

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS

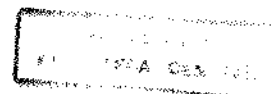
INSTITUTO DE ECONOMIA

Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio: Uma Nova Abordagem Aplicada à Economia Brasileira.

por Andrey Aurélio de Souza Corrêa

Tese de Mestrado em Economia apresentada
ao Instituto de Economia da Universidade
Estadual de Campinas, sob orientação do
Professor Doutor Edgard Antonio Pereira.

Campinas, 1998.



Boleto extender
ao original da dissertação
de mestrado defendida por Andrey
Aurélio de Souza Corrêa em 25/11/98
orientada pelo Prof. Dr. Edgard Antonio
Pereira
CPG/IE, 25/11/99

9909022

UNIDADE	BC
N.º CHAMADA	11010000
V.	Ex
BC/37411	
229/99	
C ☐	D ☒
PREÇO	R\$ 11,00
DATA	28/04/99
N.º CPD	

CM-00122700-7

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELO
CENTRO DE DOCUMENTAÇÃO DO INSTITUTO DE ECONOMIA

C817d Correa, Andrey Aurelio de Souza
Determinação e dinâmica da taxa de câmbio: uma nova abordagem aplicada à economia brasileira / Andrey Aurelio de Souza Correa. – Campinas, SP : [s.n.], 1998.

Orientador: Edgard Antonio Pereira.
Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia.

1. Taxa de Câmbio - Brasil. 2. Câmbio - Brasil - Modelos econométricos. I. Pereira, Edgard Antonio. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. III. Título.

ÍNDICE

Agradecimentos	2
Dedicatória	3
Introdução	4
Capítulo I - Teorias e Modelos Walrasianos	
Introdução.....	5
1) Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio em Regime de Câmbio Flutuante.....	6
1.1) Paridade de Poder de Compra.....	7
1.2) Paridade de Taxa de Juros.....	16
1.3) <i>Overshooting</i>	20
1.4) Modelo Monetário.....	25
1.5) <i>Asset Market Approach</i>	30
1.6) Modelo Monetário com Expectativas Racionais.....	39
1.7) Modelo de <i>News</i>	42
1.8) Modelo de Bolhas Especulativas.....	43
1.9) Teoria do Caos Aplicada a um Modelo Monetário.....	47
2) Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio em Regime de Bandas Cambiais.....	53
2.1) Modelo Monetário com Bandas Cambiais.....	54
Conclusão.....	62
Capítulo II - Teorias e Modelos Pós-Keynesianos	
Introdução.....	65
Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio em Regime de Câmbio Flutuante.....	66
Conclusão.....	83
Capítulo III - Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio: Uma Nova Abordagem Aplicada à Economia Brasileira	
Introdução.....	85
1) Hipótese dos Modelos.....	89
2) Testes e Modelos Econométricos.....	94
3) Modelo Teórico.....	110
4) Dinâmica do Modelo Teórico.....	116
Conclusão.....	121
Conclusão da Tese.....	123
Apêndice do Capítulo III.....	127
Anexo Estatístico do Capítulo III.....	129
Bibliografia.....	147

Agradeço a Deus,
à minha família,
aos professores desse Instituto de Economia
e,
especialmente, ao Prof Dr Edgard Antonio Pereira

Dedico este trabalho àqueles que amo,

Isaac Galli (*in memoriam*)
Maria Benevides Garcia Galli

Mário de Souza Corrêa
Leuza Maria Galli Corrêa
Arthur Achilles de Souza Corrêa
Alan Anatoly de Souza Corrêa
Ananias Alisson de Souza Corrêa

Marta Galli Costacurta
Hernane Galli Costacurta
Marcos Galli Costacurta

Natal Gale

Joice Scarabeli Vieira

Renato Roncel Dib (*in memoriam*)
Valéria Cordeiro

Introdução

A presente tese de mestrado versará sobre os modelos de determinação e dinâmica da taxa de câmbio à vista e apresentará testes econométricos desses modelos para a economia brasileira.

No primeiro capítulo será apresentado um resumo teórico dos modelos denominados de walrasianos, bem como testes econométricos desses modelos com dados da economia brasileira. Cabe ressaltar que nem todos esses modelos resenhados foram estimados para o caso do Brasil.

No segundo capítulo será ilustrada a perspectiva pós-keynesiana sobre o tema em questão. Os pós-keynesianos não fazem uso de instrumental matemático, ou se fazem, não dão tanta ênfase à análise quantitativa. Por esse motivo, não há testes econométricos para a economia brasileira neste capítulo.

No terceiro capítulo serão apresentados modelos em que se procurou combinar argumentos, variáveis explanatórias e métodos de análise extraídos das contribuições teóricas de walrasianos e pós-keynesianos. Neste capítulo são feitos testes econométricos para a economia brasileira.

O apêndice do terceiro capítulo traz um breve sumário do mercado de câmbio futuro no Brasil. Esse resumo contempla as características próprias do mercado brasileiro, tais como, a forma e as exigências dos contratos.

Há ainda um apêndice estatístico em que são apresentados os testes dos resíduos para as equações estimadas no capítulo III.

Por fim, esse trabalho contém uma conclusão geral em que são avaliados os resultados obtidos nessa tese de mestrado.

Capítulo I

Teorias e Modelos Walrasianos

Introdução

Este capítulo se destina a apresentar as teorias e modelos de determinação e dinâmica da taxa de câmbio calcados: i) na concepção de equilíbrio walrasiano, ii) no individualismo metodológico, iii) na abordagem matemática de otimização, iv) no conceito de tempo cronológico e, v) no binômio preço e juros. Em outras palavras, as teorias e modelos de macroeconomia aberta a ser apresentados incorporam as hipóteses de que não há excessos de oferta ou de demanda nos vários mercados (*market clearing*), isto é, não há variação indesejada em estoques tanto de bens quanto de ativos, ao menos no longo prazo; oferta e demanda são agregações de decisões microeconômicas otimizadoras e o tempo é entendido como variável quantitativa.

É ainda objetivo deste capítulo explicitar os testes econométricos dessas teorias para o caso da economia brasileira. Evidentemente, será devidamente especificado se não houver nenhuma abordagem estatística desses corpos teóricos para o Brasil.

Os estudos a cerca do comportamento da taxa de câmbio passaram a ser objeto de grande interesse nos trabalhos acadêmicos a partir dos anos 70, após o fim do padrão Dólar-ouro e o conseqüente estabelecimento paulatino de regimes flutuantes de câmbio em todo o mundo. Até então, a exemplo de Gustave Cassel (1916), cria-se única e exclusivamente na paridade de poder de compra.

Da década de setenta em diante houve a elaboração de modelos monetários de macroeconômica aberta com preços flexíveis, inspirados por Milton Friedman, Henry Johnson e Jacob Frenkel. De meados dos anos 80, no

entanto, abriu-se um novo caminho para a explicação do movimento da taxa de câmbio, com os trabalhos de Rudger Dornbusch sobre o *overshooting* cambial.

Por conta dessa iniciativa de se repensar a determinação e dinâmica da taxa de câmbio, novos trabalhos foram levados a cabo já nos anos 90. Entre eles destacaram-se os modelos monetários com preços rígidos e o enfoque de mercado de ativos (*Asset Market Approach*). Testemunho-se também durante essa década a introdução da hipótese de expectativas racionais e de “news” nos modelos monetários de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis. Emergiu ainda nessa década uma vasta literatura sobre bolhas especulativas.

Os estudos sobre o comportamento da taxa de câmbio assumiram um forma muito peculiar quando economistas como Williamson e Krugman passaram a abordar o tema da dinâmica da taxa de câmbio em regimes de bandas cambiais (*target zones*). Também na fronteira da pesquisa acadêmica, porém em uma outra linha de pesquisa metodológica, a teoria do caos é associada à trajetória da taxa de câmbio.

Isto posto, segue-se a apresentação dessas teorias de câmbio quer em regime flutuante quer em regime de bandas cambiais.

I) Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio em Regime de Câmbio Flutuante.

A literatura econômica ilustra que, com o intuito de compreender a determinação e dinâmica da taxa de câmbio com base em fundamentos teóricos dois tipos de testes econométricos têm sido usados recorrentemente, o de cointegração e o de correção de erros. No primeiro caso busca-se uma relação de longo prazo, uma tendência entre as variáveis, evidenciada formalmente pela existência de um vetor de cointegração, mesmo que no curto prazo, isto é, no nível, não haja correlação entre as mesmas. Esse teste é aplicado a variáveis que não são estacionárias no nível, mas sim em suas

tendências. No segundo caso deseja-se extrair tanto uma relação de curto prazo, quanto uma de longo prazo entre variáveis.

1.1) Paridade de Poder de Compra

Dado que a taxa de câmbio é: $S = Q P/P^*$, a formulação absoluta a PPC estabelece que em regime de câmbio flutuante, tomando-se a taxa de câmbio real como exógena (Q), pois a mesma somente se altera se houver aumentos de produtividade, a taxa de câmbio nominal se move ao longo do tempo em resposta às alterações na razão entre o nível de preços doméstico (P) e o nível de preços internacional (P*). Assim, a PPC absoluta é expressa como:

$$S = P/P^* \text{ ou em logaritmos naturais } s = p - p^*$$

Subjacente à esta formulação matemática da PPC está o conceito econômico que a taxa de câmbio é um preço e que os países não influenciam os preços dos bens internacionais, prevalecendo, portanto, a livre concorrência. Supondo custos negligenciáveis de frete e seguro; ausência de barreiras ao comércio e à entrada nos diversos mercados; inexistência de custos de transação e; finalmente, perfeita substitubilidade entre bens domésticos e estrangeiros, a PPC é interpretada como a Lei do preço único.

De outra parte, na versão relativa da PPC a arbitragem impõe uma proporcionalidade entre as variações nos níveis gerais de preço doméstico (π) e internacional (π^*) e a efetiva variação da taxa de nominal de câmbio à vista (s). Não há, portanto, igualdade absoluta de preços, mas sim nas variações de preços. Tem-se então:

$$s = \pi - \pi^*$$

No caso da economia brasileira, Rossi (1996) investiga a existência ou não de uma relação de longo prazo entre a PPC absoluta e a taxa de câmbio através da técnica de cointegração. Para tanto, o autor trabalha com um conjunto de dados mensais compreendidos entre janeiro de 1980 a junho de

1994, em meio ao qual a taxa de câmbio é definida como a quantidade de moeda doméstica por um dólar, os índices de preços *tradeables* são representados pelo Índice de Preços ao Atacado no Brasil e pelo Wholesale Price Index nos Estados Unidos, os índices gerais de preços são dados pelos Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna no Brasil e pelo Consumer Price Index nos Estados Unidos.

Primeiramente, Rossi realiza os testes de raiz unitária. A estacionaridade de uma série, y_t , pode ser apreciada no contexto da sua simples representação autoregressiva, a saber:

$$(1) y_t = c + ay_{t-1} + u_t; y_0 = 0, u_t \sim N(0, \sigma^2), \text{ onde } a \text{ e } c \text{ são constantes.}$$

A série y_t é estacionária se $a < 1$, explosiva se $a > 1$ e não-estacionária, porém não-explosiva, se $a = 1$. Neste último caso, a série tem raiz unitária. Reparametrizando a equação 1, tem-se que:

$$(2) \Delta y_t = c + (a - 1)y_{t-1} + u_t$$

Assim, excluindo-se $a > 1$, a hipótese nula equivale a testar $(a - 1) = 0$. Este é o chamado teste Dickey-Fuller simples (DF).

