	<b>0.0386</b>

Fonte: Programa EViews

Podemos notar que as três primeiras variáveis (em vermelho) somando 2 “lags” apresenta relação causal significativa com a *PTAX* com 10% de probabilidade. O conjunto de variáveis tem uma probabilidade de 3,86% de afetar a trajetória da *PTAX* no período estudado.

A mensagem que podemos extrair dos testes realizados no modelo chamado de híbrido é que a trajetória da taxa de câmbio pode ser relacionada com as variáveis que refletem o ambiente macroeconômico do país, mais precisamente os fundamentos, mas não conseguimos inferir de forma sistemática na maneira que essas variáveis impactam os ajustamentos de curto e longo prazo.

O tema não está esgotado, diante das oportunidades de pesquisa que se abrem. Mesmo porque, essa dissertação não teve pretensão de esgotar o tema, longe disso! A variável taxa de

câmbio, por certo, é uma das variáveis macroeconômicas que os agentes econômicos mais observam dado o seu poder de impacto em outras variáveis. Outras variáveis macroeconômicas que consigam capturar os efeitos do ambiente macroeconômico, traduzindo as questões dos fundamentos econômicos do Brasil devem ser incorporadas a um modelo que capture influencia sobre a trajetória da taxa de câmbio com significância para prever uma trajetória futura dentro de um intervalo mínimo de confiança.

## CONCLUSÃO

Essa dissertação teve como objetivo testar empiricamente duas das principais teorias da determinação da taxa de câmbio aplicadas à trajetória da variável no período de janeiro de 1999 até dezembro de 2007 ao Brasil. Pretendíamos verificar se trajetória da taxa de câmbio poderia ser explicadas pelos modelos PPC e abordagem monetária.

Testamos, ainda, um modelo híbrido que pudesse agregar a teoria com variáveis frequentemente associadas à trajetória da taxa de câmbio, dado a capacidade de capturar influências do ambiente macroeconômico aos fundamentos econômicos vivenciado pelo Brasil no período.

Apesar de serem os primeiros oito anos do regime de câmbio flutuante, e ser um período marcado por grande turbulência, doméstica e externa, pretendíamos aplicar instrumental econométrico que pudesse capturar cointegração entre as variáveis, dependente e explicativas, de modo a conjecturar tanto sobre o equilíbrio de longo prazo quanto sobre o ajustamento de curto prazo entre elas. Ou seja, caso cointegradas de mesma ordem poderiam encontrar uma correlação de movimentos de longo prazo e assim poderemos inferir se as variáveis responderam à magnitude dos desvios que a taxa de câmbio possa ter apresentado no período estudado foi condizente com a teoria testada.

A relevância do tema pode ser destacada pela importância da variável taxa de câmbio na economia. Uma maior integração econômica, na qual o Brasil participa ativamente seja em fluxos comerciais e em fluxos financeiros, ressalta os movimentos do mercado cambial instantaneamente. Uma taxa de câmbio determinada por forças do mercado é capaz de precificar antecipadamente movimentos das variáveis com as quais se relaciona e assim impactar todo o ambiente econômico do país.

A história econômica brasileira reserva vários capítulos de destaque à taxa de câmbio, com intenso controle governamental. Recentemente, antes do regime de livre flutuação, a taxa de câmbio desempenhou uma importante função de âncora monetária no conjunto de medidas adotadas pelo Plano Real. A adoção de um regime de livre flutuação da taxa de câmbio significou potencializar os efeitos da política monetária e assim toda sorte de efeitos encadeados sobre produção, previsão, preços, ou seja, sobre as decisões dos agentes econômicos.

Portanto faz-se mister observar a trajetória da taxa de câmbio durante o regime de flutuação cambial e correlacioná-la com os fundamentos macroeconômicos através das variáveis que a teoria econômica distingue como principais. Encontrar um modelo que melhor

explique a trajetória com adequadas técnicas econométricas foi objeto de estudo nessa dissertação.

No entanto, essa dissertação não teve o propósito de esgotar o tema, uma vez que a sua relevância transcende as aplicações feitas. Além do mais, os anos iniciais do regime de livre flutuação adotados não podem ser considerados como definitivos, pois são usuais quebras estruturais em variáveis macroeconômicas, principalmente por ações dos agentes econômicos.

Frydman e Goldeberg (2007) argumentam com propriedade que a relação entre a taxa de câmbio e os fundamentos macroeconômicos varia no tempo, portanto tomar como base amostras de subperíodos ou mesmo mixá-las de outros períodos conduz a erros. A introdução de instabilidade nos relacionamentos entre as variáveis em modelos estruturais de previsão desenvolvidos por eles, a performance foi superior ao modelo “*random walk*”.

A usual falha dos modelos lineares de previsão da taxa de câmbio está relacionada com a tentativa de reproduzir movimentos de curto-prazo/médio-prazo para o longo-prazo. Alguns artigos citam a expressão criada por Obstfeld e Rogoff (1996) “*exchange rate disconnect puzzle*”<sup>60</sup> para caracterizar essa decepção. Porém, isso não deve ser interpretado como uma indicação de que os fundamentos macroeconômicos não impactam nossa variável, e sim como instabilidade temporária. Definitivamente a principal ameaça à regularidade empírica é estimar através de amostras de períodos uma trajetória de maior prazo. Meese (1986) enfatiza que conjuntos de fundamentos macroeconômicos impactam diferentemente os períodos.

Nosso estudo sugere que os conjuntos de variáveis (fundamentos) macroeconômicas têm relevância na trajetória da taxa de câmbio, explicando em parte seus movimentos, principalmente nos eventos históricos correlatos e contemporâneos. Obviamente, capturar essas variáveis em modelos lineares pré-determinados não é tarefa das mais triviais, mesmo com o suporte das mais modernas técnicas econométricas.

A revisão da literatura destacou os principais modelos teóricos para determinação da taxa de câmbio adotados por diferentes autores. O modelo PPC é o ponto de partida, uma vez que relaciona o poder de compra dado pela taxa de câmbio entre países com produtos similares negociados. A hipótese de mercados perfeitamente competitivos sustenta o conceito da LOP abonando a PPC. Uma arbitragem perfeita entre os mercados assegura que o preço específico de um produto similar entre países terá o mesmo valor quando convertido pela taxa de câmbio.

Longe de querer determinar uma taxa de câmbio, a PPC procura mostrar que é factível uma taxa de câmbio nominal apresentar desvios ao redor de uma taxa de câmbio de equilíbrio,

---

<sup>60</sup> O desafio da desconexão da taxa de câmbio

calculada, segundo Balassa-Samuelsom (1964), pelo diferencial de produtividade entre as economias. Possivelmente, maior ou menor grau de abertura comercial e/ou financeira irá impactar essas variáveis. No entanto, a nosso ver, o principal para a abordagem da PPC seria comprovar que os desvios da taxa de câmbio nominal são capazes de reverter em direção a um taxa média. Ou seja, se os desvios não são explosivos, nem apresentando tendência de queda ininterrupta nem de crescente alta, podemos acreditar que existe uma taxa média de câmbio na qual os agentes econômicos baseiam suas expectativas. A existência de desvios revertidos e de correlação de longo prazo com os índices de preços garante a teoria da PPC.

Aplicamos a abordagem da PPC na trajetória da *PTAX* venda para o período pretendido valendo-se da cotação registrada pelo último dia útil do mês. Pelo MQO encontramos melhor resultado nos parâmetros, testes e resíduos no modelo PPC2, formado pelos índices IGP-OG e PPI.

No entanto, os resultados pelo MQO indicaram sinais de uma possível regressão espúria, uma vez que as variáveis não são estacionárias no nível. Três alternativas foram aplicadas para solucionar essa sinalização.

A primeira delas foi “rodar” o método do MQO com a 1ª diferença das variáveis. No entanto, o resultado não é satisfatório, uma vez que nenhum parâmetro de qualquer modelo foi estatisticamente significativo. Para nós esse ajustamento não é interessante, pois utilizar a 1ª diferença das variáveis impede-nos de verificar a possibilidade dos ajustes de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. (ENDERS, 2004).

A segunda técnica procurou solucionar a possibilidade de falha de eficiência dos estimadores de MQO dado à elevada autocorrelação positiva residual nos modelos selecionados, pelo receio de que os parâmetros estimados em nossa regressão não fossem os verdadeiros estimadores. Adotamos o MQG para testar os parâmetros dentro de intervalos de confiança menores garantindo maior segurança aos estimadores encontrados. Os testes demonstraram que a PPC é válida, seja nos coeficientes obtidos quanto no respeito da condição de simetria exigida pela teoria. No entanto, por utilizar a 1ª diferença, perdemos a possibilidade de capturar os efeitos dos ajustamos de longo prazo entre as variáveis.

A aplicação da terceira técnica é o procedimento correto para estimação de variáveis não-estacionárias quando se pretende capturar os ajustamos de curto prazo de variáveis que possuem combinação linear, ou seja, possuem trajetórias de longo prazo de equilíbrio. A cointegração permite-nos explorar a combinação de resultados de curto e longo prazo entre as variáveis da abordagem da PPC.

Complementa a terceira solução, o VECM. Testamos tanto os efeitos de longo prazo quanto os efeitos de curto prazo com o VECM. As vantagens da metodologia VECM são quatro. Primeiro, a conveniente medição dos erros provenientes do desequilíbrio dos períodos prévios, de acordo com a teoria. Segundo, como o modelo é formulado na 1ª diferença resolvemos o possível problema de regressão espúria. Terceiro, a manutenção do modelo proposto não altera com o método. Por último, os erros provenientes do desequilíbrio de curto prazo é resíduo estacionário, logo o processo de ajuste entre as variáveis envolvidas não está “produzindo” erros que no longo prazo se tornariam cada vez maiores.

*A priori*, podemos comprovar que a *PTAX*, o IGP-OG e PPI possuem um equilíbrio de longo prazo na qual os desvios provenientes dessa combinação linear possuem média com esperança zero e variância constante.