Se, por outro lado, o modelo autoregressivo for de ordem dois, tem-se:

$$(3) y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + u_t$$

que pode ser reparametrizado como:

$$(4) \Delta y_t = c - d y_{t-1} + d_1 y_{t-1} + u_t, \text{ onde } d = 1 - a_1 - a_2 \text{ e } d_1 = -a_2$$

A generalização para um modelo autoregressivo de ordem p é:

$$(5) y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + u_t$$

que reparametrizado fica:

$$(6) \Delta y_t = c - d y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + d_2 \Delta y_{t-2} + \dots + d_{p-1} \Delta y_{t-p-1} + u_t,$$

onde: $d = 1 - a_1 - a_2 - \dots - a_p$, $d_{p-1} = -a_p$, $d_{p-2} = -a_p - a_{p-1} \dots$, $d_1 = -a_p - a_{p-1} - \dots - a_2$

O teste da hipótese nula $d = 0$ em (4) e (6) é conhecido como Dickey-Fuller Aumentado - *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

A versão multivariada da equação 5 é:

(7) $Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t$

onde Y_t é um vetor de variáveis e $A_1, A_2, \dots, A_p$ são matrizes. Reparametrizando essa equação de modo análogo ao feito na equação 5, tem-se:

(8) $\Delta y_t = D_1 \Delta y_{t-1} + D_2 \Delta y_{t-2} + \dots + D_{p-1} \Delta y_{t-p-1} - D y_{t-1} + U_t$

onde: $D = I - A_1 - A_2 - \dots - A_p$, $D_{p-1} = -A_p$, $D_{p-2} = -A_p - A_{p-1} \dots$, $D_1 = -A_p - A_{p-1} - A_2$

A tabela 1 abaixo trás os resultados dos testes de Dickey-Fuller para as variáveis: índice geral e índice de preços ao atacado domésticos e externos, variações desses preços e para a taxa de câmbio.

Tabela 1¹

Dickey-Fuller									
	s	p	Δp	p^*	Δp^*	p'^*	$\Delta p'^*$	p'	$\Delta p'$
DFs	13,03	12,29	-2,91	-2,16	-7,56	-3,81	-8,83	11,63	-3,17
DFc	0,70	1,93	-4,35	-1,82	-7,58	-3,73	-8,93	1,81	-4,54
ADFs	1 2,15	3,04	-3,09	-2,71	-8,19	-2,24	-7,26	3,05	-3,27
	2 3,33	3,47	-3,13	-2,55	-6,79	-2,32	-5,57	3,41	-3,26
	3 2,67	3,72	-2,39	-2,55	-6,11	-2,21	-5,59	3,66	-2,62
ADFc	1 -1,62	0,13	-4,79	-2,75	-8,24	-2,90	-7,39	0,10	-4,87
	2 -0,50	0,26	-4,99	-2,40	-6,85	-3,03	-5,87	0,22	-5,04
	3 -0,70	0,42	-4,11	-2,42	-6,18	-3,17	-5,73	0,34	-4,31

¹ s é taxa de câmbio nominal, p é índice geral de preço nacional, p* é o índice geral de preço internacional, p' é índice de preço *tradeable* nacional e p** é índice de preço *tradeable* internacional.

Da tabela 1 infere-se que a taxa de câmbio e os níveis de preços tem ordem de integração igual a dois.

Considere, entretanto, dois casos extremos. Se a matriz D tivesse posto pleno, segue-se que qualquer combinação linear de Y_t seria estacionária, já que nesse caso cada série seria estacionária. Se, de outro modo, D fosse uma matriz de zeros, ou seja, tivesse posto zero, então cada série que a compõe teria raiz unitária e qualquer combinação linear de Y_t também teria raiz unitária. O caso mais interessante é quando a matriz D não tem nem posto pleno, nem posto zero.

Dada uma matriz D de dimensão $n \times n$, onde n é o número de variáveis do modelo, cujo posto é r , que pode ser escrita como o produto de duas outras matrizes α e β de ordens, $n \times r$ e $r \times n$, respectivamente. As linhas da matriz β dariam r vetores de cointegração, sendo βY estacionário.

Sendo assim, Rossi faz o teste da razão de verossimilhança, também conhecido como análise de cointegração segundo o método de Johansen, para a hipótese de haver não mais do que r combinações lineares estacionárias entre as variáveis do modelo.

$$(9) \quad -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \gamma_i)$$

Este é o chamado teste estatístico do traço da matriz. Aqui a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração seja menor ou igual a r , com $r = 0, 1, 2, \dots$, sendo genérica a hipótese alternativa. O teste alternativo, chamado de autovalor máximo, usa a maior correlação canônica de ordem $(r + 1)$, sendo dado por:

$$(10) \quad -T \ln(1 - \gamma_{r+1})$$

Neste caso a hipótese alternativa é explícita. Por exemplo, testa-se a hipótese nula $r = 0$ contra a alternativa $r = 1$, seguida da hipótese nula $r = 1$

contra a alternativa $r = 2$, e assim por diante. A tabela 2 a seguir explicita o resultado desses testes².

Tabela 2

Equações e testes												
	$\gamma_1 S - \gamma_2 p^* - \gamma_3 p$						$\gamma_1 S - \gamma_2 p^{**} - \gamma_3 p'$					
	Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr
	(1)		(2)		(3)		(1)		(2)		(3)	
$r = 0$	26,02	41,78	21,95	33,66	21,95	33,66	23,94	47,47	23,78	39,4	23,78	39,47
$r \leq 1$	12,7	15,75	8,74	11,71	8,74	11,71	18,83	23,53	11,55	15,7	11,55	15,7
$r \leq 2$	3,05	3,05	2,97	2,97	2,97	2,97	4,70	4,70	4,15	4,15	4,15	4,15

Conforme ilustrado na tabela 2, os testes de cointegração para a PPC mostram que, quando essa é testada usando-se apenas os preços dos *tradeables* há dois vetores de cointegração, enquanto que, quando ela é testada com índices gerais de preços, há apenas um vetor de cointegração. De qualquer modo, a PPC é atendida.

Contudo, como ressalta Rossi, infelizmente o melhor resultado com o uso do preço dos *tradeables* não se traduz em valores para os coeficientes dos vetores de cointegração, que estejam de acordo com o que se espera do ponto de vista teórico, como mostra a tabela 3 abaixo.

Tabela 3

Coeficientes dos vetores de cointegração			
	γ_1	γ_2	γ_3
$\gamma_1 S - \gamma_2 P^{**} - \gamma_3 P'$	1,00	18,57	-1,03
	1,00	5,65	-1,04
$\gamma_1 S - \gamma_2 P^* - \gamma_3 P$	1,00	0,30	-0,99
	1,00	0,64	-0,92

² Max é o teste do autovalor máximo e Tr é o do traço da matriz. Obs: (1) é sem tendência; (2) é com tendência, sem tendência em DGP; (3) é com tendência, com tendência em DGP. A cor verde indica os vetores de cointegração estatisticamente significativos.

Os coeficientes dos vetores de cointegração estão mais próximos da unidade quando se usa no teste da PPC o índice geral de preços. Ademais, tendo-se em conta a restrição $1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3$, tanto para o modelo da PPC com o IGP, quanto para o com o IPA, constata-se que essa é rejeitada em ambos casos, o que nega a formulação original da PPC.

Dando continuidade à apresentação de testes da Paridade de Poder de Compra para a economia brasileira, Zini & Cati (1993) também se dispuseram a testá-la, visando constatar uma relação de longo prazo entre preço e câmbio. Esses autores utilizaram uma base de dados muito mais ampla, que cobre o período de 1855 a 1990. Compõem tal base de dados: a taxa de câmbio nominal média do ano, réis/libra de 1855 a 1930 e cruzeiros/dólar de 1929 a 1990, o índice de custo de vida de 1855 a 1912, o deflator do PIB de 1912 a 1990, o índice de preço por atacado da Grã-Bretanha de 1855 a 1930 e o deflator do PIB dos Estados Unidos de 1920 a 1990. E o modelo analisado é o seguinte:

$$(11) \log(e) = \log(P) - \log(P^*),$$

onde e é a taxa de câmbio nominal, P é o índice geral de preços doméstico e P^* é o índice geral de preços externo.

Cada série foi expressa na forma autoregressiva como se mostra abaixo:

$$(12) \Delta Y = \mu + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde ε_t é um ruído branco, μ é constante (*drift*) e β é tendência secular.

Com a séries nessa forma foi aplicado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), os quais verificam se as séries seguem um passeio aleatório, ou, o que equivale dizer, se a estimativa do coeficiente ρ é igual a zero. Além desse foram realizados também o teste $\Phi 2$ para a hipótese de $\mu = \beta$

$\rho = 0$, o teste Φ_3 para a hipótese de $\beta = \rho = 0$ e os testes de Phillips e Perron, denominados de Z_t e Z_α . O ADF foi estimado com $m = 5$, que se mostrou empiricamente como o valor que elimina a autocorrelação dos resíduos. Na tabela 4 abaixo estão os resultados desses testes.

Tabela 4

Variável	τ	τ_μ	τ_t	Φ_2	Φ_3	Z_t	Z_α
log(e)	0,23	1,69	2,63	2,42	3,47	8,61	14,97
log(P)	-0,87	0,46	1,88	2,06	2,31	9,82	15,09
log(P*)	1,60	0,79	-1,17	2,48	2,57	-0,96	-2,67
$\Delta\log(e)$	4,85	4,66	3,95	7,93	10,82	3,31	19,65
$\Delta\log(P)$	4,55	4,58	4,26	7,81	11,03	5,89	28,37
$\Delta\log(P^*)$	-4,01	-4,35	-4,90	8,04	12,05	-7,76	-84,60
$\Delta^2\log(e)$	-5,27	-5,45	-5,92	12,20	18,10	-11,31	-129,22
$\Delta^2\log(P^*)$	-3,82	-4,02	-4,56	7,60	11,16	-9,61	-105,57
Valores	críticos						
5,0%	-1,95	-2,89	-3,45	4,88	6,49	-2,89	-13,7
2,5%	-2,24	-3,17	-3,73	5,59	7,44	-3,17	-16,3

Como se pode constatar, os resultados dos testes de raiz unitária acima propostos demonstram que $\log(e)$ e $\log(P)$ são integradas de ordem dois, pois as hipóteses nulas de que $\Delta\log(e)$ e $\Delta\log(P)$ são estacionárias são rejeitadas. Como $\log(P^*)$ é integrada de ordem um, as três séries não podem ser cointegradas. Na tentativa de contornar esse problema, Zini e Cati definem $\log(e/P) = [\log(e) - \log(P)]$ e detectam que essa variável tem ordem de integração igual a um. Uma vez que $\log(e/P)$ e $\log(P^*)$ são integrados de mesma ordem, pode-se testar se $\alpha'X = 0$, sendo $X = [\log(e/P), \log(P^*)]$ e $\alpha' = (1, -1)$, ou seja, se os desvios da taxa de câmbio real são, na média, zero.

Se as variáveis $\log(e/P)$ e $\log(P^*)$ forem cointegradas e o vetor dos desvios for $I(0)$, isto significa que, sempre que houver algum desvio do equilíbrio, com o tempo, retorna-se à condição da PPC de longo prazo. Ou seja, faz-se um teste para saber se a taxa de câmbio real é estacionária ou

não, vale dizer, se ela pode ser caracterizada como tendo uma média constante e uma variância finita e constante. A tabela 5 mostra os testes ADF, Z_t e Z_α para o logaritmo da taxa de câmbio real.

Tabela 5

Variável	τ	τ_μ	τ_r	Φ_2	Φ_3	Z_t	Z_α
log(e/P)	-0,36	-2,66	-3,20	3,49	5,21	-2,73	-13,35
Δ log(e/P)	-4,27	-4,24	-4,24	6,08	9,07	-10,28	-119,93
Valores críticos							
5,0%	-1,95	-2,89	-3,45	4,88	6,49	-2,89	-13,7
2,5%	-2,24	-3,17	-3,73	5,59	7,44	-3,17	-16,3

As estatísticas para a taxa câmbio real não são significativas, isto é, os resultados dos testes demonstram que se rejeita a hipótese nula de que log(e/P) seja I(1). Com isso rejeita-se a hipótese da PPC absoluta. Essa variável apresenta raiz unitária, ou seja, possui uma tendência temporal estocástica e, portanto, choques sobre a mesma são persistentes no tempo.

Com o intuito de mensurar tal persistência, Zini e Cati fizeram um teste sugerido por Cochrane (1988 e 1991), baseado na variância de diferenças de ordem crescente da série. Se uma variável aleatória Y_t comporta-se como um passeio aleatório, a variância de suas k diferenças cresce linearmente com a diferença de k . Caso contrário, se for um processo *trend-stationary*, a variância de suas k diferenças se aproxima de uma constante. Usa-se V_k para verificar quão persintente é um choque:

$$(13) V_k = \frac{\text{var}(Y_t - Y_{t-k})}{k \text{ var}(Y_t - Y_{t-1})}$$

Da observação dos resultados fica explícito que o componente aleatório da taxa de câmbio real responde por uma expressiva fração da variabilidade total, pois V_k não é constante, mas tampouco a série é um puro passeio aleatório, porque V_k deveria tender continuamente para valores altos, o que

não ocorre. Na verdade, a variância somente se estabiliza para intervalos superiores a 20 anos.