O método de Johansen sinalizou a possibilidade de um vetor de cointegração entre as variáveis. Ao aplicar o VECM encontramos significância dos parâmetros na equação de cointegração (ajuste de longo prazo) com base na estatística *t*, além de comprovar a condição de simetria de acordo com a abordagem PPC. Quanto à velocidade da correção dos desequilíbrios de curto prazo na variável *PTAX*, a variável IGP-OG tem menor poder de correção do que o PPI, no entanto somente a correção pelo indicador PPI é estatisticamente significativa.

O uso do MQO aplicado à correção das diferenças por períodos nas variáveis explicativas sobre a *PTAX* confirmou a equação de cointegração, principalmente na robustez dos testes dos parâmetros. Os resíduos da regressão acima são estacionários no nível corroborando a sugestão que os resíduos (desvios) são temporários e não permanentes da média esperada e que a variância dos resíduos é constante. Por fim, o teste de causalidade Granger confirmou a suspeição da direção de causalidade, pois a *PTAX* é afetado pelas IGP-OG e PPI, e não o inverso.

Os resultados por nós não garantem a proporcionalidade dos parâmetros, o que pode ser explicado pelo tamanho da amostra. No entanto, comprovamos a similaridade, causalidade e o fato de as séries apresentarem trajetória similar, e não podemos descartar a LOP. Além disso, existe uma reversão à média e a variância dos resíduos é constante.

Em nosso ponto de vista, o movimento apresentado pela taxa de câmbio no período é característico por volatilidade (desvios) em torno da PPC. No entanto são limitados e reversíveis. Quanto maior foi o movimento de desvio, mais acentuado foi o movimento de correção para a PPC, indicando, em última instância, que os preços são variáveis importantes

na determinação de uma taxa de câmbio que mensure os preços de produtos similares entre economias.

Uma apropriação do modelo deverá ser mais útil quando colocada em prazo apropriado, ou seja, em longo prazo, mesmo com diferentes instrumentais econométricos disponíveis. Diversos autores pontuaram sobre essa possibilidade. Existe espaço para outros testes da teoria PPC, dado que seus desvios podem ser gradualmente lentos à reversão e que existem evidências de quebras estruturais, além de diferentes cestas de consumo, preferências e produtividade.

A nossa intenção não foi à captura da explicação pontual da taxa de câmbio nominal, e sim da trajetória explicada no período analisado, e os resultados obtidos aqui foram satisfatórios. Mostramos que não eram fundamentadas as chamadas de desequilíbrio gradual da taxa de câmbio quando essa iniciou uma trajetória de apreciação no final de 2003 em diante.

A literatura econômica destaca papel primordial à abordagem monetária pelos fatores que explicam as variações nos preços, e dado que as taxas de câmbio derivam da interação entre níveis de preços, a oferta e demanda de moeda e taxa de juros têm poder de influenciar a trajetória da taxa de câmbio.

Utilizando a forma reduzida, testamos a abordagem monetária aplicada à trajetória do câmbio durante janeiro de 1999 e dezembro de 2007 com objetivos evidentes de verificar se os parâmetros estimados se comportaram conforme o enunciado pela teoria.

Mais precisamente, testamos as restrições assumindo uma LOP válida, ou seja, uma flexibilidade nos ajustes dos preços, com isso eliminando em nosso modelo a possibilidade de “overshooting”, uma vez que adotamos um ajuste simultâneo no mercado monetário e no mercado de bens. Também eliminamos possíveis erros de previsão dos agentes econômicos quando decidem deter a moeda doméstica, isto é, consideramos a PCTJ.

Adotando uma base de dados única (OCDE), para evitar possíveis erros de mensuração na coleta por diferentes fontes, aplicamos a metodologia de cointegração de Johansen e o VECM, uma vez que as variáveis são estacionárias na 1ª diferença e que gostaríamos de obter tanto resultados de ajustes de curto prazo e longo prazo.

Os resultados dos resíduos da regressão MQO apresentam divergência quanto à estacionariedade. Usando a cointegração de Johansen, encontramos resultado similar a uma relação linear com constante e sem tendência entre as variáveis. Nessa técnica achamos três vetores de cointegração, possibilitando inúmeras combinações lineares de longo prazo entre as variáveis.

No testes VECM na abordagem monetária não encontramos robustez, uma vez que a variável moeda e taxa de juro são estatisticamente insignificantes no ajustamento de curto

prazo, onde esperaríamos melhor desempenho. Em relação aos resultados da combinação de longo prazo. Os resultados do teste da abordagem monetária também não foram os esperados em comparação com a teoria. O modelo não consegue explicar a trajetória da *PTAX* no período estudado.

Não podemos dizer que nosso resultado é diferente do divulgado pela literatura, pois como visto, a abordagem monetária tem ficado longe do ideal por sua fraca capacidade de previsibilidade. Uma conclusão comum da literatura é seu desempenho pior que um simples “*random walk*”. A baixa capacidade de lidar com as questões da PCTJ, prêmio de risco, perfeita substituição entre ativos e expectativa dos agentes compromete a abordagem.

Frydman e Goldeberg (2007) desenvolveram um modelo baseado na imperfeição do conhecimento prévio dos agentes econômicos (“*IKE model*”), ou seja, o modelo deles descarta a inclusão das expectativas racionais pelos agentes econômicos (“*fully predetermined*”) para compor um agente econômico que altera suas decisões com base no contexto momentâneo. Através desse modelo eles pretendem explicar empiricamente a dinâmica exibida pela taxa de câmbio, particularmente através dos desvios e dos movimentos exibidos no mercado monetários em torno do prêmio (retorno) exigido pelos investidores, através das características do momento e das condições impostas que influenciam as variáveis explicativas naturais, ou seja, os fundamentos macroeconômicos.

Uma vez que o seminal artigo de Meese e Rogoff (1983) alicerçou o uso do modelo “*random walk*” como possível na previsão da taxa de câmbio com igual ou maior acerto do que os modelos teóricos desenvolvidos, resolvemos testar o comportamento da *PTAX* por ela mesma, em uma metodologia conhecida como ‘Modelo Univariado’.

Nossa intenção foi avaliar a série temporal trajetória da *PTAX* em relação ao seu comportamento passado, escolhendo a melhor forma com base em testes apropriados. Existe literatura recomendando o uso dessa metodologia em variáveis macroeconômicas, uma vez que elas carregam o comportamento explicativo de variáveis exógenas.

A trajetória da *PTAX* no período parece ser composta por memória de três defasagens, AR (1) AR (2) e AR (3). No entanto, consideramos que a faixa de previsão para a taxa de câmbio em dois meses seguintes é suficientemente ampla para os moldes de negociação de um mercado dinâmico como é o mercado financeiro cambial.

Pelas idiosincrasias de funcionamento deste mercado no Brasil, decidimos mostrar que a estrutura do mercado cambial é recheada de assimetrias, gerando ineficiência e custos excessivos por operações que resultam em “*spreads*” elevados, além de riscos encobertos (pouca transparência) e excessiva concentração no setor.

Apesar das ações infralegais tomadas no sentido de minimizar as assimetrias e problemas citados acima pela a autoridade monetária nos últimos anos, continua o ranço de anos em que as obrigações externas eram a variável de controle pelas autoridades monetárias, pois ainda permanece em curso um marco legal dessa época. A livre conversibilidade não é fato ainda; portanto, os modelos que pretendem analisar a trajetória do câmbio devem conjecturar essa situação.

Por fim, essa dissertação propôs um modelo híbrido com base na teoria do fluxo associado a um conjunto de variáveis frequentemente apontadas como explicativas dos movimentos da taxa de câmbio. Empregamos em nosso modelo uma medida do risco-país, o diferencial relativo de taxa de juro base, a diferença relativa entre indicadores de preços “*tradeables*”, a diferença relativa de renda e o saldo do volume de cambio contratado.

Apesar de estabelecer relação de longo prazo entre as variáveis, confirmado através de mesma ordem de integração das variáveis e por trajetória estacionária dos resíduos, não conseguimos extrair em resultados os sinais de acordo com os esperados. A existência de variáveis fracamente exógenas no nosso modelo híbrido, ou seja, ajustes de longo prazo não significantes para o equilíbrio. Em especial em relação ao EMBI e a DIF\_I, o que é considerável se pensarmos que essas são variáveis típicas de impacto de curto prazo. As variáveis DIF\_PROD e DIF\_INDEX indicam importância no ajustamento de longo prazo, conforme o esperado, pois os desvios estimados do período foram temporários e sem tendência estocástica acumulativa.

As variáveis SLD\_CC e DIF\_I corrigem o equilíbrio de curto prazo por períodos, de acordo com nossa expectativa, mas o mesmo não aconteceu em relação ao EMBI. Esperávamos que os agentes econômicos observassem o comportamento do risco-país.

Algumas variáveis explicam melhor o ajustamento de longo prazo, enquanto que outras explicam melhor a correção de curto prazo. Talvez a junção de variáveis explicativas de curto prazo com variáveis de longo prazo em um mesmo modelo tenha causado esse resultado ambíguo. Não testamos essa hipótese. No entanto, o teste de causalidade Granger mostrou que conjunto de variáveis tem uma probabilidade de 3,86% de afetar a trajetória da *PTAX* no período estudado.

Os testes realizados no modelo híbrido mostraram que a trajetória da taxa de câmbio pode ser relacionada com as variáveis que refletem os fundamentos macroeconômicos do país, mas não logramos êxito na maneira que essas variáveis impactam os ajustamentos de curto e longo prazo conjuntamente. Um melhor instrumental econométrico é possivelmente um caminho a ser seguido com entusiasmo pelos resultados aqui demonstrados.

No entanto, o ponto de partida deve ser a abordagem da PPC, uma vez que nos testes realizados nessa dissertação se mostrou bastante robusto. A LOP parece ser bastante confiável em se tratando de “*tradeables*” e “*commodities*” no impacto para a determinação da taxa de câmbio nominal. As demais variáveis podem ser abordadas em futuro modelo multiequações com introdução de variáveis instrumentais. É uma proposta para estudos complementares.

O tema não está esgotado, mesmo porque essa dissertação não teve essa pretensão. A taxa de câmbio é uma das variáveis macroeconômicas que os agentes econômicos mais observam dado o seu poder de impacto em outras variáveis. Ampliar pesquisa sobre o comportamento da taxa de câmbio com outras variáveis macroeconômicas que consigam capturar os efeitos do ambiente macroeconômico não pode ser abandonada.

## REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, Juliana Dutra Pessoa de. *Suavizando Movimentos da Taxa de Câmbio ou Adicionando Volatilidade?* Um Estudo Empírico sobre Intervenções do Banco Central no Mercado de Câmbio. Orientador Professor Ilan Goldfajn. Rio de Janeiro: PUC, 2004. (Dissertação de Mestrado em Economia).
- ASTERIOU, Dimitrios & HALL, Stephen G. *Applied econometrics. A modern approach*. Revised edition 2007. NY, Palgrave Macmillan.
- BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, vol. 72, p. 584-596, 1964.
- BERGIN, Paul R. & SHEFFRIN, Steven M. Interest rates, exchange rates and present value models of the current account. *Economic Journal*, Vol. 110, n. 463, p. 535-58, April, 2000.
- BESSADA, Octavio. *O Mercado futuro e de opções*: os fundamentos teórico-operacionais para montagem de estratégias de investimento nos mercados derivativos. Rio de Janeiro: Record, 1994.
- BILSON, John F.O. The monetary approach to the Exchange rate: some empirical evidences. JSTOR: Staff Papers. *International Monetary Fund*, vol. 25, march 1978.
- BRANDÃO, Antônio Salazar Pessoa e CARVALHO, José Luis. Uma estimativa da taxa de câmbio de equilíbrio de livre comércio para o Brasil, 1960-83. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 43, n. 1, p. 3-18, Rio de Janeiro, janeiro/ março de 1989.
- BRANSON, William H.; HALTTUNEN, Hannu & MASSON, Paul. Exchange rates in the short run: some further results. *European Economic Review*, vol. 12, n. 4, p. 395-402, October 1979.
- BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. 2<sup>nd</sup> edition. UK: Cambridge University Press, 2008.
- BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CHEUNG, Yun-Wong & LAI, K. A fractional cointegration analysis of purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 11, p. 103-112, 1993.
- CHEUNG, Yin-Wong; CHINN, Menzie D; PASCUAL, Antonio Garcia. Empirical Exchange rate models of the nineties: are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, p. 1150-1175, 2003/2005. Disponível em: [http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/CCG-P\\_JIMF.pdf](http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/CCG-P_JIMF.pdf) Acesso em abril de 2009.
- CLARK, Nelson C. *International macroeconomics and finance: Theory and econometric methods*. Blackwell Publishers Inc – USA, 2001.
- COOPER, R.N. (ed). *International finance. Selected readings*. UK: Peguin Books, 1969.

- CUSHMAN, David O. & ZHA, Tao. Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, p. 433-448, 1997.
- DAVUTYAN, Nurhan & PIPPENGER, John. Testing purchasing power parity: some evidence of the effects of transaction costs. *Econometric Reviews*, 1532-4168, vol. 9, n. 2, p. 211-240, 1990.
- DE GRAWE, Paul (ed). *Exchange rate economics. Where do we stand?* MIT Press, 2005.
- DE GRAWE, Paul & GRIMALDI, Marianna. The Exchange rates and its Fundamentals in a Complex World. *Review of International Economics*, 13 (3), p. 549-575, Blackwell Publishing, 2005.
- DOMINGUEZ, Kathryn & FRANKEL, Jeffrey. *Working Paper n. 3299*. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA 02138, March, 1993.
- DORNBUSCH, Rudiger. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, n. 84, p. 1161-1176, 1976.
- \_\_\_\_\_. *Monetary Policy Under Exchange Rate Flexibility*. Working Papers n. 228. Massachusetts Institute of Technology (MIT), Department of Economics, 1979.
- DRIVER, Rebecca L. & WESTAWAY, Peter F. *Concepts of Equilibrium Exchange Rates*. Working paper n. 248. Bank of England, 2004.
- DUMAS, B. Dynamic equilibrium and the real Exchange rate in spatially separated world. *Review of Financial Studies*, vol. 5, p. 153-180, 1992.
- EDWARDS, Sebastian. *Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: theory and evidence from developing countries*. Working Paper n. 2.721. National Bureau of economics Research (NBER), 1988 september Cambridge/MA/USA.
- ENDERS, Walters. *Applied econometric time series*. 2<sup>nd</sup> edition. USA: John Wiley & Sons, 2004.
- ENGEL, C; MARK, N.; WEST, K.D. Exchange rate models are not as bad as you think. *NBER macroeconomics*, 2007.
- ENGEL, C; WEST, K.D. Exchange rates and fundamentals. *Journal of Political Economy*, n. 113(2), p. 485-517, 2005.
- ENGLE, Robert F. & GRANGER, Clive W.J. Co-integration and error correction: representation estimation and testing. *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276, 1987.
- FAUST, Jon; ROGERS, John H.; WRIGHT, Jonathan H. Exchange rate forecasting: the errors we've really made. *Journal of International Economics*, Empirical Exchange Rate Models, vol. 60, n. 1, p. 35-59, May 2003.

FEIJÓ, Carmem Aparecida; VALENTE, Elvio; LIMA, Fernando Carlos G. de C.; ARAÚJO, Marcio Silva de; CARVALHO, Paulo Gonzaga M. de. “Moeda e sistema financeiro: conceitos”. *Para entender a conjuntura econômica*. 1ª edição. Barueri: Manole, 2008.

FENDT, Roberto. O Real está sobrevalorizado? *Carta Mensal*, vol. 52, n. 623, p. 3-21, Rio de Janeiro, fevereiro de 2007.

FERNANDES, André Ventura. *Microestrutura do mercado cambial brasileiro*. Orientador Professor Márcio Gomes Pinto Garcia. Rio de Janeiro: PUC, 2008. (Dissertação de Mestrado em Economia).

FERNANDES, Alberto Antonio Grossi. *O Brasil e o Sistema Financeiro Nacional*. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2002.

FERREIRA, Alexandre Batista e JAYME JÚNIOR, Frederico Gonzaga. *Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil*. Belo Horizonte: CEDELPAR/UFGM, 2005.

FERREIRA, Léo da Rocha. *Taxa de câmbio social no Brasil: Mercosul e abertura comercial*. Rio de Janeiro: Letra Capital, 2004.

FLOOD, Robert P. & ROSE, Andrew K. Fixing Exchange rates: a virtual quest for Fundamentals. *Journal of Monetary*, vol. 36, p. 3-37, 1995.

FRANCO, Gustavo H. Barroso. The real plan and the exchange rate. *Essays in International Finance*, n. 217, April 2000. Department of Economics Princeton University: NJ/USA.

FRANKEL, Jeffrey A. A monetary approach to the Exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economic*, vol. 78, p. 200-224, 1976.

FRANKEL, Jeffrey A. & ROSE, Andrew K. A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries. *Journal of International Economics*, n. 40, p. 209-244, 1996.

FRENKEL, Jacob (ed). *Exchange Rates and International Macroeconomics*. Chicago: University of Chicago Press, 1983b, p. 67-105.

FRIEDMAN, Milton. *Capitalismo e Liberdade*. 2ª edição. São Paulo: Nova Cultural, Série “Os Economistas”, 1985.

FROOT, Kenneth & ROGOFF, Kenneth. Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates. *NBER Working Paper* n. W4952, December 1994.

FRYDMAN, Roman & GOLDBERG, Michael D. *Imperfect knowledge economics*. Exchange rates and risk. Princeton University Press, 2007.

GARCIA, Márcio Gomes Pinto e OLIVARES, Gino. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 55, n. 2, Rio de Janeiro, abril/junho de 2001.

GARCIA, Márcio Gomes Pinto e URBAN, Fabio. *O mercado interbancário de câmbio no Brasil*. Texto Para Discussão n. 509. 2004. Departamento de Economia da PUC. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br> Acesso em março de 2009.

GAROFALO FILHO, Emilio. *Câmbios no Brasil: as peripécias da moeda nacional e da política cambial, 500 anos depois*. 5ª edição. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros/Cultura Editores Associados, 2004.

GOLUB, Stephen. Foreign-Currency Government Debt, Asset Markets, and the Balance of Payments. *Journal of International Money and Finance*, vol. 8, n.2, p. 285-294, June 1989.

GOODHART, C. News and the Foreign Exchange Market. *LSE Financial Markets Group Discussion*. Paper n. 71, 1989.

GOODHART, C. & FIGLIUOLI, L. Every Minute Counts in the Foreign Exchange Markets. *Journal of International Money and Finance*, vol. 10, p. 23-52, 1991.

GUDIN, Eugenio. *Princípios de Economia Monetária*. Vols. I e II. Rio de Janeiro: Agir, 1979.

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

HAFER, R.W. (ed). *How open is the US economy?* MA: Lexington Books, 1986, p. 33-67.

HALLWOOD, Paul C.; MACDONALD, Ronald; MARSH, W. Realignment expectations and the US dollar, 1890–1897: Was there a ‘Peso Problem’? *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, n. 3, December 2000.

HILL, Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, GEORGE G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 2003.

HOLLAND, Márcio. Exchange rate volatility and fear of floating in Brazil. *Economia. ANPEC*, vol.7, n. 2, p. 279-292, maio/agosto de 2006.

HOLLAND, Márcio e PEREIRA, Pedro L. Valls. Taxa de câmbio e paridade de poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 53, n. 3, p. 259-285, julho/setembro de 1999.

HUSTED, Steven & MACDONALD, Ronald. Monetary-based models of Exchange rate: a panel perspective. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, vol. 8, p. 1-19, 1998.

IGN, Agung. *Time series data analysis using EViews*. Singapore: John Wiley & Sons, 2009.

ISAR, Peter. *Exchange rate economics*. UK: Cambridge University Press, 1995.

KEARNEY, C. & MACDONALD, R. A Structural Portfolio Balance Model of the Sterling-Dollar Exchange Rate. *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 122, p. 478-496, 1986.

KILIAN, L. & TAYLOR, M. Why is it So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates? *Mimeo University of Warwick*, p. 29, 2001.

KOURI, P. Balance of payments and the foreign exchange market: a dynamic partial equilibrium model. Yale, Cowles Discussion papers, n. 510. (1978). In: BHANDARI, J. & PUTNAN, B. (Eds). *Economic interdependence and flexible exchange rates*. Cambridge, MIT Press 1983.