Sendo assim, Zini e Cati sugerem que se faça uma análise da relação da taxa de câmbio com os termos de troca. Os testes ADF de raiz unitária foram, então, aplicados para o logaritmo dos termos de troca (TT) como mostra a tabela 6 abaixo:

Tabela 6

Variável	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	Φ_2	Φ_3	Z_1	Z_{α}
log(TT)	-0,58	-3,34	-3,78	4,85	7,18	-3,64	-11,40
$\Delta\log(TT)$	-5,18	-5,18	-5,16	8,88	13,32	-25,14	-124,70
Valores críticos							
5,0%	-1,95	-2,89	-3,45	4,88	6,49	-2,89	-13,7
2,5%	-2,24	-3,17	-3,73	5,59	7,44	-3,17	-16,3

Observa-se que $\log(TT)$ é $I(1)$, pois somente para $\Delta\log(TT)$ rejeita-se inequivocamente H_0 ao nível de significância de 2,5%. Como $\log(RER)$ também é integrado de ordem um, pode-se testar se ambas são cointegráveis, estimando-se a regressão abaixo e testando se os erros estimados são integrados de ordem zero.

(14) $\log(RER)_t = \alpha + \beta \log(TT) + \varepsilon_t$

Antes, porém, dois outros testes foram feitos, empregando-se duas estatísticas diferentes: o CRDW, proposta por Sargan e Bhargava (1983), o qual consiste no teste de Durbin-Watson sobre os erros da regressão de cointegração; o CRADF, que significa fazer o teste t para o coeficiente de $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ da seguinte regressão:

m

(15) $\Delta\hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta\hat{\varepsilon}_{t-i} + \varepsilon_t$

i=1

onde $\hat{\varepsilon}_t$ são os erros estimados, ε_t é um ruído branco e $m=2$.

De acordo com o CRDW, rejeita-se a hipótese de cointegração com 5% de significância. No caso do CRADF, também rejeita-se a hipótese de raízes unitárias para a variação percentual de RER e de TT. Pode-se, portanto, estimar uma regressão com essas duas variáveis pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Os resultados para a eq. 14 estão reportados abaixo:

$$\text{RER} = 0,0085 - 0,216 \text{ TT}^*, \quad R^2 = 6,6\%; \text{ DW} = 1,84$$

O coeficiente da taxa de variação dos termos de troca é significativo, explicita o sinal negativo que é comumente esperado e a regressão não indica autocorrelação dos resíduos. O asterisco após a variável mostra que a mesma é significativa a 5%.

Utilizando um número maior de defasagens, o poder explicativo aumenta.

$$\text{RER} = 0,011 - 0,224\text{TT}^*_t - 0,141\text{TT}^*_{t-1} - 0,084\text{TT}_{t-2} - 0,09\text{TT}_{t-3} - 0,0364\text{TT}_{t-4} + 0,063\text{TT}_{t-5}; \quad R^2 = 12,1\%; \text{ DW} = 1,87$$

Entretanto, o baixo poder explicativo de ambas as regressões, medido pelo R^2 , sugere que essas estejam insuficientemente especificadas. Assim, Zini e Cati avaliam que a variável termos de troca esclarece apenas uma pequena parte das variações da taxa de câmbio real.

1.2) Paridade de Taxa de Juros

A hipótese de paridade internacional das taxas de juros, a seu turno, equaciona a taxa de juros com a taxa de câmbio. A PTJ rompe com a idéia de que a taxa de câmbio é somente um preço que intermedia fluxos comerciais internacionais, ao pressupor que a taxa de câmbio é um preço entre estoques de riqueza.

Não obstante à aparente distinção entre paridade de taxa de juros e paridade de poder de compra, a PTJ é equacionada juntamente com a PPC em modelos em que se considera que os preços são flexíveis ou fixos.

Essa teoria é largamente utilizada nos modelos de macroeconomia aberta em duas versões: com e sem cobertura do risco cambial.

A arbitragem internacional de juros com cobertura de risco cambial supõe inexistência de risco sobre variações cambiais ou existência de instrumentos financeiros capazes de eliminar esse risco (fazer *hedge*), bem como indiferença entre possuir ativos domésticos ou estrangeiros.

Por definição, a paridade de juros com cobertura de risco cambial expressa na forma logarítmica é:

$$(16) \quad r^* - r = s - f, \text{ sendo que } s - f = \lambda$$

onde r^* e r são as taxas de juros internacional e nacional, respectivamente, s é a taxa de câmbio *spot*, f é a taxa de câmbio *forward* e λ é a variação esperada do câmbio.

Considerando-se a existência de risco de variação cambial, pelo qual se exige um prêmio, e também a imperfeita substituição de ativos nacionais e internacionais, tem-se a paridade de taxa de juros sem cobertura do risco cambial.

Um exemplo clássico na literatura econômica em que a paridade de taxa de juros sem cobertura do risco cambial é empregada é o modelo IS-LM-BP de Mundell-Fleming. No entanto, a homogeneidade das expectativas de variação cambial e a mobilidade de capital implicam em rápida equalização das taxas de juros.

Nesse modelo são analisados os ajustamentos do balanço de pagamentos e a eficácia das políticas monetária e fiscal em regimes de câmbio fixo e flutuante com mobilidade de capital.

Relembrando, sendo a taxa de câmbio flexível e havendo baixa mobilidade de capital, a política fiscal é eficaz sobre a renda ao passo que a política monetária é eficaz sobre a taxa de juros. Com alta mobilidade de capital a política fiscal é ineficaz enquanto que a política monetária é eficaz sobre a renda.

Isto posto, a paridade de taxa de juros sem cobertura do risco cambial, na forma de logaritmo, é definida da seguinte maneira:

$$(17) \quad r^* - r = s - f + \gamma$$

onde γ é o prêmio de risco.

Rossi em seu texto supracitado também realiza os testes econométricos de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF e ADF), bem como faz a análise de cointegração segundo o método de Johansen para a paridade de taxa de juros real, o que significa impor a condição de PPC na PTJ³. As taxas usadas foram taxa de juros do over, no caso do Brasil e a Treasury Bill rate, para os Estados Unidos.

Os resultados dos testes Dickey-Fuller estão abaixo apresentados na tabela 7:

³ Zini (1993) critica esse procedimento porque a PPC é entendida como válida no longo prazo ao passo que a PTJ refere-se ao curto prazo.

Tabela 7

Dickey-Fuller					
		i	Δi	i^*	Δi^*
DFs		-1,81	-11,74	-1,71	-10,36
DFc		-3,52	-11,73	-2,95	-10,33
ADFs	1	-2,22	-10,05	-2,14	-11,13
	2	-1,79	-8,38	-1,58	-8,06
	3	-1,67	-7,67	-2,68	-8,11
ADFc	1	-4,22	-10,06	-3,92	-11,10
	2	-3,77	-8,39	-2,91	-8,04
	3	-3,71	-7,70	-3,15	-8,08

Embora o autor não tenha revelado o valor crítico da estatística de teste, ele afirma que a taxa de juros não é estacionária no nível mas o é em primeira diferença. É provável, portanto, que haja um vetor de cointegração da paridade de taxa de juros real.

Para verificar tal possibilidade Rossi utiliza-se do método de Johansen, a exemplo do que fez no caso da paridade de poder de compra. A tabela 8, a seguir, contém as equações e os resultados desse teste para a PTJ real.

Tabela 8

Equações e testes ⁴												
$\gamma_{1i} - \gamma_{2\pi} - \gamma_{3i'}$						$\gamma_{1i} - \gamma_{2\pi'} - \gamma_{3i'}$						
Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr	Max	Tr	
(1)		(2)		(3)		(1)		(2)		(3)		
r = 0	35,07	45,22	35,03	44,34	35,03	44,34	22,48	31,47	22,46	30,3	22,46	30,32
r ≤ 1	8,38	10,15	8,07	9,32	8,07	9,32	7,27	8,99	6,94	7,86	6,94	7,86
r ≤ 2	1,77	1,77	1,24	1,24	1,24	1,24	1,72	1,72	0,92	0,92	0,92	0,92

⁴ $i = \log[1 + (\text{taxa de juros over})]$; $i' = \log[1 + \text{taxa de juros (Treasury bill rate)}]$; $\pi = \log[1 + \text{diferença de inflação (IGP Brasil e IPC Estados Unidos)}]$ e $\pi' = \log[1 + \text{diferença de inflação (IPA e Wholesale Price Index)}]$.

A partir das estatísticas acima, o autor comenta que parece não fazer diferença conjugar a paridade de taxa de juros com a paridade de poder de compra, quer usando somente o índice de preços dos bens *tradeables*, quer o índice geral de preços das economias. Isto porque em ambos casos há apenas um vetor de cointegração. Apesar disso, o valor dos coeficientes dos vetores de cointegração estão mais próximos da unidade quando se usa o índice dos comercializáveis, como se pode notar abaixo (tabela 9)

Tabela 9

Coeficientes dos vetores de cointegração			
	γ_1	γ_2	γ_3
$\gamma_1 i - \gamma_2 \pi' - \gamma_3 i'$	1,00	-1,33	1,36
$\gamma_1 i - \gamma_2 \pi - \gamma_3 i'$	1,00	-1,11	12,25

Para finalizar, cabe dizer que a restrição imposta nesses coeficientes, isto é, $1 = \gamma_1 = -\gamma_2 = -\gamma_3$ não é significativa nem quando se usa π nem com π' , o que coloca em dúvida a validade da formulação teórica da paridade de taxa de juros.

1.3) *Overshooting*

Dornbusch explora o processo de ajustamento da taxa de câmbio e dos preços domésticos para um país pequeno em um cenário onde há perfeita mobilidade de capital. Assume-se que: esse país esteja em *steady state*, as expectativas são racionais, os preços se ajustam ao longo do tempo e as velocidades de ajustes são diferentes nos mercados de bens e produtos (mais lento) e monetários e de ativos (mais rápido).

Os movimentos da taxa de câmbio estariam atrelados a composição de portfólios, sendo que para os investidores é indiferente aplicar seus recursos em *securities* denominadas em moeda doméstica ou estrangeira se o diferencial de taxa de juros em favor do país doméstico é exatamente igual a taxa esperada de depreciação da moeda doméstica. Em outras palavras, o

autor constrói seu modelo a partir da incorporação de expectativas na condição de paridade internacional de juros:

$$(18) r = r^* + \mu$$

Onde:

r é a taxa de juros doméstica;

r^* é a taxa de juros internacional; e

μ é a expectativa de variação cambial que definiremos logo a seguir.

As expectativas sobre a taxa de câmbio são formadas em proporção da discrepância entre a taxa de câmbio de longo prazo $\bar{e}$ e a taxa de câmbio atual e :

$$(19) \mu = \theta(\bar{e} - e), \text{ onde } \theta \text{ é o coeficiente de ajustamento.}$$

A condição de equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio é derivada do equilíbrio no mercado monetário, o qual pode ser expresso como abaixo:

$$(20) h - p = -\lambda r + \phi \bar{y}$$

Combinando as equações (19) e (20) tem-se o *asset market equilibrium*:

$$(21) h - p = -\lambda r^* - \lambda \theta (\bar{e} - e) + \phi \bar{y}$$

Tal equação representa, a um só tempo, o equilíbrio entre oferta e demanda por saldos reais, o equilíbrio da taxa de juros ponderada por expectativas e , finalmente, a própria formação das expectativas de variação cambial. O autor lembra que dado um ambiente de *steady state*, o equilíbrio de longo prazo será dado por:

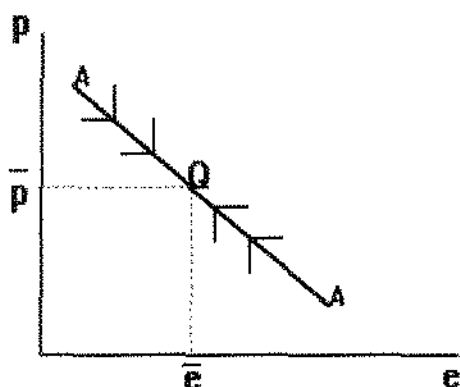
$$(22) h - \bar{p} = -\lambda r^* + \phi \bar{y}$$

Onde se teria pleno emprego, preços dados e expectativas iguais a zero. Prossegue-se com uma operação de subtração de equações, da seguinte forma (22)-(21), o que nos dá:

$$(23) \quad p - \bar{p} = \lambda\theta(e - e) \text{ ou,}$$

$$(24) \quad e = e - (1/\lambda\theta)(p - \bar{p})$$

Graficamente, a equação (24) determina uma curva AA com inclinação negativa como revela o seguinte diagrama:



Imagine que estivéssemos num ponto onde o preço verificado é maior que o preço de pleno emprego. Nesta circunstância, ocorreria uma redução nos saldos monetários reais ($h - p$) que implicaria num aumento da taxa de juros doméstica (r). A consequência é que haveria uma expectativa de depreciação da moeda (ou aumento da taxa e), deslocando e para direita ao longo da curva AA. De forma análoga, poder-se-ia desprender que a tal nível de preços maior que o preço de pleno emprego a taxa *spot* encontra-se menor que a *forward* e que, portanto, a taxa de câmbio corrente deveria depreciar-se em direção à neutralização das expectativas no longo prazo, ou seja, num ponto de equalização das duas taxas, sob pleno emprego.