KRUGMAN, Paul R. & OBSTFELD, Maurice. *Economia internacional: Teoria e Política*. 5ª edição. São Paulo: Makron Books, 2001.

LARDIC, Sandrine & MIGNON, Valérie (eds). *Recent developments on exchange rates*. USA: Palgrave Macmillian, 2004.

LIMA, Fernando Carlos G de Cerqueira. Padrões monetários alternativos: considerações sobre o caso brasileiro. *Análise Econômica*, v. 13, p. 47-65, UFRGS, 1995.

LIPTON, Alexander. *Mathematical methods for foreign exchange*. A financial engineer's approach. World Scientific Publishing Co. Ltd. – UK, 2007.

LYONS, Richard K. *The microstructure approach to exchange rates*. The MIT Press, USA, 2001.

MACDONALD, Ronald. What determines real exchanges rates? The long and the short of it. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, n. 8, p. 117-153, North Holland - Elsevier Science, 1998.

MAESO-FERNANDEZ, Francisco; OSBAT, Chiara; SCHNATZ, Bernd. *Determinants of the euro real effective exchange rate: a BEER/PEER approach*. Australian Economics Papers. Blackwell Publishing Ltd/University of Adelaide and Flinders university of South Australia, 2002.

MARK, Nelson C. Exchanges rates and Fundamentals: evidence on long-horizon predictability. *The American Economic Review*, vol. 85, n. 1, p. 201-218, March 1995.

MAS-COLELL, Andreu; WHINSTON, Michael D; GREEN, Jerry R. Microeconomic theory. NY: Oxford University Press, 1995.

MATOS, Giordano Bruno Braz de Pinho e RESENDE, Marco Flávio da Cunha. *Determinantes da taxa de câmbio real no Brasil: 1971 – 2002*. Belo Horizonte: CEDELPAR/UFMG, março de 2005. Texto para Discussão n. 252. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20252.pdf> Acesso em março de 2009.

MEESE, Richard A. & ROGOFF, Kenneth. Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, vol., p. 3-24, North-Holland Publishing Company, 1983.

\_\_\_\_\_. Was it real? The Exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period. *Journal of Finance*, vol. 43, p. 933-948, 1988.

MOOSA, Imad A. *Exchange rate forecasting. Techniques and applications*. NY: St. Martin's press Scholarly and Reference Division, 2000.

MOURA, Marcelo L. & LIMA, Adauto R.S. Empirical exchange rate models fir: the cases of Brazil, July 2007. 4º Seminário de Economia de Belo Horizonte (19 a 21 de setembro). Disponível em: <http://www.cepe.ecn.br/seminarioiv/download/moura.pdf> Acesso em abril de 2009.

MUINHOS, Marcelo Kfoury; ALVES, Sergio Afonso Lago; RIELLA, Gil. Modelo macroeconômico com setor externo: endogeneização do prêmio de risco e do câmbio. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 33, n. 1, Rio de Janeiro, IPEA, abril de 2003.

OBSTFELD, Maurice. Floating Exchange rates: experience and prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p. 369-464, 1985.

\_\_\_\_\_. *Exchange rates, Inflation, and the Sterilization Problem: Germany, 1975-1981*. Working Paper n. 963, National Bureau of Economic Research, August, 1983.

OBSTFELD, Maurice & ROGOFF, Kenneth. *Exchange Rate Dynamics Redux*. NBER Working Paper n. W4693, March 1996.

\_\_\_\_\_. *Foundations of international macroeconomics*. The MIT Press, USA, 1996.

\_\_\_\_\_. *The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?* Working Paper, n. 7777. NBER, July 2000. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w7777> Acesso em maio de 2009.

OBSTFELD, Maurice & TAYLOR, Alan M. Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 11, n. 4, p. 441-479, December 1997.

PAULA, Luiz Fernando de; PIRES, Manoel Carlos de Castro; MEYER, Tiago Rinaldi. Regime cambial, taxa de câmbio e estabilidade macroeconômica no Brasil. Paper. *Fórum de Economia da EE/FGV*, São Paulo, setembro de 2008.

PERDOMO, Juan Pedro e BOTELHO, Fernando Balbino. Meese-Rogoff revisitados: uma análise empírica das projeções para a taxa de câmbio no Brasil. *Congresso ANPEC*, XXXV Encontro Nacional de Economia, Recife, 4 a 7 de dezembro de 2007.

PEREIRA, Lia Cecilia B. F. Valls. O Efeito Câmbio nas Exportações: o caso dos celulares. *Conjuntura Econômica*, vol. 60, p. 32-32, Rio de Janeiro, 2006.

\_\_\_\_\_. Os Saldos da Balança Comercial. *Conjuntura Econômica*, vol. 61, p. 128, Rio de Janeiro, 2007.

RAPACH, David E. & WOHAR, Mark E. Testing the monetary model of Exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, n. 58, p. 359-385, 2002.

ROGOFF, Kenneth. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, vol. 34, p. 647-668, 1996.

ROGOFF, Kenneth S. & STAVRAKEVA, Vera. *The Continuing Puzzle of Short horizon Exchange rate forecasting*. Working Paper, n. 14071, NBER, 2008.

- ROMER, David. *Advanced macroeconomics*. 2<sup>nd</sup> edition. McGraw-Hill Higher Educationa, USA, 2001.
- ROSENBERG, Michael R. *Exchange rate determination. Models and strategies for exchange-rate forecasting*. USA: McGraw-Hill, 2003.
- ROSSI, Barbara. Are Exchange rates really random walk? Some evidence robust to parameter instability. *Macroeconomics Dynamics*, n. 10, p. 20-38, USA, 2006.
- ROSSI, José W. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 21, n. 2, p. 397-412, Rio de Janeiro, IPEA, agosto de 1991.
- ROSSI, José W. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 26, n. 2, p. 155-182, Rio de Janeiro, IPEA, agosto de 1996.
- RESENDE, Marcelo & ZEIDAN, Rodrigo M. Expectations and chaotic dynamics: empirical evidence on exchange rates. Accepted manuscript. *Economics Letters*, Vol. 99, Issue 1, April 2008, p. 33-35.
- SACHS, Jeffrey D. & LARRAIN, Felipe B. *Macroeconomia em uma economia global*. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.
- SANT'ANNA, João Paulo da Fonseca. *Estudo da flutuabilidade do câmbio brasileiro*. Orientador Professor Dionísio D. Carneiro e Marcelo Cunha Medeiros. Rio de Janeiro: PUC, 2003. (Dissertação de Mestrado em Economia).
- SARNO, Lucio & TAYLOR, Mark P. *The economics of exchange rates*. UK: Cambridge University Press, 2002.
- SILVA, José Ailton Braga da. *Determinantes da taxa de câmbio real, teoria e evidências empíricas: uma aplicação para o Brasil*. Orientador Professor Mauricio Barata de Paula Pinto. Brasília: UNB, março de 2003. (Dissertação de Mestrado em Economia).
- SMITH, Warren L. & TEIGEN, Ronald L. (eds). *Reading in money, national income and stabilization policy*. USA: Richard D. Irwin, INC, 1965.
- SÖDERSTEN, Bo & REED, Geoffrey. *International Economics*, St.Martin's Press, 1994.
- TAYLOR, Mark P. The economics of Exchange rates. *Journal of Economics Literature*, vol. XXXIII, March 1995, p. 13-47.
- TAYLOR, Alan M. & TAYLOR, Mark P. The purchasing power parity debate. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, n. 04, p. 135-158, fall 2004.
- TAYLOR, M.; PEEL, D. & SARNO, L. Non-linear mean reversion in real exchange rates: towards a solution to the purchasing power parity puzzles. *CEPR Discussion Paper* n. 2658, 2001.
- VARIAN, Hal R. *Microeconomic analysis*. 3<sup>rd</sup> edition. NY: W.W. Norton & Company, 1992.

WALSH, Carl E. *Monetary Theory and Policy*. 2<sup>nd</sup> edition. The MIT Press, USA, 2003.

WILLIAMSON, John. *A economia aberta e a economia mundial*. Um texto de economia internacional. Rio de Janeiro: Campus, 1989.

\_\_\_\_\_. Exchange rate economics. Working Paper Series, WP 08 -3, *Peterson Institute for International Economics*, February 2008.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução À Econometria: uma Abordagem Moderna*. 1<sup>a</sup> edição. São Paulo: Thomson Learning, 2006.

ZINI JÚNIOR, Álvaro Antônio. *A taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. 2<sup>a</sup> edição. São Paulo: EDUSP, 1995.

\_\_\_\_\_. Teoria da determinação da taxa de câmbio. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 40, n. 3, p. 257-283, Rio de Janeiro, jul/set de 1986.

**ANEXO 1 – Principais “Dealers” – dezembro (anos selecionados 2000/2007)**

instituição	instituição	instituição	instituição	instituição	instituição	instituição	instituição
dez/00	dez/01	dez/02	dez/03	dez/04	dez/05	dez/06	dez/07
BCO DO BRASIL	BCO DO BRASIL	BCO DO BRASIL	BCO DO BRASIL	BCO DO BRASIL	BCO DO BRASIL	BCO DO BRASIL	CITIBANK
CITIBANK	CITIBANK	BRADESCO	BRADESCO	BRADESCO	BRADESCO	ABN AMRO REAL	BCO DO BRASIL
SANTANDER BRAS	BRADESCO	BCO ITAÚ	ABN AMRO REAL	CITIBANK	CITIBANK	BCO ITAÚ	BCO ITAÚ
BRADESCO	BCO ABN AMRO REAL	CITIBANK	CITIBANK	BCO INV CREDIT	ABN AMRO REAL	BRADESCO	BRADESCO
ABN AMRO REAL	BCO ITAÚ	ABN AMRO REAL	UNIBANCO	ABN AMRO REAL	HSBC BANK BRASIL	CITIBANK	HSBC BANK BRASIL
UNIBANCO	UNIBANCO	UNIBANCO	ITAUBANK	BCO ITAÚ	BCO VOTORANTIM	BCO BBM	ABN AMRO REAL
BANKBOSTON	SUDAMERIS	SUDAMERIS	BCO WESTLB	SANTANDER	SANTANDER	HSBC BANK BRASIL	BCO BNP PARIBAS
BCO ITAÚ	SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER	UNIBANCO	BCO BNP PARIBAS	BCO BNP PARIBAS	BCO BBM
BCO SAFRA	BANKBOSTON	BCO FIBRA	BCO ITAÚ	BCO BNP PARIBAS	BCO BBM	SANTANDER	SANTANDER
SUDAMERIS	UBS PACTUAL	BCO VOTORANTIM	BCO VOTORANTIM	ITAUBANK	UBS PACTUAL	UNIBANCO	UNIBANCO

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/pec/dealers/>)

## ANEXO 2 – Tabela 4 (a e b) - Resultados dos Modelos AR (a) e MA (b)

a)

	AR (1)	AR (1) (2)	AR (1) (2) (3)	AR (1) (2) (3) (4)	AR (1) (2) (4)	AR (1) (3) (4)	AR (1) (3)	AR (1) (4)	AR (2)	AR (2) (3)***	AR (2) (3) (4)	AR (2) (4)	AR (3)	AR (3) (4)***	AR (4)
$\alpha_0$	2.345777 (0.385503)	2.289801 (0.530017)	2.421244 (0.325604)	2.453720 (0.271040)	2451668 (0.271380)				2.323518 (0.320830)	2.377193 (0.278285)	2.441871 (0.207999)	2.442703 (0.204179)	2.367304 (0.226326)	2.402586 (0.206241)	2.397073 (0.179474)
$\alpha_1$	0.961692 (0.028055)	0.772136 (0.096491)	0.831835 (0.093730)	0.775493 (0.099079)	0.736584 (0.094601)				-	-	-	-	-	-	-
$\alpha_2$	-	0.199681 (0.096835)	0.379908 (0.116893)	0.452584 (0.124512)	0.414653 (0.121319)	-	-	-	0.941678 (0.035375)	1.022302 (0.121849)	1.097684 (0.118148)	1.165674 (0.09297)	-	-	-
$\alpha_3$	-	-	-0.254614 (0.094073)	-0.156815 (0.122513)	-	-0.050827 (0.126050)	-0.067001 (0.077683)	-	-	-0.088977 (0.122404)	0.137389 (0.147615)	-	0.893799 (0.045949)	0.985353 (0.157576)	-
$\alpha_4$	-	-	-	0.122931 (0.097067)	-0.202988 (0.074466)	-0.011698 (0.097580)	-	-0.042407 (0.060752)	-	-	-0.320171 (0.118668)	-0.252314 (0.093568)	-	-0.101739 (0.157981)	0.843209 (0.053993)
Correl. Res* lag / prob > 0.05	37.845 / 27 (0.063)	9.3959 / 6 (0.052)**	1.4661 / 4 (0.226)	2.3922 / 5 (0.122)	3.5962 / 4 (0.058)					non	non	non	non	non	non
AIC	-0.911052	-0.924815	-1.015456	-1.014532	-1.017,350				-0.460209	-0.457991	-0.552073	-0.562678	0.047753	0.050980	0.359001
SBC	-0.861092	-0.849435	-0.914353	-0.887398	-0.915642				-0.409956	-0.382163	-0.450365	-0.486398	0.098305	0.12726	0.409854
R <sup>2</sup> ajust	0.91719	0.919548	0.926756	0.926668	0.926200				0.870785	0.870916	0.882476	0.882632	0.783953	0.78741	0.702214
D-W	2.376885	1.832459	2.101015	1.982898	1,927,498				0.873225	0.998379	1.065892	1.142596	0.70333	0.818088	0.46573
Inver AR Roots	0.96	0.98	0.95	0.93	.93				.98	0.96	0.94	.94	.96	.96	.96
Inver AR Roots	-	-0.2	0.46	0.65	.66				.97	0.09	0.56	.54	-.48+83i	.10	.00-96i
Inver AR Roots	-	-	-0.58	-0.4+12i	-.43-.38i				-	-1.05	0,75+24i	-.54	-.48-83i	-.53+86i	.00+96i
Inver AR Roots	-	-	-	-0.4-2i	-.43-.38i				-	-	0,75-24i	-.94	-	-.53-86i	-.96
Obs: * Q - Statistics Obs: ** comportamento oscilante. Obs: *** processo não-estacionário Entre parenteses, Correlação Residual, a probabilidade. Entre parenteses, abaixo do coeficiente, o erro-padrão. Em vermelho, não significante estatisticamente															

b)

	MA (1)	MA (1) (2)	MA (1) (2) (3)	MA (1) (2) (3) (4)	MA (1) (3)	MA (1) (3) (4)	MA (1) (4)	MA (2)	MA (2) (3)	MA (2) (3) (4)	MA (2) (4)	MA (3)	MA (3) (4)	MA (4)
$\alpha_0$	2.389977 (0.056689)	2.378646 (0.061379)	2.381203 (0.071554)	2.382487 (0.082894)	2.387173 (0.05084)	2.378550 (0.67044)	2.385671 (0.60890)	2387590 (0.056697)	2.386467 (0.058944)	2.387126 (0.063045)	2.385572 (0.064014)	2384195 (0.058373)	2.3799901 (0.059445)	2384480 92.384480)
$\alpha_1$	0.741892 (0.064245)	0.789618 (0.041616)	1.074043 (0.076928)	1.181887 (0.093107)	0.445440 (0.211819)	0.502148 (0.068029)	0.78133 (0.52422)	-	-	-	-	-	-	-
$\alpha_2$	-	0.852025 (0.050625)	1.091096 (0.071394)	1.333873 (0.124698)	-	-	-	0.786049 (0.059867)	0.650087 (0.061728)	0.956938 (0.034313)	0.869631 (0.049862)	-	-	-
$\alpha_3$	-	-	0.505956 (0.078155)	0.747249 (0.127488)	0.327023 (0.212038)	0.704993 (0.040845)	-	-	0.314735 (0.061929)	-0.092634 (0.033450)	-	0.765607 (0.063277)	0.774813 (0.038762)	-
$\alpha_4$	-	-	-	0.223278 (0.094031)	-	0.728546 (0.065321)	0.326195 (0.052580)	-	-	0.870970 (0.040639)	0.861554 (0.048105)	-	0.252633 (0.04109)	0.771494 (0.057694)
Correl. Res* lag / prob > 0.05	non	non	non	non	non									
AIC	0.690862	0.026472	-0.319702	-0.415312	0.684329	0.004680	0.433413	0.642995	0.538023	0.018403	0.050866	0.727131	0.491833	0.779123
SBC	0.740531	0.100976	-0.220364	-0.291139	0.758872	0.104019	0.540917	0.692664	0.615526	0.117742	0.125370	0.776800	0.566336	0.828792
R <sup>2</sup> ajust	0.587456	0.78962	0.852506	0.867136	0.539815	0.795989	0.679467	0.606738	0.649113	0.798969	0.784425	0.572219	0.664952	0.549389
D-W	0.783826	0.937885	1.477439	1.809445	0.698454	1.097,777	1.011075	0.386146	0.412805	0.541966	0.603268	0.557578	0.404482	0.487261
Inver AR Roots	-0.74	-.39-.83i	-0.22+0.87i	-.16-.86i	.21-.57i	.54+.82i	.39+.50i		.20-.87i	.48+.81i	.50-.83i	.46+.79i	.55+.81i	.66-.66i
Inver AR Roots	-	-.39+.83i	-0.22+0.87i	-.16+.86i	.21+.57i	.54-.82i	.39-.50i		.20+.87i	.48-.81i	.50+.83i	.46-.79i	.55-.81i	.66-.66i
Inver AR Roots	-	-	-.62	-.43+33i	-.087	-.79-.36i	-.78-.45i		-.39	-.48+.87i	.50-.83i	-.91	-.34	.66+.66i
Inver AR Roots	-	-	-	-.43-.33i	-	-.79+.36i	-.78+.45i		-	-.48-.87i	.50+.83i	-	-.76	.66+.66i
Obs: * Q - Statistics														
Entre parenteses, Correlação Residual, a probabilidade.														
Entre parenteses, abaixo do coeficiente, o erro-padrão.														