Ao introduzir a equação de equilíbrio no mercado de bens, Dornbusch indica outro caminho de ajuste. Seja a equação que se segue o equilíbrio no mercado de bens:

$$(25) \dot{p} = \pi[\mu + \delta(e - \bar{e}) + (\sigma/\lambda)(h - p) + f y^* - p \bar{y}]$$

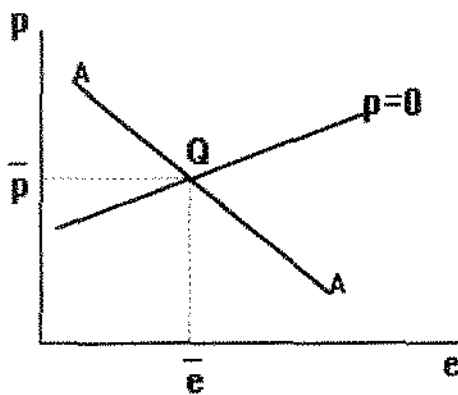
$$(26) \rho \equiv \phi \sigma / \lambda + 1 - \gamma$$

ou em termos dos desvios do equilíbrio de longo prazo:

$$(27) \dot{p} = \pi[\delta(e - \bar{e}) + (\delta + \delta/\lambda)(\bar{p} - p)]$$

Desta equação de ajuste percebe-se que um nível de preços presentes superior ao preço de pleno emprego indica um excesso de oferta de bens, já que ocorre nesta situação um aumento dos preços relativos, um aumento na taxa de juros e uma redução nos saldos reais. O equilíbrio só é restaurado se a conseqüente expectativa de depreciação for efetivada, ou seja, é preciso que haja um aumento na taxa *spot* (e).

Assim, a interpretação gráfica anterior seria complementada desta forma:



Onde $p = 0$ é a curva com inclinação positiva que representa o equilíbrio no mercado de bens.

O processo de ajustamento está organicamente vinculado à suposição que o mercado de bens se equilibra mais lentamente do que o mercado de ativos. Isto significa que as operações de curto prazo são sempre realizadas sob a curva AA, isto é, nos pontos de equilíbrio do mercado de ativos. O autor, ao admitir o ajuste mais lento no mercado de bens, está colocando, na prática, o pressuposto da rigidez de preços no curto prazo, condição necessária para explicar o que Dornbusch denomina de *overshooting* da taxa de câmbio.

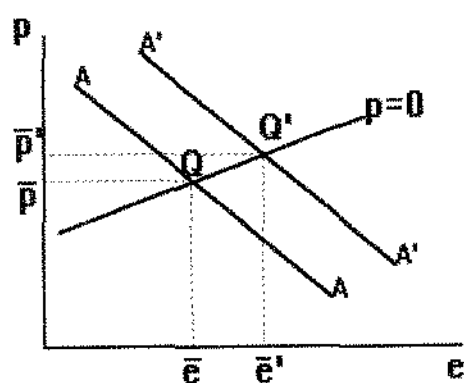
Para obter a equação da taxa de ajustamento dos preços, substitui-se a taxa de câmbio de equilíbrio derivada em (24) na equação de equilíbrio de longo prazo dos preços (27) resultando em:

$$(28) \quad p_{tx} = -v(p - \bar{p}) \quad \text{sendo} \quad v \equiv \pi[(\delta + \sigma\theta)/\theta\lambda + \delta]$$

em que a velocidade de ajuste dos preços (v) depende dos coeficientes estruturais do modelo e das expectativas.

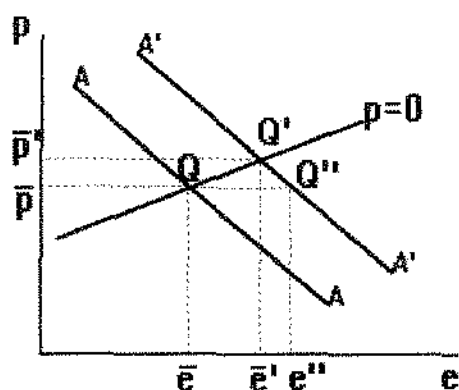
Uma vez descrito a estrutura do modelo através de suas pressuposições e equações, supõe-se, então, um aumento na oferta de moeda não antecipado pelos agentes, para que se possa compreender o mecanismo do *overshooting*. A economia não pode instantaneamente mover-se para um novo equilíbrio de longo prazo porque, por hipótese, preços ajustam-se gradualmente. Há, portanto, um aumento da oferta dos encaixes reais e uma queda na taxa de juros, que, por sua vez, causa depreciação do câmbio.

Graficamente, pode-se mostrar que as expectativas dos agentes, dado um aumento inesperado da oferta monetária, transportará o equilíbrio do ponto inicial Q para um novo equilíbrio (com maiores preços e depreciação na taxa de câmbio) sob o ponto Q' .



O *overshooting* resulta do diferencial de juros, o qual é igual a taxa de apreciação antecipada, e da diferença de velocidade de ajuste nos diferentes mercados - de bens ($p = 0$) e de ativos (AA) - a qual faz com que a taxa de câmbio de curto prazo deprecie-se para além de valor de equilíbrio de longo

prazo. Ou seja, por que os preços estão como que fixos no curto prazo e para que se mantenha o equilíbrio no mercado de ativos é preciso que a taxa se "sobrereaja", proporcionando o *overshooting*. Isto significa que a taxa de câmbio avança até e'' , sob o ponto Q'' , portanto, além do esperado ponto Q' .



No entanto, este resultado é provisório pois, apesar de lentamente, o mercado de bens também se ajusta à situação de crescimento da oferta monetária. Paulatinamente a trajetória de aumento de preços e apreciação cambial se traduz no deslocamento para a esquerda ao longo da curva $A'A'$ até que se chegue ao novo equilíbrio previsto inicialmente sob Q' . De fato, em Q'' haveria excesso de demanda de bens que, por consequência, propiciaria o lento aumento de preços. Neste processo todo o sistema, com suas variáveis nominais e reais, participa do ajuste rumo ao novo equilíbrio de longo prazo.

Há de se dizer que o modelo de *overshooting* não foi testado para a economia brasileira.

1.4) Modelo Monetário

Os Modelos Monetários sobre a determinação da taxa de câmbio foram derivados do monetarismo friedmaniano combinado ao Enfoque Monetário do Balanço de Pagamentos de Henry Johnson e Jacob Frenkel. Por essa razão tais modelos estão escorados em três suposições básicas: (a) perfeita flexibilidade de preços e salários, (b) demanda por moeda estável e, (c) vigência da paridade de poder de compra relativa.

Assim sendo, em cada economia a oferta monetária, a elasticidade da demanda por saldos reais desejáveis e o nível de renda determinam o nível de preço, que por sua vez, estabelece a taxa de câmbio.

Analogamente ao teste da PPC, Rossi faz os testes de Dickey-Fuller e de cointegração pelo método de Johansen para modelos monetários com preços flexíveis para o Brasil. As variáveis preço e juros domésticos e internacionais usadas nesses testes são as mesmas apresentadas acima pelo autor. Acresce-se à análise dados sobre: a oferta monetária, representada pelo agregado monetário M_1 no Brasil e nos Estados Unidos, e a produção industrial nesses dois países, como *proxy* para o PIB.

Segundo esse autor, sendo a taxa de câmbio de longo prazo a razão entre os níveis de preços de dois países, o ponto de partida de seu trabalho é estabelecer os determinantes das variações desses preços, o que a seu ver depende da especificação da função de demanda por moeda. Desta forma, o mesmo supõe o seguinte modelo:

(29) $M/P = f(Z) = k Y^\alpha e^{-\beta i}$ e $M^*/P^* = f(Z) = k^* Y^{*\alpha} e^{-\beta^* i^*}$, onde P , Y e i são respectivamente, o nível de preços, o PIB real e a taxa de juros nominal, com k , α e β sendo parâmetros e as variáveis com asterisco indicam que são do país estrangeiro.

(30) Por hipótese a taxa de câmbio é $S = P/P^*$

Substituindo os preços da equação (29) na equação (30), aplicando-se logaritmo nas variáveis, exceto nas taxas de juros, e impondo-se a igualdade dos parâmetros da função de demanda por moeda dos dois países, obtém-se a seguinte expressão:

(31) $s = (m - m^*) - a(y - y^*) + b(i - i^*)$, que na forma irrestrita assume a forma:

(32) $s = \gamma_1 m + \gamma_2 m^* + \gamma_3 y + \gamma_4 y^* + \gamma_5 i + \gamma_6 i^*$, em particular, é comum testar as hipóteses $H_1: \gamma_1 = 1$, $H_2: \gamma_2 = -1$, $H_3: \gamma_3 = -\gamma_4$ e $H_4: \gamma_5 = -\gamma_6$

Por outro lado, admitindo que a hipótese de violação da PPC pode estar intimamente ligada a diferença de produtividade entre os setores de *tradeables* e *non-tradeables*, Rossi propõe fazer também o mesmo teste de cointegração usando índices de preços dos *tradeables* ao invés de índices gerais de preços.

Portanto, seja:

(33) $S = P_t / P_t^*$, suponha que o nível geral de preços seja uma média ponderada dos preços dos setores *tradeables* e *non-tradeables*. Desta forma, tem-se:

$$(34) \frac{P_t (P_t/P_n)^\lambda P}{P_t^* (P_t^*/P_n^*)^\lambda P^*}$$

que, uma vez consideradas as respectivas demandas por moeda descritas para os níveis gerais de preços, obtém-se:

$$(35) S = \frac{(P_t/P_n)^\lambda M f^*(Z)}{(P_t^*/P_n^*)^\lambda M^* f(Z)}$$

ou na forma logaritma, com $g = \log[(P_t/P)/(P_t^*/P^*)]$,

$$(36) s = \gamma(g - g^*) + (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*),$$

ou ainda na forma irrestrita:

(37) $s = \gamma_1 g + \gamma_2 g^* + \gamma_3 m + \gamma_4 m^* + \gamma_5 y + \gamma_6 y^* + \gamma_7 i + \gamma_8 i^*$, em que é usual testar se $H_1: \gamma_1 = -\gamma_2$, $H_2: \gamma_3 = -\gamma_4$, $H_3: \gamma_5 = 1$, $H_4: \gamma_6 = -1$, $H_5: \gamma_7 = -\gamma_8$, $H_6: \gamma_8 = -\gamma_7$

Para não alongar em demasia este trabalho acadêmico, serão apresentados tão somente os resultados estatísticos e a análise econométrica

para o modelo monetário mais geral (eq. 37). Isto não compromete o estudo em questão, uma vez que não há diferenças qualitativas entre o que se conclui, desde a forma mais simples à mais geral.

Na tabela 10, a seguir, estão os testes DF e ADF para as variáveis da eq. 37 que não estão nas tabelas 1 ou 7.