Elaboração do autor

## ANEXO 3 - Índices Mensais Utilizados (EUA): Período 1999 – 2007

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Year
							1999						1999
CPI	119.3	122.9	131.9	131.9	131.9	135.8	139.1	145.7	148.3	149.2	149.2	153.7	138.2
PPI MANU	126.2	125.9	126.3	127.4	127.7	127.8	128.3	129.0	129.7	130.2	130.3	130.5	128.3
PPIACO	122.9	122.3	122.6	123.6	124.7	125.2	125.7	126.9	128.0	127.7	128.3	127.8	125.5
							2000						2000
CPI	162.8	176.2	177.2	179.3	188.7	193.1	193.1	203.1	206.6	207.8	206.6	219.7	192.8
PPI MANU	130.8	132.2	132.9	132.6	133.1	134.2	133.9	133.5	134.7	134.9	134.9	134.3	133.5
PPIACO	128.3	129.8	130.8	130.7	131.6	133.8	133.7	132.9	134.7	135.4	135.0	136.2	132.7
							2001						2001
CPI	228.5	233.7	242.9	253.9	258.2	251.0	251.0	262.3	253.5	249.2	239.3	244.8	247.3
PPI MANU	134.8	134.8	134.5	135.6	136.5	135.8	134.4	134.6	135.6	133.7	132.7	131.6	134.5
PPIACO	140.0	137.4	135.9	136.4	136.8	135.5	133.4	133.4	133.3	130.3	129.8	128.1	134.2
							2002						2002
CPI	254.4	268.7	283.8	283.8	285.4	288.5	298.1	303.1	308.1	308.1	301.3	314.6	291.5
PPI MANU	131.7	132.0	132.8	133.8	133.5	133.6	133.6	133.7	135.0	135.6	134.6	134.0	133.7
PPIACO	128.5	128.4	129.8	130.8	130.8	130.9	131.2	131.5	132.3	133.2	133.1	132.9	131.1
							2003						2003
CPI	338.9	359.2	351.4	345.7	349.5	353.3	366.7	378.6	374.6	364.4	360.5	378.1	360.1
PPI MANU	135.7	137.6	138.7	136.3	135.8	136.3	136.4	137.0	137.1	138.2	137.7	137.7	137.0
PPIACO	135.3	137.6	141.2	136.8	136.7	138.0	137.7	138.0	138.5	139.3	138.9	139.5	138.1
							2004						2004
CPI	398.5	424.2	437.8	463.4	478.1	470.5	473.0	483.0	508.4	511.1	492.3	502.7	470.2
PPI MANU	138.9	139.3	140.3	141.8	143.3	142.9	143.2	143.7	144.2	146.5	146.1	145.0	142.9
PPIACO	141.4	142.1	143.1	144.8	146.8	147.2	147.4	148.0	147.7	150.0	151.4	150.2	146.7
							2005						2005
CPI	531.7	573.3	611.8	605.5	608.7	636.8	669.4	751.2	766.3	704.8	676.2	727.8	655.3
PPI MANU	146.2	147.0	148.9	149.6	149.4	149.6	151.0	151.8	154.2	156.6	152.7	152.8	150.8
PPIACO	150.9	151.6	153.7	155.0	154.3	154.3	156.3	157.6	162.2	166.2	163.7	163.0	157.4
							2006						2006
CPI	742.5	783.6	850.2	892.4	910.1	937.0	955.4	908.5	859.3	846.5	859.1	885.3	869.2
PPI MANU	154.1	153.5	155.0	157.2	158.5	159.5	159.4	159.8	156.8	155.9	156.4	156.9	156.9
PPIACO	164.3	161.8	162.2	164.3	165.8	166.1	166.8	167.9	165.4	162.2	164.6	165.6	164.8
							2007						2007
CPI	932.7	1017.6	1083.7	1150.0	1172.2	1169.3	1147.8	1179.5	1204.7	1276.2	1267.7	1330.7	1161.0
PPI MANU	156.4	157.7	160.1	162.2	163.8	163.7	164.9	163.0	163.7	164.5	168.0	166.9	162.9
PPIACO	164.0	166.8	169.3	171.4	173.3	173.8	175.1	172.4	173.5	174.7	179.0	178.6	172.7

Fonte: FRED (FED) - USA

### ANEXO 4 - Índices Mensais Utilizados (Brasil): Período 1999 – 2007 (IPEA)

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Year
							1999						1999
IGP-DI	148.9	155.5	158.6	158.6	158.1	159.7	162.3	164.6	167.0	170.2	174.5	176.6	162.9
IGP-OG	147.5	154.0	157.0	157.0	156.5	158.1	160.6	162.9	165.3	168.4	172.7	174.8	161.2
IPA-OG transf	126.4	133.5	137.8	139.8	140.7	142.0	144.9	148.1	151.0	154.3	157.7	159.3	144.6
							2000						2000
IGP-DI	178.5	178.8	179.1	179.4	180.6	182.2	186.4	189.7	191.0	191.8	192.5	194.0	185.3
IGP-OG	176.6	176.9	177.3	177.5	178.7	180.3	184.4	187.7	189.0	189.7	190.4	191.9	183.4
IPA-OG transf	161.0	162.0	163.1	163.7	164.8	165.8	169.9	173.0	174.0	174.6	175.6	177.7	168.8
							2001						2001
IGP-DI	194.9	195.6	197.2	199.4	200.3	203.2	206.5	208.3	209.1	212.1	213.8	214.1	204.5
IGP-OG	192.8	193.5	195.0	197.2	198.1	201.0	204.2	206.1	206.8	209.8	211.4	211.8	202.3
IPA-OG transf	179.0	179.6	180.1	181.0	181.9	184.9	188.4	190.4	191.8	195.5	196.8	196.3	187.1
							2002						2002
IGP-DI	214.5	214.9	215.2	216.7	219.1	222.9	227.4	232.8	239.0	249.0	263.6	270.7	232.1
IGP-OG	212.2	212.6	212.9	214.3	216.7	220.4	224.9	230.2	236.3	246.2	260.5	267.5	229.6
IPA-OG transf	195.6	196.2	196.2	198.8	201.7	205.1	209.6	214.8	221.4	232.4	249.0	257.0	214.8
							2003						2003
IGP-DI	276.6	281.0	285.6	286.8	284.9	282.9	282.3	284.1	287.1	288.3	289.7	291.5	285.1
IGP-OG	273.4	277.7	282.3	283.5	281.6	279.7	279.1	280.9	283.8	285.0	286.4	288.1	281.8
IPA-OG transf	263.9	268.9	275.5	276.9	273.8	270.4	268.5	269.2	270.2	270.4	271.8	273.9	271.1
							2004						2004
IGP-DI	293.8	297.0	299.7	303.2	307.6	311.6	315.1	319.2	320.8	322.5	325.1	326.8	311.9
IGP-OG	290.4	293.6	296.3	299.7	304.1	308.0	311.4	315.5	317.0	318.7	321.3	323.0	308.3
IPA-OG transf	277.3	283.6	286.0	291.3	295.0	300.9	306.3	312.6	316.3	322.1	326.2	327.6	303.8
							2005						2005
IGP-DI	327.9	329.2	332.5	334.2	333.3	331.8	330.5	327.9	327.5	329.5	330.6	330.8	330.5
IGP-OG	324.1	325.4	328.6	330.3	329.5	328.0	326.7	324.1	323.7	325.7	326.8	327.0	326.7
IPA-OG transf	328.7	329.1	330.0	333.0	331.6	329.2	328.1	326.1	328.3	331.1	331.5	330.1	329.7
							2006						2006
IGP-DI	333.2	333.0	331.5	331.6	332.9	335.1	335.6	337.0	337.8	340.5	342.5	343.4	336.2
IGP-OG	329.4	329.2	327.7	327.8	329.1	331.2	331.8	333.1	333.9	336.6	338.5	339.4	332.3
IPA-OG transf	332.9	333.3	333.2	333.4	335.4	338.0	338.0	339.1	339.2	339.0	339.7	340.9	336.9
							2007						2007
IGP-DI	344.9	345.7	346.4	346.9	347.4	348.3	349.6	354.5	358.6	361.3	365.1	370.5	353.3
IGP-OG	340.9	341.7	342.4	342.9	343.4	344.3	345.6	350.4	354.5	357.1	360.9	366.2	349.2
IPA-OG transf	340.8	340.5	341.1	343.8	346.0	345.8	345.9	348.2	349.4	351.0	352.8	356.6	346.8

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec		Year	
							1999								1999
INPC	1474.6	1493.6	1512.7	1519.8	1520.6	1521.7	1532.9	1541.3	1547.3	1562.2	1576.9	1588.6		1532.7	
IPA-DI	136.8	146.3	150.5	150.0	148.7	150.8	153.8	157.1	160.7	164.9	170.8	173.5		155.3	
IPC	167.0	169.3	170.9	171.8	172.0	173.1	175.2	176.0	176.3	178.0	180.0	181.0		174.2	
IPCA	1468.4	1483.8	1500.2	1508.5	1513.1	1516.0	1532.5	1541.1	1545.8	1564.2	1579.1	1588.6		1528.4	
							2000								2000
INPC	1598.2	1599.0	1601.1	1602.6	1601.8	1606.6	1628.9	1648.6	1655.7	1658.4	1663.2	1672.3		1628.0	
IPA-DI	175.3	175.6	175.5	175.5	176.7	179.3	184.3	189.0	191.0	192.1	192.8	194.5		183.5	
IPC	182.9	183.0	183.9	184.4	185.1	185.1	188.6	190.2	190.3	190.3	191.1	192.3		187.3	
IPCA	1598.4	1600.5	1604.0	1610.8	1610.9	1614.6	1640.6	1662.1	1665.9	1668.3	1673.6	1683.5		1636.1	
							2001								2001
INPC	1685.2	1693.5	1701.6	1715.9	1725.7	1736.0	1755.3	1769.1	1776.9	1793.6	1816.8	1830.2		1750.0	
IPA-DI	195.2	195.8	197.8	200.6	200.9	204.9	208.8	211.2	212.2	216.2	217.8	217.6		206.6	
IPC	193.5	194.3	195.4	197.0	197.8	198.9	201.6	202.7	202.9	204.4	206.1	207.5		200.2	
IPCA	1693.1	1700.9	1707.3	1717.2	1724.3	1733.2	1756.3	1768.6	1773.5	1788.2	1800.9	1812.7		1748.0	
							2002								2002
INPC	1849.8	1855.5	1867.0	1879.7	1881.4	1892.9	1914.7	1931.1	1947.2	1977.7	2044.8	2100.0		1928.5	
IPA-DI	217.3	217.6	217.3	219.0	221.8	227.3	233.7	241.5	250.7	265.8	285.6	294.6		241.0	
IPC	209.2	209.5	210.4	211.9	212.5	213.6	215.8	217.5	218.9	221.4	228.4	232.8		216.8	
IPCA	1822.1	1828.6	1839.6	1854.3	1858.2	1866.0	1888.2	1900.5	1914.2	1939.3	1997.8	2039.8		1895.7	
							2003								2003
INPC	2151.8	2183.3	2213.2	2243.7	2265.9	2264.6	2265.5	2269.6	2288.2	2297.1	2305.6	2318.0		2255.5	
IPA-DI	301.1	306.3	312.2	312.4	307.1	303.6	301.8	303.9	307.8	309.3	310.7	313.0		307.4	
IPC	238.2	241.5	244.0	246.8	248.5	248.1	248.9	249.3	251.2	251.7	252.5	253.6		247.9	
IPCA	2085.7	2118.4	2144.5	2165.3	2178.5	2175.2	2179.6	2187.0	2204.1	2210.4	2218.0	2229.5		2174.7	
							2004								2004
INPC	2337.3	2346.4	2359.8	2369.4	2378.9	2390.8	2408.3	2420.3	2424.4	2428.5	2439.2	2460.2		2397.0	
IPA-DI	315.4	319.9	323.4	328.4	334.0	339.3	343.8	349.3	351.6	353.7	357.3	359.0		339.6	
IPC	256.4	257.1	258.3	259.1	260.9	262.9	264.5	266.6	266.6	266.8	267.8	269.5		263.0	
IPCA	2246.4	2260.1	2270.8	2279.2	2290.8	2307.0	2328.0	2344.1	2351.8	2362.2	2378.5	2398.9		2318.1	
							2005								2005
INPC	2474.2	2485.1	2503.2	2526.0	2543.7	2540.9	2541.7	2541.7	2545.5	2560.2	2574.1	2584.3		2535.0	
IPA-DI	359.2	360.6	364.7	366.0	362.4	359.5	357.1	353.3	352.4	355.1	356.0	355.5		358.5	
IPC	271.8	273.0	274.9	277.3	279.5	279.4	279.7	278.5	278.8	279.9	281.5	282.8		278.1	
IPCA	2412.8	2427.1	2441.9	2463.1	2475.2	2474.7	2480.9	2485.1	2493.8	2512.5	2526.3	2535.4		2477.4	
							2006								2006
INPC	2594.2	2600.1	2607.2	2610.3	2613.7	2611.9	2614.7	2614.2	2618.4	2629.6	2640.7	2657.1		2617.7	
IPA-DI	358.4	357.9	355.0	354.5	356.1	359.9	360.4	362.4	363.4	367.6	370.4	370.8		361.4	
IPC	284.7	284.7	285.3	286.3	285.7	284.6	284.7	285.2	285.7	286.1	286.8	288.6		285.7	
IPCA	2550.4	2560.8	2571.8	2577.2	2579.8	2574.4	2579.3	2580.6	2586.0	2594.5	2602.6	2615.1		2581.0	
							2007								2007
INPC	2670.1	2681.3	2693.1	2700.1	2707.1	2715.5	2724.2	2740.3	2747.1	2755.3	2767.2	2794.0		2724.6	
IPA-DI	372.0	372.7	373.1	373.1	373.0	373.4	374.9	382.3	388.5	392.5	398.2	405.8		381.6	
IPC	290.6	291.6	293.0	293.9	294.6	295.9	296.7	297.9	298.6	299.0	299.8	301.9		296.1	
IPCA	2626.6	2638.1	2647.9	2654.5	2661.9	2669.4	2675.8	2688.4	2693.2	2701.3	2711.6	2731.6		2675.0	

Elaboração do autor

## ANEXO 5 – Cotações Fim de Mês - PTAX Venda e Compra (Brasil): 1999 – 2007

Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
						1999					
1.98	2.06	1.72	1.66	1.72	1.77	1.79	1.92	1.92	1.95	1.92	1.79
1.98	2.06	1.72	1.66	1.72	1.77	1.79	1.92	1.92	1.95	1.92	1.79
						2000					
1.80	1.77	1.75	1.81	1.83	1.80	1.77	1.82	1.84	1.91	1.96	1.96
1.80	1.77	1.75	1.81	1.83	1.80	1.77	1.82	1.84	1.91	1.96	1.95
						2001					
1.97	2.05	2.16	2.18	2.36	2.30	2.43	2.55	2.67	2.71	2.53	2.32
1.97	2.04	2.16	2.18	2.36	2.30	2.43	2.55	2.67	2.71	2.53	2.32
						2002					
2.42	2.35	2.32	2.36	2.52	2.84	3.43	3.02	3.89	3.65	3.64	3.53
2.42	2.35	2.32	2.36	2.52	2.84	3.43	3.02	3.89	3.64	3.64	3.53
						2003					
3.53	3.56	3.35	2.89	2.97	2.87	2.97	2.97	2.92	2.86	2.95	2.89
3.53	3.56	3.35	2.89	2.96	2.87	2.96	2.97	2.92	2.86	2.95	2.89
						2004					
2.94	2.91	2.91	2.94	3.13	3.11	3.03	2.93	2.86	2.86	2.73	2.65
2.94	2.91	2.91	2.94	3.13	3.11	3.03	2.93	2.86	2.86	2.73	2.65
						2005					
2.62	2.60	2.67	2.53	2.40	2.35	2.39	2.36	2.22	2.25	2.21	2.34
2.62	2.59	2.67	2.53	2.40	2.35	2.39	2.36	2.22	2.25	2.21	2.34
						2006					
2.22	2.14	2.17	2.09	2.30	2.16	2.18	2.14	2.17	2.14	2.17	2.14
2.22	2.13	2.17	2.09	2.30	2.16	2.18	2.14	2.17	2.14	2.17	2.14
						2007					
2.12	2.12	2.05	2.03	1.93	1.93	1.88	1.96	1.84	1.74	1.78	1.77
2.12	2.12	2.05	2.03	1.93	1.93	1.88	1.96	1.84	1.74	1.78	1.77

Fonte: Banco Central do Brasil

Matriz de Correlação PTAX venda (VEN) e PTAX compra (COM)

	PTAX VEN	PTAX COM
PTAX VEN	1	1
PTAX COM	1	1

**ANEXO 6 – Abordagem Monetária. Dados Utilizados. Fim de Mês. (a) Brasil e (b) EUA: 1999 – 2007**

**a)**

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Year
							1999						1999
Brazil M1	37.9	39.1	38.5	38.2	38.2	39.0	40.5	41.3	40.9	41.5	43.0	44.1	40.2
Produção Brazil	78.9	76.7	79.1	79.2	81.3	79.8	79.3	81.2	81.5	83.1	82.2	82.9	80.5
Interest rate RSB	38.3	41.0	46.0	38.9	29.7	24.5	23.2	21.9	21.8	21.3	21.3	21.4	29.1
							2000						2000
Brazil M1	44.9	44.4	44.5	45.8	46.4	46.9	48.1	49.0	50.1	51.7	52.4	52.7	48.1
Produção Brazil	82.5	84.4	82.3	83.9	84.2	86.6	87.2	86.2	85.7	87.6	86.5	91.4	85.7
Interest rate RSB	21.3	21.3	21.2	21.0	20.9	20.4	19.2	18.9	18.9	18.9	18.8	18.5	19.9
							2001						2001
Brazil M1	53.1	54.5	56.0	56.7	57.3	57.5	57.6	58.1	58.5	58.5	58.4	58.9	57.1
Produção Brazil	89.3	89.5	89.5	88.8	88.0	87.4	87.7	87.5	85.8	83.2	84.9	85.1	87.2
Interest rate RSB	17.8	17.5	17.7	18.3	18.8	19.6	20.9	21.4	21.4	21.4	21.4	21.4	19.8
							2002						2002
Brazil M1	59.9	60.4	61.5	63.7	64.9	66.9	70.1	72.5	74.5	75.8	76.4	76.5	68.6
Produção Brazil	87.1	88.5	88.0	91.8	87.5	88.4	89.2	88.8	90.4	91.6	91.9	90.1	89.4
Interest rate RSB	21.4	21.4	21.1	19.6	19.5	19.3	25.3	24.9	25.0	26.8	28.5	30.4	23.6
							2003						2003
Brazil M1	75.8	74.9	74.5	73.9	73.2	73.4	73.4	72.8	72.7	73.0	74.8	77.2	74.1
Produção Brazil	89.1	91.0	87.0	87.4	87.1	86.8	86.7	88.3	91.8	93.1	94.4	92.3	89.6
Interest rate RSB	32.6	33.2	33.9	33.9	33.9	33.7	32.9	30.9	28.3	26.7	25.4	23.9	30.8
							2004						2004
Brazil M1	79.0	80.9	82.6	84.2	86.7	88.3	88.9	90.4	92.4	93.8	93.9	92.5	87.8
Produção Brazil	92.8	91.3	95.6	94.6	96.7	96.0	97.7	98.7	99.0	98.8	98.9	99.7	96.6
Interest rate RSB	23.3	23.3	23.2	22.9	22.7	22.7	22.7	22.8	23.1	23.4	24.0	24.6	23.2
							2005						2005
Brazil M1	94.2	97.0	98.2	99.1	99.7	100.7	101.0	101.2	100.5	101.1	103.3	103.9	100.0
Produção Brazil	100.4	97.5	96.5	101.8	100.4	102.4	100.3	100.6	99.6	99.3	99.7	102.6	100.1
Interest rate RSB	25.0	25.6	26.1	26.5	26.8	26.9	26.9	26.9	26.8	26.4	26.0	25.3	26.3
							2006						2006
Brazil M1	104.9	107.2	108.9	110.2	112.2	113.7	114.8	117.0	119.9	122.7	124.4	124.8	115.1
Produção Brazil	101.9	103.0	102.7	101.3	103.6	101.6	103.8	102.9	102.8	103.0	104.5	104.8	103.0
Interest rate RSB	24.7	24.3	23.7	23.2	22.6	22.1	21.9	21.5	21.0	20.8	20.5	20.0	22.2
							2007						2007
Brazil M1	126.1	127.1	129.8	134.2	136.5	139.2	143.1	146.1	148.0	150.3	153.1	159.9	141.1
Produção Brazil	104.6	106.1	107.5	106.8	108.0	109.1	109.3	110.7	110.2	112.3	111.8	111.3	109.0
Interest rate RSB	19.9	19.7	19.5	19.3	19.2	18.8	18.4	18.1	17.9	17.9	17.9	17.9	18.7

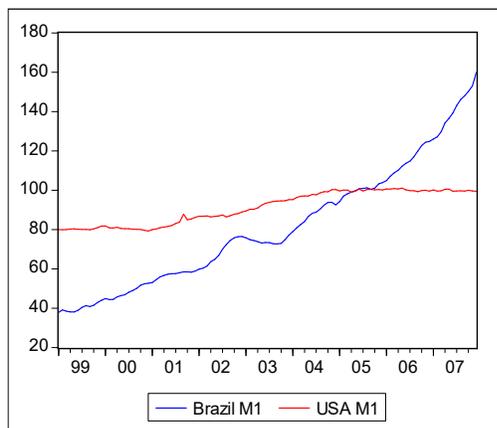
b)