Tabela 10

Dickey-Fuller												
	g	Δg	g^*	Δg^*	m	Δm	m^*	Δm^*	y	Δy	y^*	Δy^*
DFs	-0,29	-10,4	-2,37	-7,65	6,83	-9,13	-0,33	-9,31	-4,43	-14,9	-0,54	-9,34
DFc	-1,33	-10,7	-1,96	-7,69	0,60	-11,2	-1,00	-9,29	-4,63	-14,8	-1,95	-9,37
ADFs	-0,86	-8,80	-2,67	-8,23	5,30	-5,44	-0,35	-7,04	-4,07	-8,28	0,09	-6,55
2	-0,74	-7,01	-2,62	-6,83	4,26	-3,30	-0,37	-5,23	-5,22	-7,13	-0,11	-5,45
3	-0,60	-6,64	-2,60	-6,15	3,20	-3,03	-0,46	-5,45	-5,54	-7,59	-0,20	-5,51
ADFc	-1,77	-9,25	-2,76	-8,30	0,41	-7,20	-1,40	-7,02	-4,28	-8,25	-2,41	-6,58
2	-1,77	-7,43	-2,48	-6,91	0,21	-4,76	-1,51	-5,21	-5,52	-7,11	-2,70	-5,48
3	-1,57	-7,12	-2,50	-6,24	-0,09	-4,54	-1,79	-5,43	-5,92	-7,57	-2,89	-5,55

Os resultados obtidos nesses testes revelam que todas as variáveis são não-estacionárias com ordem de integração igual a um, exceto o índice de produção industrial que é estacionário no nível. Lembra-se, porém, que os testes para preços, câmbio e juros não estão incluídos nesta tabela, mas já foram apresentados (tabela 1 ou 7).

Conseqüentemente, é provável haver ao menos um vetor de cointegração entre as variáveis mencionadas.

O método de cointegração segundo Johansen indica que há pelo menos três vetores de cointegração significativos para a equação 37, como se pode ver abaixo na tabela 11.

Tabela 11

Equação e Teste						
$\gamma_1S - \gamma_2m - \gamma_3m^* - \gamma_4Y - \gamma_5Y^* - \gamma_6i - \gamma_7i^* - \gamma_8G - \gamma_9G^*$						
	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace
	(1)		(2)		(3)	
$r = 0$	80,7	322,0	80,7	295,5	80,7	295,5
$r \leq 1$	65,4	214,2	62,7	214,8	62,7	214,8
$r \leq 2$	60,6	175,6	46,2	152,1	46,2	152,1
$r \leq 3$	34,6	115,2	31,4	105,9	31,4	105,9
$r \leq 4$	27,0	80,7	26,6	74,5	26,6	74,5
$r \leq 5$	20,4	53,7	19,5	47,9	19,5	47,9
$r \leq 6$	15,9	33,3	15,0	28,4	15,0	28,4
$r \leq 7$	10,4	14,3	7,1	13,4	7,1	13,4
$r \leq 8$	6,9	6,9	6,3	6,3	6,3	6,3

Os coeficientes dos dois vetores de cointegração mais significativos estão ilustrados abaixo na tabela 12. Note-se a discrepância de γ_7 em relação a γ_6 , além da incongruência dos sinais estimados para γ_4 , γ_6 e γ_8 , com os esperados segundo a teoria econômica. Os sinais de γ_4 , γ_6 e γ_8 deveriam ser positivos.

Tabela 12

Coeficientes dos vetores de cointegração significativos								
γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	γ_8	γ_9
1,00	-0,88	0,25	5,62	-4,50	-2,01	288,6	-4,11	0,33
1,00	-1,11	-1,90	-1,09	10,43	-13,71	87,17	-25,82	0,45

Por conseguinte, verifica-se ainda, conforme se pode constatar abaixo na tabela 13, que as restrições usualmente consideradas pela literatura econômica não são validadas.

Tabela 13

Teste sobre restrições nos coeficientes dos vetores de cointegração	
modelo : $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 i - \gamma_7 i^* - \gamma_8 g - \gamma_9 g^*$	
Restrições	Estatística χ^2 (nível de significância)
$1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3$	11,69 (0,020)
$1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3 ; \gamma_4 = -\gamma_5$	28,84(0,0001)
$1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3 ; \gamma_6 = -\gamma_7$	32,38 (0,000)
$1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3 ; \gamma_8 = -\gamma_9$	30,78 (0,000)
$1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3 ; \gamma_4 = \gamma_5 ; \gamma_6 = -\gamma_7 ; \gamma_8 = -\gamma_9$	45,71 (0,000)

Em resumo, o modelo monetário ajusta-se aos dados, mas a magnitude de alguns coeficientes e os sinais das elasticidades das variáveis endógenas com a taxa de câmbio não estão adequadas ao que se espera teoricamente.

1.5) Asset Market Approach

Dando continuidade à exposição dos modelos de determinação e dinâmica da taxa de câmbio, tem-se que nos modelos de equilíbrio de portfólios (*Asset Market Approach*) também se faz uso da paridade de taxa de juros como justificativa dos movimentos da taxa de câmbio de curto prazo, supondo-se ainda que a paridade de poder de compra vige no longo prazo. Nesses modelos, porém, leva-se em conta o risco cambial na PTJ.

No curto prazo, os mercados de bens não estão em equilíbrio⁵, ou seja, o nível geral de preços não se iguala a produtividade do capital, muito embora o mercado monetário o esteja. Isso faz com que a taxa de câmbio tenha um movimento dissociado da paridade de poder de compra, mas atrelado à paridade de taxa de juros. No longo prazo, todos os mercados se equilibram e tanto a PPC quanto a PTJ são atendidas.

⁵ A razão par tal desequilíbrio de curto prazo varia de uma escola do pensamento econômico para outra. Por exemplo, para os monetaristas é por causa das expectativas adaptativas, para os novo-clássicos é porque há “news” e para os novo-keynesianos é por causa de rigidezes nominais e/ou reais.

Na linha de pensamento do *Asset Market Approach* Dornbush⁶ sugere que no curto prazo, devido ao escopo limitado da arbitragem de bens, a determinação da taxa de câmbio esteja inteiramente condicionada ao equilíbrio no mercado de ativos. Para sustentar essa afirmação o autor supõe um modelo com as seguintes hipóteses: dois ativos, isto é, duas moedas: uma, nacional e outra, internacional; substitubilidade perfeita entre esses ativos; ajustamento instantâneo dos portfólios; plena mobilidade de capital; equilíbrio no mercado monetário e existência de especulação sobre as taxas de câmbio *spot* e *forward*.

Neste modelo a taxa de juros de equilíbrio (r) é determinada no mercado monetário pela interação entre oferta de encaixes reais (exógena) e demanda por saldo reais desejáveis. Considerando que a renda real e outros determinantes da demanda por encaixes reais estão dados, a taxa de juros de equilíbrio é função da quantidade real de moeda ofertada, ou seja:

$$(38) \ r = f(M/P)$$

A arbitragem de juros, com o câmbio coberto e ativos domésticos e estrangeiros perfeitamente substituíveis, garante que a taxa de juros interna seja igual à internacional mais o prêmio por variação esperada do câmbio. Isto é,

$$(39) \ r = r^* + \lambda$$

O prêmio λ é definido pela taxa de variação percentagem da taxa de câmbio *forward* ($\bar{e}$) em relação a taxa *spot* (e), ou seja:

$$(40) \ \lambda = (\bar{e} - e)/e, \text{ sendo que,}$$

⁶ Dornbusch, R. *The theory of flexible exchange rate regime and macroeconomic policy*. in Crystal, A. (org) *Monetarism*. Londres: Edward Elgar, 1976. Volume II. Cap. 10, pp. 310-330.

(41) $\bar{e} = \pi e + (1 - \pi)e_{-1}$; $0 < \pi < 1$, o que denota que as expectativas são adaptativas.

Substituindo (38) e (39) em (40), encontra-se uma relação entre a oferta real de moeda, a taxa de câmbio à vista e a taxa a termo.

$$(42) f(M/P) = r^* + [(\bar{e}/e) - 1]$$

Diferenciando (42) em relação a r e denominando de s a elasticidade juro da demanda por moeda, obtém-se:

$$(43) e = \bar{e} + (1/s) M, \text{ sendo que } 0 < s < 1$$

Substituindo (41) em (43), tem-se:

$$(44) e = \{1/[(1 - \pi)s]\} M$$

Da equação (44) note-se que quanto maior for a resposta da taxa *forward* à taxa corrente, ou seja, quanto mais próximo da unidade π estiver e quanto menor for, s , maior serão as flutuações da taxa de câmbio *spot* causadas por tal expansão monetária. O fato de as expectativas serem adaptativas serve para intensificar esse efeito.

Isto posto, Dornbusch explicita a lógica de funcionamento do seu modelo. O diferencial entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional cria pólos de atração e de repulsão para as aplicações em portfólio, especulações sobre as futuras taxas de câmbio *spot*, o que induz a movimentos de capital.

Dessa forma, o autor supõe uma expansão da quantidade nominal de moeda em um país pequeno. Visto que preços estão fixos e admitindo que s é maior que zero e menor que um e assumindo que π está próximo de um, essa expansão monetária provoca uma queda da taxa de juros interna.

Há, então, depreciação da taxa da câmbio *spot* mais que proporcional à elevação da oferta monetária, não acompanhada de depreciação em igual magnitude na taxa de câmbio a termo. Isto é, há uma apreciação antecipada.

Por conseguinte, tem-se uma entrada de capitais para aplicar na moeda doméstica, motivada pela expectativa de apreciação de câmbio.

Faz-se preciso mencionar que Dornbusch não realiza testes econométricos para investigar a adequabilidade de seu modelo à dinâmica da taxa de câmbio e por consequência autor não faz qualquer estimativa do coeficiente de ajustamento preço-câmbio (π). Não foram encontradas referências bibliográficas que apontem a existência de estudo econométrico similar para a economia brasileira.

Prosseguindo o estudo pretendido, vale dizer que há modelos mais sofisticados nos quais também se adota o pressuposto de arbitragem internacional de juros. Esse é o caso do modelo de McKinnon (1982), em que o autor admite a existência de quatro ativos, a saber: uma moeda e um título domésticos e uma moeda e um título internacionais. Nesse trabalho o autor em questão demonstrou que, supondo a perfeita mobilidade de capitais e admitindo a substituição entre divisas, o controle dos agregados monetários domésticos torna-se ineficaz.

Os modelos de substituição de divisas tratam das escolhas individuais de portfólio em economias abertas. O modelo reflete um cenário de curtíssimo prazo, onde preços, a renda e a taxa de câmbio *spot* são dados; entretanto as alterações nas demandas por moedas nacionais estão sujeitas à volatilidade das expectativas das variações cambiais.

McKinnon procurou relacionar a demanda por moeda doméstica às expectativas de variação cambial construindo um modelo no qual a função de demanda por moeda é dividida em dois estágios: o primeiro indica que a

demanda mundial por moeda depende da renda mundial (dada) e da taxa de juros mundial⁷.

$$(45) \quad M_d^w / P = L(i^w, Y^w).$$

A demanda mundial por moeda (M_d^w) varia, portanto, em função da taxa de juros mundial (i^w). A pressuposição de perfeita mobilidade de capitais implica que:

$$(46) \quad i - i^* = s$$

$$(47) \quad i^w = \alpha i + (1 - \alpha)i^*$$

onde s representa a variação esperada da taxa de câmbio. A equação (46) deriva da hipótese forte de plena mobilidade de capitais, o que implica em um diferencial de taxas de juros entre os países igual à expectativa de variação cambial. A equação (47) indica que a demanda mundial por moeda é estável, e não depende das expectativas de variação cambial. O parâmetro α - que corresponde ao peso financeiro atribuído ao país em questão no mercado de títulos - é insensível às variações das expectativas de variação cambial (Δs) no curto prazo.

O segundo estágio da demanda por moeda a divide em dois componentes: a demanda por moeda em dólar e em *rowa*, ambas altamente sensíveis às expectativas de variação cambial.

$$(48) \quad M_d = \beta(s, Y / Y^w) M_d^w$$

$$(49) \quad SM_d^* = (1 - \beta) M_d^w$$

Essa separação de M_d^w em dois componentes é responsável pelas mudanças verificadas na oferta mundial de moeda: expectativas de

⁷ Em toda a análise o autor escreve de um ponto de vista da economia americana, contrapondo-a ao resto do mundo (ROW - Rest of World), cuja moeda é o *rowa*.

depreciação cambial reduzem a demanda por dólares e elevam a demanda por *rowa* na mesma magnitude, permanecendo inalterada a demanda mundial por moeda (a uma dada taxa de juros). Essa redução de M_d e elevação de M_d^* é explicada pelo parâmetro β (participação do dólar na oferta de moeda mundial), sensível às expectativas de variação cambial (equações 48 e 49). A relação $\partial\beta/\partial s < 0$ é uma medida do grau de substitutibilidade entre as moedas.