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Year
							1999						1999
USA M1	80.0	80.0	80.0	80.3	80.4	80.2	80.1	80.1	79.9	80.4	81.1	81.8	80.4
Interest rate USD	4.63	4.76	4.81	4.74	4.74	4.76	4.99	5.07	5.22	5.20	5.42	5.30	4.97
Produção USA	90.9	91.3	91.5	91.7	92.3	92.2	92.8	93.3	92.9	94.2	94.7	95.5	92.8
							2000						2000
USA M1	81.8	80.9	80.8	81.2	80.6	80.4	80.4	80.2	80.1	80.1	79.6	79.3	80.5
Interest rate USD	5.45	5.73	5.85	6.02	6.27	6.53	6.54	6.50	6.52	6.51	6.51	6.40	6.24
Produção USA	95.5	95.9	96.3	96.9	97.1	97.2	97.0	96.8	97.2	96.9	96.9	96.5	96.7
							2001						2001
USA M1	80.0	80.3	80.9	81.3	81.6	82.1	83.1	83.8	87.8	85.0	85.4	86.2	83.1
Interest rate USD	5.98	5.49	5.31	4.80	4.21	3.97	3.77	3.65	3.07	2.49	2.09	1.82	3.89
Produção USA	95.8	95.2	94.9	94.7	94.0	93.4	93.0	92.6	92.3	91.8	91.3	91.3	93.4
							2002						2002
USA M1	86.8	86.8	87.0	86.5	86.7	86.9	87.4	86.5	87.1	87.8	88.2	89.0	87.2
Interest rate USD	1.73	1.74	1.73	1.75	1.75	1.75	1.73	1.74	1.75	1.75	1.34	1.24	1.67
Produção USA	91.8	91.8	92.5	92.8	93.2	94.1	93.8	93.9	93.9	93.7	94.1	93.6	93.3
							2003						2003
USA M1	89.4	90.3	90.3	91.0	92.4	93.3	93.9	94.3	94.6	94.6	94.6	95.3	92.8
Interest rate USD	1.24	1.26	1.25	1.26	1.26	1.22	1.01	1.03	1.01	1.01	1.00	0.98	1.13
Produção USA	94.3	94.6	94.5	93.7	93.7	93.8	94.2	94.1	94.7	94.8	95.6	95.5	94.5
							2004						2004
USA M1	95.2	96.4	97.0	97.1	97.1	97.9	97.7	98.6	99.2	99.2	100.3	100.3	98.0
Interest rate USD	1.00	1.01	1.00	1.00	1.00	1.03	1.26	1.43	1.61	1.76	1.93	2.16	1.35
Produção USA	95.8	96.3	95.7	96.2	96.9	96.0	96.7	96.9	96.9	97.8	98.0	98.7	96.8
							2005						2005
USA M1	99.6	100.1	100.1	99.0	99.5	100.5	99.6	100.3	100.4	100.2	100.4	100.2	100.0
Interest rate USD	2.28	2.50	2.63	2.79	3.00	3.04	3.26	3.50	3.62	3.78	4.00	4.16	3.21
Produção USA	99.1	99.8	99.7	99.6	99.9	100.3	100.2	100.4	98.7	99.8	100.9	101.6	100.0
							2006						2006
USA M1	100.6	100.6	100.9	100.6	101.1	100.2	99.8	99.8	99.3	99.8	100.0	99.6	100.2
Interest rate USD	4.29	4.49	4.59	4.79	4.94	4.99	5.24	5.25	5.25	5.25	5.25	5.24	4.96
Produção USA	101.6	101.6	101.8	102.1	102.0	102.5	102.7	102.9	102.6	102.4	102.2	103.1	102.3
							2007						2007
USA M1	100.1	99.6	99.7	100.5	100.6	99.5	99.6	99.7	99.6	100.0	99.6	99.5	99.8
Interest rate USD	5.25	5.26	5.26	5.25	5.25	5.25	5.26	5.02	4.94	4.76	4.49	4.24	5.02
Produção USA	102.5	103.4	103.2	103.6	103.7	103.7	104.0	104.1	104.5	103.9	104.5	104.8	103.8

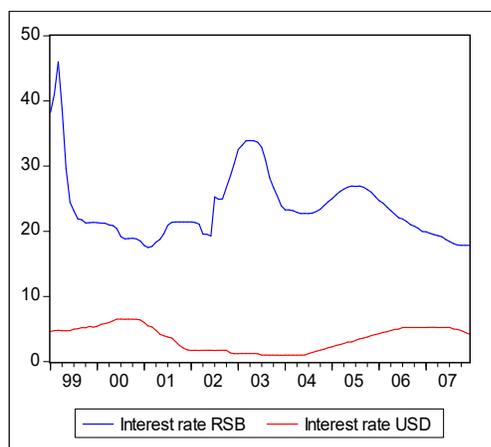
Fonte: Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)

**ANEXO 7 – Gráficos. Trajetória. Fim de Mês – Abordagem Monetária Brasil e EUA: 1999 – 2007**

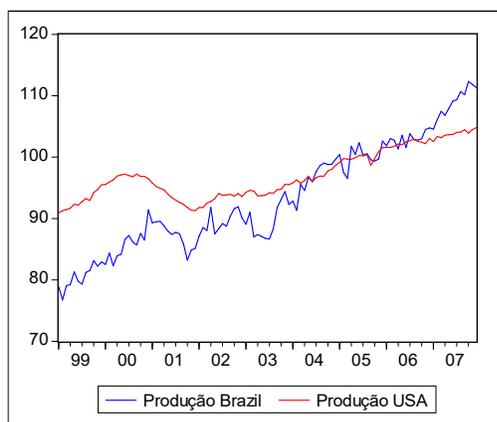
**(a) Meios de Pagamento M1: USD milhões**



**(b) Taxa de Juros: Taxa “over” mês % anual**



**(c) Índice de Produção Industrial Mensal**



Fonte: EViews com dados da OCDE. MEI

## ANEXO 8 – EMBI “plus”. Fim de Mês – Abordagem Híbrida. Brasil: 1999 – 2007

EMBIPLUS	1507.0	1376.0	1041.0	873.0	1066.0	957.0	1053.0	1124.0	984.0	851.0	806.0	644.0		1023.5	
DIFEMBI	--	-131.0	-335.0	-168.0	193.0	-109.0	96.0	71.0	-140.0	-133.0	-45.0	-162.0		-78.5	
LOGEMBI	7.32	7.23	6.95	6.77	6.97	6.86	6.96	7.02	6.89	6.75	6.69	6.47		6.91	
							2000								2000
EMBIPLUS	758.0	688.0	679.0	742.0	792.0	722.0	712.0	672.0	705.0	758.0	829.0	749.0		733.8	
DIFEMBI	114.0	-70.0	-9.0	63.0	50.0	-70.0	-10.0	-40.0	33.0	53.0	71.0	-80.0		8.8	
LOGEMBI	6.63	6.53	6.52	6.61	6.67	6.58	6.57	6.51	6.56	6.63	6.72	6.62		6.60	
							2001								2001
EMBIPLUS	677.0	753.0	811.0	812.0	858.0	847.0	972.0	954.0	1165.0	1163.0	976.0	863.0		904.3	
DIFEMBI	-72.0	76.0	58.0	1.0	46.0	-11.0	125.0	-18.0	211.0	-2.0	-187.0	-113.0		9.5	
LOGEMBI	6.52	6.62	6.70	6.70	6.75	6.74	6.88	6.86	7.06	7.06	6.88	6.76		6.79	
							2002								2002
EMBIPLUS	866.0	785.0	718.0	849.0	981.0	1548.0	2341.0	1630.0	2395.0	1742.0	1606.0	1446.0		1408.9	
DIFEMBI	3.0	-81.0	-67.0	131.0	132.0	567.0	793.0	-711.0	765.0	-653.0	-136.0	-160.0		48.6	
LOGEMBI	6.76	6.67	6.58	6.74	6.89	7.34	7.76	7.40	7.78	7.46	7.38	7.28		7.17	
							2003								2003
EMBIPLUS	1319.0	1182.0	1048.0	822.0	799.0	801.0	801.0	703.0	698.0	605.0	533.0	463.0		814.5	
DIFEMBI	-127.0	-137.0	-134.0	-226.0	-23.0	2.0	0.0	-98.0	-5.0	-93.0	-72.0	-70.0		-81.9	
LOGEMBI	7.18	7.07	6.95	6.71	6.68	6.69	6.69	6.56	6.55	6.41	6.28	6.14		6.66	
							2004								2004
EMBIPLUS	493.0	579.0	559.0	663.0	701.0	650.0	593.0	521.0	469.0	473.0	414.0	382.0		541.4	
DIFEMBI	30.0	86.0	-20.0	104.0	38.0	-51.0	-57.0	-72.0	-52.0	4.0	-59.0	-32.0		-6.8	
LOGEMBI	6.20	6.36	6.33	6.50	6.55	6.48	6.39	6.26	6.15	6.16	6.03	5.95		6.28	
							2005								2005
EMBIPLUS	418.0	393.0	458.0	457.0	420.0	414.0	402.0	413.0	345.0	357.0	340.0	311.0		394.0	
DIFEMBI	36.0	-25.0	65.0	-1.0	-37.0	-6.0	-12.0	11.0	-68.0	12.0	-17.0	-29.0		-5.9	
LOGEMBI	6.04	5.97	6.13	6.12	6.04	6.03	6.00	6.02	5.84	5.88	5.83	5.74		5.97	
							2006								2006
EMBIPLUS	266.0	221.0	235.0	218.0	273.0	254.0	223.0	223.0	233.0	223.0	223.0	192.0		232.0	
DIFEMBI	-45.0	-45.0	14.0	-17.0	55.0	-19.0	-31.0	0.0	10.0	-10.0	0.0	-31.0		-9.9	
LOGEMBI	5.58	5.40	5.46	5.38	5.61	5.54	5.41	5.41	5.45	5.41	5.41	5.26		5.44	
							2007								2007
EMBIPLUS	190.0	195.0	167.0	156.0	142.0	160.0	208.0	206.0	173.0	167.0	220.0	221.0		183.8	
DIFEMBI	-2.0	5.0	-28.0	-11.0	-14.0	18.0	48.0	-2.0	-33.0	-6.0	53.0	1.0		2.4	
LOGEMBI	5.25	5.27	5.12	5.05	4.96	5.08	5.34	5.33	5.15	5.12	5.39	5.40		5.20	

Fonte: JP Morgan