A substituição de divisas ocorre a partir de dois canais: o primeiro consiste na troca direta da retenção de dólares por *rowa* pelos agentes que transacionam com ambas as moedas; o segundo - e mais fundamental - surge a partir da pressuposição de plena mobilidade dos capitais, porque as expectativas de variação cambial elevam o diferencial entre as taxas de juros na mesma proporção. A taxa de juros de cada país mover-se-á na mesma proporção de α (peso atribuído ao país no mercado de títulos).

No caso de uma expectativa de depreciação cambial, o autor conclui que a elevação da taxa de juros dos EUA (i) e a redução da taxa de juros de ROW (i^*) induzirão a compra de títulos nos EUA e venda em ROW. Esse movimento induz uma breve redução do diferencial da taxa de juros ($i - i^*$) abaixo do nível de depreciação cambial esperado (s) que se corrigirá através do processo de arbitragem no mercado internacional de títulos. O fluxo de dólares dos EUA para ROW será exatamente igual à redução de M_d e elevação de M_d^* , o necessário para manter $i - i^* = s$. Esse segundo canal é quantitativamente mais importante porque atinge não somente os agentes econômicos que transacionam no mercado internacional, mas também os que atuam apenas no mercado doméstico.

Ao tratar da oferta de moeda, o modelo de Mc Kinnon (op. cit: 339) assume que os ativos e passivos dos dois países no sistema do padrão dólar estão representados da seguinte forma:

$$(50) M^* = M + SM^*$$

$$(51) M^* = A^* + M_r / S + B_r / S$$

$$(52) M + M_r = A$$

$$(53) M + SM^* = M^W = A + SA^* + B_r$$

Segundo a equação (50) a oferta mundial de moeda corresponde à soma das ofertas de moeda dos EUA e de ROW. As demais equações indicam o seguinte: a oferta de moeda de ROW é uma função dos ativos domésticos do banco central de ROW (A^*), dos depósitos em dólar junto ao FED (M_r) e dos títulos do tesouro americano em poder do banco central de ROW (B_r), ou seja, dos ativos domésticos e das reservas cambiais junto ao FED; como EUA é o centro de reserva, seus ativos domésticos (A) incluem a sua oferta de moeda (M) e os depósitos em dólar de ROW (M_r).

As intervenções de ROW no mercado cambial - lembrando que o modelo assume que somente ROW intervém através de operações cambiais e que a política do FED é tomada como dada - tem consequências sobre os agregados monetários.

A assimetria existente no sistema financeiro internacional deriva da forma como o banco central de ROW retém suas reservas em dólar: se essas forem retidas na forma de depósitos no FED, isto é, ($M_r > 0; B_r = 0$), a oferta mundial de moeda permanecerá constante; por outro lado, se a resposta do banco central de ROW for no sentido de comprar títulos do tesouro dos EUA ($M_r = 0; B_r > 0$), haverá uma esterilização que elevará a oferta de moeda mundial mesmo que os ativos domésticos dos dois países sejam fixos, conforme ver-se-á a seguir.

A) Política de não esterilização

Uma análise das equações de oferta mundial de moeda indica que alterações do crédito doméstico de qualquer país produz um impacto direto sobre a oferta mundial de moeda, enquanto s não afeta a oferta mundial de moeda, quando se analisa o impacto de variações exógenas ao modelo sob uma política de não esterilização⁸. Segundo o modelo de substituição de divisas, quando não há esterilização ($B_r = 0$), mudanças (exógenas) nas expectativas de variação cambial (Δs) levam a fluxos de divisas entre os países - variações nas reservas - mantendo-se a oferta mundial de moeda constante. Se, por exemplo, o FED sinaliza uma possível depreciação do dólar, o banco central de ROW intervém no mercado elevando suas divisas na forma de depósitos no FED, com a finalidade de manter a taxa de câmbio *spot* constante. Esse mecanismo leva a uma contração da oferta de moeda doméstica (dos EUA), mantendo-se o crédito doméstico (A) constante. A elevação das reservas em dólar de ROW, implica em um aumento na oferta de moeda nesse país, permitindo uma acomodação à elevação na demanda por rowa, na mesma magnitude da redução da demanda por dólar. Mantém-se, desta forma, a oferta mundial de moeda constante.

A variação dos estoques de dólar e rowa será determinada pela participação de cada uma delas no estoque mundial de moeda, de acordo com o parâmetro de *currency substitution* ($\partial \beta / \partial s < 0$) que determina a magnitude do fluxo de capital para ROW. Essa transferência determina uma acomodação do estoque de moeda nacional à variação na demanda doméstica por moeda, não gerando tensões inflacionárias. Uma política de não esterilização por parte do banco central de ROW, portanto, provoca transferências de capital dos EUA para ROW sem desestabilizar a oferta mundial de moeda.

(...) random short-run shifts in demand between national monies by private speculators would be fully accommodated by official

⁸ $\partial M^* / \partial A = \partial M^* / \partial A^* = 1; \partial M^* / \partial s = 0$

intervention in the foreign exchanges without losing control over the world's money supply. (Mc Kinnon, 1982: 340)

B) Política de esterilização passiva

Mudanças nas expectativas quanto à evolução das taxas de câmbio (Δs) podem desestabilizar a oferta mundial de moeda caso o banco central de ROW opte por intervenções cambiais acompanhadas de esterilização passiva por parte do FED. Nesse caso, a elevação transitória das reservas internacionais de ROW em dólar junto ao FED será imediatamente utilizada para a compra de títulos do tesouro americano. Essa transação será efetuada pelo FED, atuando como corretor entre o tesouro americano e o banco central de ROW. A realização dessa operação de venda de títulos do tesouro americano (B_f) impacta a oferta de moeda doméstica, apesar do FED não alterar o ativos doméstico (A), motivo pelo qual essa operação é denominada uma *esterilização passiva*. Com esse processo, a oferta de moeda dos EUA é isolada das transações oficiais estrangeiras; a saída de capital, decorrente da expectativa de depreciação do dólar sinalizada, não implica em uma redução da oferta de moeda nos EUA. De outra forma, a oferta de rowa responde completamente a intervenções nas divisas operadas pelo banco central de ROW.

$$(54) M^w = A / \beta$$

A oferta mundial de moeda é uma função da posição de ativos domésticos do FED e da participação de dólares no estoque de moeda mundial (β).

No regime de câmbio fixo, sob o sistema de padrão dólar, o parâmetro β aproximava-se da unidade e s apresentava baixa volatilidade. A esterilização passiva descrita acima não desestabilizava a oferta mundial de moeda, desde que o FED assegurasse corretamente a elevação de crédito doméstico de acordo com as variações de demanda por dólar ($M^w \cong A$). Desse modo,

McKinnon conclui que a taxa de crescimento da oferta mundial moeda permanecia sob o controle do FED, cuja política era potencialmente não inflacionária.

No entanto, com flutuação administrada, expectativas voláteis em relação à taxa de câmbio e declínio da participação do dólar na oferta mundial, a política de esterilização passiva pode provocar uma explosão da oferta mundial de moeda, mesmo se a demanda mundial por moeda for estável.

$$(55) \frac{\partial M^*}{\partial \alpha} = (-A / \beta^2) (\partial \beta / \partial \alpha) > 0$$

De acordo com a equação acima, a oferta de moeda é sensível às expectativas de variações cambiais (quanto menor for β), e suscetível à elevação do grau de substituição de divisas ($\partial \beta / \partial \alpha$). Neste caso, uma elevação em s que provoque uma saída de capital dos EUA implica em uma expansão na oferta de *rowa* que não se traduz em uma contração da oferta de dólar, uma vez que a elevação das reservas cambiais de ROW foi utilizada na compra de títulos do tesouro americano. A política de esterilização passiva praticada pelo FED em conjunto com a elevação da oferta de moeda de ROW leva à explosão na oferta mundial de moeda, desestabilizando-a.

Vale ressaltar que Mc Kinnon estima seu modelo para a economia Norte-americana. Em contrapartida o mesmo ainda não foi feito para a economia brasileira.

1.6) Modelo Monetário com Expectativas Racionais

Há também modelos monetários em que é introduzida a hipótese de expectativas racionais, como será exposto a seguir. Supondo a existência de dois países, dois título perfeitamente substituíveis entre si e ajuste instantâneo no mercado de ativos. Admite-se também a vigência da paridade de taxas de juros aberta no curto prazo e da paridade de poder de compra no longo prazo, que as moedas nacionais são apenas meio de pagamento e unidade de conta,

que as economias estão em pleno emprego e que os preços são determinados em mercados monetários. Sendo assim, o modelo básico consiste de quatro identidades (condições de equilíbrio) e duas equações comportamentais, como se segue abaixo:

$$(56) \quad l_t = p_t + \alpha y_t - \beta r_t$$

$$(57) \quad l_t^* = p_t^* + \alpha y_t^* - \beta r_t^*$$

onde l , p e y denotam os logaritmos naturais de demanda nominal por moeda, nível de preços e renda agregada real, respectivamente, r é a taxa de juros nominal e os asteriscos especificam variáveis do país estrangeiro.

(58) e (59) $m_t = l_t$ e $m_t^* = l_t^* \Rightarrow$ equilíbrio nos mercados monetário nacionais;

(60) $p_t = p_t^* + e_t \Rightarrow$ equilíbrio no mercado internacional de produtos (PPC absoluta);

(61) $E_t e_{t+1} - e_t = r_t - r_t^* \Rightarrow$ equilíbrio no mercado internacional de títulos (PTJ aberta). $E_t e_{t+1}$ representa o valor esperado da taxa de câmbio em t da taxa de câmbio no período $t+1$.

Substituindo as equações de demanda por moeda (56 e 57) em (58 e 59), resolvendo para p_t e p_t^* , substituindo o resultado em (60) e inserindo (61), tem-se:

$$(62) \quad e_t = (m_t - m_t^*) - \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(E_t e_{t+1} - e_t)$$

Para completar o modelo falta formular uma equação que descreva o pressuposto de expectativas racionais. Por definição as expectativas são racionais se se utiliza de toda a informação disponível para estimar o valor futuro de uma variável e se não há persistência nos erros. Em termos econométricos esse processo pode ser descrito como:

(63) $e_t = E_t e_{t+1} + \Omega_{t+1}$, onde Ω é um choque aleatório com média zero e não correlacionado serialmente, isto é: $E(\Omega_{t+1}) = 0$ e $E(\Omega_t \Omega_{t+1}) = 0$.

Supondo que Ω seja zero, não há distúrbios aleatórios e a previsão é perfeita. Logo, rearranjando (62):

$$(64) e_t = [1/(1+\beta)]z_t + [\beta/(1+\beta)] E_t e_{t+1},$$

$$\text{onde } z_t = (m_t - m^*_t) - \alpha(y_t - y^*_t).$$

Para resolver (64) é necessário achar uma expressão para $E_t e_{t+1}$. Toma-se, então, a esperança de (64) para um período a frente:

$$(65) E_t e_{t+1} = [1/(1+\beta)]E_t z_{t+1} + [\beta/(1+\beta)] E_t e_{t+2}$$

O problema agora é encontrar uma expressão para $E_t e_{t+2}$. A solução, é claro, é avançar a equação (65) um período e tomar a esperança novamente. Esse processo de substituição continua *ad infinitum*, chegando a:

$$(66) e_t = [1/(1+\beta)] \sum_i [\beta/(1+\beta)]^i z_{t+i}, \text{ onde } i = 0, 1, \dots, \infty.$$

Portanto a taxa de câmbio corrente depende tanto dos valores correntes quanto dos valores futuros esperados das variáveis exógenas.

A dificuldade desse modelo está em estimar os valores esperados de z_{t+1} . Para tanto, usa-se processos geradores de dados, tais como passeio aleatório e ARIMA's.

Finn (1986)⁹ estimou a eq. 64 para a taxa de câmbio Dólar-Libra no período de maio de 74 a dezembro de 82, usando um ARIMA (1,1,0) para y e um ARIMA (3,1,0) para m . O método de estimação *full information maximum likelihood* produziu estimativas diferentes de um, porém, significativas a 5% e com os sinais esperados.

⁹ Ver Pentecost, J. Eric (1993) - Exchange Rate Dynamics - Capítulo 4, pp. 79.

É importante dizer que esse tipo de modelo não foi estimado com dados da economia brasileira.

1.7) Modelo de "News"

A partir da contribuição de Frenkel (1981) passou-se a focar "news" como uma explicação para os desvios da taxa de câmbio quando comparada aos seus fundamentos. "News" são informações que surpreendem os agentes e que podem causar uma revisão de suas expectativas sobre o valor futuro de uma variável. Essas "novidades" ao afetarem as expectativas sobre as alterações na taxa de câmbio prevista para o futuro, influenciam a magnitude dessa taxa corrente. Variáveis como o resultado da conta de transações correntes, o déficit público e o crescimento da oferta monetária, por exemplo, causam grande alvoroço no mercado de câmbio ao serem anunciadas.

Teoricamente, o modelo de *news* nada mais é do que um modelo monetário com preços flexíveis e expectativas racionais, muito similar ao discutido acima. Assim, supondo que os mercados de divisas sejam ainda eficientes e caracterizados por agentes que tomam suas decisões com base em expectativas racionais, somente "news" poderiam mover a taxa de câmbio¹⁰. Alterações antecipadas nas variáveis que causam mudanças nos fundamentos não produzem efeito algum.

Portanto, seja z_t um vetor das variáveis relevantes no processo de determinação da taxa de câmbio e seja:

$$(67) \quad s_t = \gamma' z_t + \eta_t,$$

onde, s_t é a taxa de câmbio corrente e η_t é um ruído branco.

Dado por hipótese que as expectativas são racionais,

$$(68) \quad s_t^e = \gamma' z_t^e,$$

¹⁰ A hipótese de mercado eficiente requer que a taxa de câmbio a termo seja um estimador não viesado da taxa de câmbio spot esperada.

onde $s_t^e = E(s_t | I_{t-1})$, $z_t^e = E(z_t | I_{t-1})$.

Subtraindo a equação 68 de 67 e assumindo neutralidade de risco, tem-se:

$$(69) \quad s_t - s_t^e = \gamma(z_t - z_t^e) + \eta_{1t}$$

onde o termo em parênteses representa a variável “news” e s_t^e é a taxa de câmbio a termo.

Para dar a “news” um conteúdo empírico faz-se preciso especificar um modelo para os fundamentos, bem como estabelecer como as expectativas de z_t são formadas. Os modelos de “news” são usualmente modelos monetários com expectativas racionais e os valores esperados de z_t também são gerados por ARIMA's.

Frenkel usou de processos autoregressivos univariados para gerar “news” no diferencial de taxa de juros coberto que, por sua vez, causaria erro de previsão na taxa de câmbio a termo, s_t^e , o que possibilitou testar a eq. (69) para as taxas de câmbio Dólar-Libra, Dólar-Franco e Dólar Marco, no período de junho de 1973 a junho de 1979. Os sinais dos parâmetros de “news” estimatidos mostraram-se coerentes com a teoria monetária, mas somente o coeficiente do modelo para a taxa de câmbio Dólar-Libra era estatisticamente significativa.

Não foi encontrado na literatura consultada uma referência que contivesse testes para o modelo de news com dados da economia brasileira.

1.8) Modelo de Bolhas Especulativas

Assim como os modelos de “news” as bolhas especulativas fazem com que a taxa de câmbio se mova independentemente de alterações nos fundamentos. Isso pode ocorrer por alteração de política monetária não antecipada ou por falta de informações por parte dos agentes.

Seja qual for a razão, as bolhas especulativas exigem que se tenha uma noção exata dos fundamentos de equilíbrio. A dinâmica desse modelo dá-se segundo a lógica da especulação com moedas.

Compra-se essa moeda valorizada na expectativa de ter-se ganhos de curto prazo na medida em que tal moeda continue a se apreciar. Isso acontece até que se avalie que essa moeda irá se depreciar em direção ao nível de equilíbrio de longo prazo. Logo, os especuladores têm que julgar qual a probabilidade de a bolha estourar antes que ela estoure.

Suponha que a variação na taxa de câmbio seja dado por $E_t e_{t+1} - e_t$ e que a taxa de apreciação por unidade de tempo seja dada por x_t . Os especuladores acreditam que essa taxa de apreciação continuará para o próximo período com uma probabilidade π e esperam ganhar lucros iguais a πx_t por unidade de moeda externa. Por outro lado, a probabilidade de colapso da bolha é $(1 - \pi)$, com perdas equivalentes a $(1 - \pi)(\bar{e} - e_{t+1})$ por unidade de moeda internacional retida, onde $\bar{e}$ é a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo, dada pelos fundamentos.

Usando a paridade de taxa de juros a descoberta tem-se:

$$(70) E_t e_{t+1} - e_t = r_t - r_t^* = (1 - \pi)(\bar{e} - e_{t+1}) + \pi x_t$$

Essa equação mostra que, mesmo se $r_t^* > r_t$, tal que uma depreciação fosse esperada, especuladores continuariam a comprar moeda externa se x_t fosse positivo. Mais ainda, essa relação revela que se um moeda estiver sobrevalorizada e apreciando, então a taxa de apreciação deve estar aumentando, pois a perda por unidade de moeda estrangeira será maior quanto maior for a magnitude da taxa de câmbio em termos do seu valor de equilíbrio.

Rescrevendo (70) em função de x_t ,

(71) $x_t = (r_t - r_t^*)/\pi + (e_{t+1} - \bar{e})/[(1 - \pi)/\pi]$, que diz que a taxa de incremento de e_t aumenta para dados valores de π , $r_t - r_t^*$ e e_t .

Há três enfoques distintos para se testar a hipótese de bolhas especulativas, a saber: *runs tests*, *excess volatility tests* and *specification tests*¹¹. No primeiro caso testa-se a hipótese da média dos excessos dos retornos ser igual a zero contra a hipótese alternativa de não ser igual a zero. Em outras palavras, o que se faz é comparar o desvio padrão da média dos retornos da distribuição de x_t com os de uma distribuição com média zero. Se esses forem diferentes, ou melhor se houver retornos positivos, conclui-se que há bolha especulativa. Vale destacar que a simplicidade desse teste implica em perda de seu poder explicativo.

Já os testes de excesso de volatilidade são mais precisos e portanto mais eficientes. Tais testes consistem também em fazer uma comparação, não mais porém de características relacionadas à média, e sim entre variâncias. Isto é, das variâncias da taxa de câmbio com e sem bolhas.

$$(72) \text{ Seja: } e_{t+1} = b E_t e_{t+1} + z_{t+1}$$

e

$$(73) e_t^F = \sum_i b^i E_t z_{t+i} \Rightarrow \text{com base nos fundamentos}$$

Com previsão perfeita, $E_t e_{t+1} = e_t$, então $e_t^F = \sum_i b^i E_t z_{t+i}$.

A atual solução para a taxa de câmbio, e_t^A , diferirá de e_t^F , por um erro em prever os fundamentos, z_t , ou seja:

$$(74) e_t^A = e_t^F + u_t,$$

onde $u_t = \sum_i b^i (E_t z_{t+i} - E_t z_{t+1})$.

Dado que u_t é independente de e_t^F , então:

¹¹ Ver Pentecost, Eric J., pp.85 e 86.

$$(75) V(e_t^A) = V(e_t^F) + V(u_t) \text{ e,}$$

$$(76) V(e_t^A) > V(e_t^F)$$

A variância da taxa de câmbio observada excederá àquela decorrente da causalidade dos fundamentos. Se houver bolhas, B_t , então, supondo previsão perfeita, $e_t^A = e_t^F + B_t$, que substituída em (76) resulta em:

$$(77) e_t^A = e_t - B_t + u_t,$$

tal que:

$$(78) V(e_t^A) = V(e_t) + V(B_t) + V(u_t) - 2 \text{ COV}(e_t, B_t).$$

Visto que a covariância entre e_t e B_t não pode ser assumida *a priori* como sendo igual a zero ou negativa, então segue-se que a violação da desigualdade seria uma evidência de excesso de volatilidade e de presença de bolhas. Flood e Hodrick (1996) ressaltam, porém, que há outras explicações em caso de transgressão do pressuposto de desigualdade em eq. (73).

Por fim, um terceiro teste para captar a existência de bolhas é o teste de especificação usado por Meese (1986). Esse método envolve comparar duas estimativas do parâmetro b obtidas de versões distintas de modelos monetários com expectativas racionais. Dada a formulação básica para expectativas racionais,

$$(79) e_t = bE_t e_{t+1} + \mu_t, \text{ sendo } \mu_t \text{ ruído branco,}$$

b pode ser estimado diretamente substituindo $E_t e_{t+1}$ por e_{t+1} , e utilizando o estimador de variável instrumental de McCallum (McCallum, 1979). Produz-se assim uma estimativa consistente de b , um b_1 .

Uma outra estimativa, b_2 , é determinada pelo modelo dos fundamentos da taxa de câmbio, que escrito com um termo de erro e com um período a frente é dado por:

$$(80) e^F_t = \sum_i b^i E_t z_{t+i} + u_t,$$

onde se assume que z_t segue um processo AR(1),

$$(81) z_t = \phi z_{t-1} + w_t \text{ sendo } w_t \text{ ruído branco}$$

Aplicando-se esperança em (81) no instante t , tem-se $E_t z_{t+i} = \phi^i z_t$ e o modelo fica:

$$(82) e^F_t = (1 + b_2 \phi)^{-1} z_t + u_t$$

Procede-se então uma comparação entre as estimativas b_1 e b_2 . Na hipótese de ambas serem estatisticamente iguais, não há bolhas, caso contrário há.

Teste realizado por Frankel & Froot (1990)¹² para a economia norte-americana revelou a presença de bolha especulativa durante o período de apreciação do dólar no início dos anos 80. No entanto, essa explicação foi rejeitada para todo o restante da década de oitenta. Isso é um forte indício que bolhas são fenômenos de curta duração, horas, dias, meses, anos, mas não uma década inteira.

Não é demais lembrar que os modelos que envolvem a identificação de bolhas especulativas não foram testados para o caso brasileiro até então. Talvez porque não o fizesse sentido, dados o histórico processo inflacionário e a recorrente política de desvalorização cambial no Brasil.

1.9) Teoria do Caos Aplicada a um Modelo Monetário

A princípio estudada no âmbito das ciências exatas, a teoria do caos tem sido paulatinamente introduzida em outras esferas do conhecimento. Em trabalhos sobre o movimento dos corpos celestes o matemático francês Henri Poincaré (1899) antecipou o que viria a ser fenômeno caótico ao perceber que

¹² Ver Rivera Batiz - International Finance and Open Economy Macroeconomics, capítulo 15, pp. 441.

pequenas perturbações na órbita dos planetas provocaria trajetórias completamente diferentes.

No entanto, a moderna teoria do caos é atribuída a Edward Lorenz (1963), um meteorologista do MIT, que simulou um modelo de evolução do tempo, baseado em um sistema de equações diferenciais não-lineares. A exemplo de Poincaré, Lorenz observou que pequenas variações nas condições iniciais levariam a uma drástica alteração na evolução do tempo. Diante a um processo secular de consolidação e difusão dessa teoria, nos anos 90 testemunhou-se também o interesse de economistas em aplicá-la em estudos de fenômenos econômicos, como por exemplo, em modelos que enfocam a dinâmica da taxa de câmbio (De Grauwe, Dewachter & Embrechts, 1993).

Antes, porém, de explicitar o modelo do comportamento da taxa de câmbio, faz-se preciso expor, ao menos brevemente, quais as características intrínsecas de um sistema caótico. A aparência irregular e errática, a sensibilidade às variações nas condições iniciais, a presença de *strange attractors*, a existência de pelo menos um expoente de Liapunov positivo, a *continuous broadband Fourier power spectrum* e ergodicidade definem um sistema em que haja caos.

O primeiro fator de identificação de um sistema caótico é sua aparente irregularidade, evidência de aleatoriedade. Ou seja, o gráfico do vetor das variáveis não deve apresentar sinais de periodicidade. As distribuições dessas séries não são Gaussianas, Studentianas, ou qualquer outra conhecida. Não obstante, as séries temporais devem conter uma estrutura, gerada por um processo determinístico.

Em segundo lugar, um conjunto de equações diferenciais deve exibir sensibilidade em relação às condições iniciais. Isso significa que uma escolha de valores iniciais diferentes, mesmo que infinitesimalmente pequena, resulta em trajetória distinta da variável dependente. Tal fato se deve à uma mudança

nas magnitudes dos parâmetros estimados. É bom lembrar, entretanto, que a forma da trajetória total, bem como a função de distribuição, em geral, não se alteram. Em outras palavras, se houver tendência, ela permanece, e a característica de aleatoriedade é preservada.

Em terceiro lugar, o mais perceptível aspecto visual de caos é a emergência de *strange attractors*. Apesar da controvérsia a cerca do que constitui exatamente esse conceito, os autores em questão o definem como um mapa da trajetória no espaço fase com propriedade fractais¹³. Explicando melhor, o espaço fase é o espaço de todas as trajetórias possíveis. Em apenas uma fração desse espaço, porém, configura-se um mapa da trajetória do sistema, cuja dimensão não é integrável.

Em quarto lugar faz-se uso da análise de *Fourier* para identificar a existência ou não de periodicidade. Para tal, transforma-se uma função em uma soma de funções seno e cosseno com amplitudes e períodos diferentes, passando-se a lidar com números complexos. A magnitude desse número complexo, o componente de *Fourier*, é um número real $x(w)$, em que w é a frequência. O poder espectral é o gráfico do componente de *Fourier* versus a frequência. Não haver periodicidade significa que tal gráfico não deve apresentar picos, sendo portanto uma larga e contínua região espectral. Não é demais lembrar que essas definições são somente válidas para funções contínuas.

Em quinto lugar tem-se o expoente de Liapunov como uma medida de caos. Na verdade, esse expoente mede o grau de sensibilidade às condições iniciais para um mapa caótico. Essa medida revela quão separados estão pontos adjacentes em espaço fase após decorrer vários passos. Formalmente, em um mapa bidimensional, por exemplo, há dois expoentes de Liapunov, sendo que haverá sensibilidade em relação às condições iniciais se pelo menos um expoente for positivo. Se a soma de ambos for positiva, todo o

¹³ "We will define a strange attractor as an intriguing phase space trajectory plot with fractal properties" (De Grauwe, Dewachter & Embrechts, pp. 43).

espaço fase será ocupado, não havendo dimensão fractal. Logo, é preciso que haja pelo menos um expoente positivo e que a soma dos dois seja negativa.

Por fim, a ergodicidade refere-se a uma propriedade de um sistema caótico, pela qual as médias dos dados da amostra convergem, em sentido probabilístico, para as médias no espaço fase.

Isto posto, segue-se uma abordagem de aplicação da teoria do caos à teoria econômica, passando-se a enfocar um modelo de determinação e dinâmica da taxa de câmbio. Vale dizer que apenas será mostrado o modelo, sem que se pretenda estimá-lo.

O equilíbrio no mercado monetário é obtido quando demanda e oferta por moeda se igualam. Assim, seja:

$$(83) M_d = Y_t^a P_t (1 + r_t)^{-c} \text{ a função de demanda,}$$

onde M_d é a demanda por moeda, Y é a renda agregada, P é o nível geral de preços e r é a taxa de juros doméstica,

E seja a oferta de moeda, M_s , exógena.

$$(84) \text{ Em equilíbrio, tem-se, } M_s = M_d$$

Assumindo-se também que os mercados financeiros estão completamente abertos, isto é, que não há controles sobre os fluxos de capital e, que os especuladores são neutros em relação ao risco, faz-se uso da paridade de taxas de juros aberta:

$$(85) E(S_{t+1})/S_t = (1 + r_t) / (1 + r_t^*),$$

onde S_t é a taxa de câmbio no instante t , $E(S_{t+1})$ é a previsão feita em t da taxa de câmbio em $t+1$, r e r^* são as taxa de juros nacional e internacional.

Supondo que a dinâmica do nível geral de preços seja determinada por:

$$(86) P_t/P_{t-1} = (S_t P^*/P_t)^k, \text{ em que } k > 0,$$

quer dizer, posto que a economia está em pleno emprego, quando a taxa de câmbio real se deprecia, há um aumento da demanda por bens domésticos, o que tende a levar a uma elevação do nível de preços. O oposto ocorre quando se sucede uma apreciação real.

No longo prazo a paridade de poder de compra é tida como válida,

$$\bar{S}_t = \bar{P}_t / \bar{P}^*_t, \quad (87)$$

onde $\bar{S}_t$ é a taxa de câmbio de equilíbrio e, $\bar{P}_t$ e $\bar{P}^*_t$, são os níveis de preços doméstico e externo no *steady state*.

As equações de (83) a (87) descrevem a estrutura do modelo. Para resolvê-lo em função da taxa de câmbio substitui-se P_t da eq. (86) em eq. (83) e esta em eq. (84). Após Rearranjar os termos de modo a isolar a taxa de juros doméstica, insere-se esse resultado em eq. (85). Tem-se então a seguinte expressão:

$$(88) S_t = Z_t^\psi E_t(S_{t+1})^\phi$$

$$\text{onde } Z_t = M_s Y_t^\alpha P_{t-1}^\xi [\xi = 1/(1+k)], \phi = 1/[1+k/[(1+k)c]] \text{ e } \psi = (1/c) \phi$$

Para completar o modelo pressupõe-se que as expectativas sejam formadas de acordo com dois modos de comportamentos, que, por seu turno, simbolizam dois tipos de participantes do mercado de cambiais, a saber, os chartistas e os fundamentalistas. Os primeiros utilizam de técnicas analíticas para se posicionarem nesse mercado, ao passo que os últimos se atêm aos fundamentos, no caso à PPC.

Sendo assim, a variação futura esperada da taxa de câmbio é composta por dois componentes, é dizer, as previsões feitas pelos chartistas e fundamentalistas:

$$(89) E_t(S_{t+1})/S_{t-1} = [E_{ct}(S_{t+1})/S_{t-1}]^{m_t} [E_{ft}(S_{t+1})/S_{t-1}]^{1-m_t},$$

onde $E_t(S_{t+1})$ é a previsão de mercado da taxa de câmbio no instante t para o período seguinte; $E_{ct}(S_{t+1})$ e $E_{ft}(S_{t+1})$ são as previsões de chartistas e fundamentalistas em t para o momento seguinte; m_t e $1 - m_t$ são os pesos dados a chartistas e fundamentalistas.

Os chartistas formam suas expectativas extrapolando para períodos posteriores os valores recentes da variação taxa de câmbio, usando um processo de média móvel:

$$(90) E_{ct}(S_{t+1})/S_{t-1} = f(S_{t-1}, \dots, S_{t-N})$$

Os fundamentalistas, por sua vez, calculam a taxa de câmbio de equilíbrio, $\bar{S}_t$, o que é obtido resolvendo-se a eq. (85) a frente, dados os valores correntes e os valores esperados das variáveis exógenas. Ademais, esses agentes esperam que a taxa de mercado retorne à taxa de equilíbrio no instante seguinte a uma velocidade α , caso haja um desvio em t , ou seja,

$$(91) E_{ft}(S_{t+1})/S_{t-1} = (\bar{S}_t/S_{t-1})^\alpha$$

Finalmente, assume-se que,

$$(92) m_t = 1/[1 + \beta(S_{t-1} - \bar{S}_{t-1})^2],$$

onde m_t é o peso dado aos chartistas e $\beta > 0$

O modelo é resolvido substituindo-se (90), (91) e (92) em (89) e esta em (88), o que resulta em:

$$(93) S_t = Z_t^\psi S_{t-1}^{\phi^1} S_{t-2}^{\phi^2} S_{t-3}^{\phi^3} \bar{S}_{t-1}^{\phi^4}$$

$$\psi = (1/c) \phi$$

$$Z_t = M_s Y_t^a P_t^\xi$$

$$\xi = 1/(1 + k)$$

$$\theta = 1/\{1 + k/[(1 + k)c]\}$$

$$\phi_1 = \phi[1 + \gamma m_t - \alpha(1 - m_t)]$$

$$\phi_2 = -2\phi\gamma m_t$$

$$\phi_3 = \phi\gamma m_t$$

$$\phi_4 = \phi\alpha(1 - m_t)$$

Este modelo não foi estimado por De Grauwe, Dewachter & Embrechts. Contudo, esses autores realizaram testes sobre a hipótese de presença de Caos nas taxa de câmbio Dólar-Marco, Dólar-Libra e Dólar-Yen durante o período de 4 de janeiro de 1971 a 30 de dezembro de 1990. As evidências empíricas confirmaram essa hipótese para as taxas de câmbio Dólar-Libra, de 1973 a 1990, e Dólar-Yen, de 1971 a 1972. Entretanto, esses resultados não podem ser tomados como conclusivos devido ao pequeno tamanho das amostras quando comparado ao necessário (10.000 observações).

Não foi encontrado trabalho similar a esse para a economia brasileira.

II) Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio em Regime de Bandas Cambiais.

Desde o acordo de Louvre muita atenção tem sido dada ao tema - bandas de flutuação para a taxa de câmbio *spot* - por meio de estudos acadêmicos. Embora argumente-se que essa prática de política cambial exista de modo implícito a mais tempo, sua implantação formal é recente.

Um regime de banda cambial permite a variação da taxa de câmbio entorno de um valor central, sendo sua amplitude delimitada por pontos de máximo e de mínimo. Há portanto uma região limitada para a flutuação dessa

taxa, o que faz com que a teoria da dinâmica da taxa de câmbio sofra uma alteração.

2.1) Modelo Monetário com Bandas Cambiais

Segundo Krugman (1991) a principal mudança ocorre no que se refere à formação de expectativas. Isso porque, segundo ele, seria ingênuo supor que a taxa de câmbio se comporta como se o regime fosse de câmbio flutuante intrabanda e de câmbio fixo quando essa taxa atingisse os pontos de extremo. De fato, a existência de obstáculos, limita os passos futuros da taxa de câmbio, ou seja, o valor esperado da mesma, períodos a frente, está restringido pelos seus pontos de máximo e mínimo preestabelecidos.

Para demonstrar tal afirmação, o autor em questão considera o seguinte modelo monetário na forma de logaritmos naturais:

$$(94) \quad \dot{s} = m + v + \gamma E[\dot{s}]/dt$$

onde s é a taxa de câmbio *spot*, m é a oferta de moeda, v é a velocidade de ajustamento à choques e o último termo é a taxa de depreciação esperada do câmbio.

A oferta monetária estabelece o fundamento de equilíbrio para a taxa de câmbio, ou seja, o nível dos preços. Admite-se, portanto, a vigência da paridade de poder de compra.

Assumindo-se que a autoridade monetária somente intervém no mercado reduzindo m para prevenir que s exceda seu valor máximo, $\bar{s}$, ou de modo inverso, aumentando m para que s não caia abaixo de seu valor mínimo, $\underline{s}$, a política monetária permanece inalterada se s estiver entre $\bar{s}$ e $\underline{s}$. Assim, o único termo exógeno é v , o qual, para simplificar, supõe-se que obedeça um passeio aleatório.

Logo, se a expectativa de variação cambial intrabanda estivesse de acordo com o que se esperada em um regime de câmbio flexível, $E[ds]/dt$ seria zero. A taxa de câmbio seria igual a $m + v$, sendo que somente se v levasse s para o topo da banda é que m seria ajustado para prevenir uma extrapolação.

Figura 1

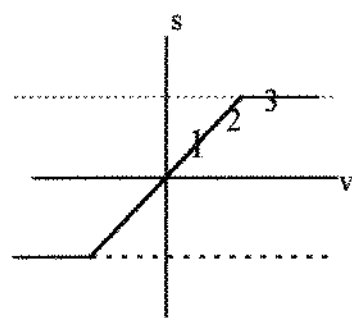
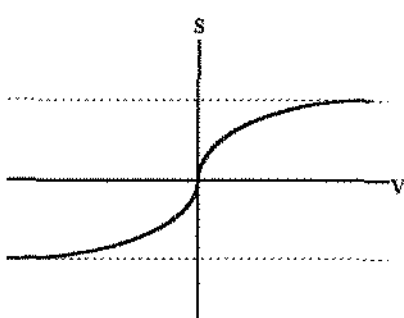


Figura 2



No ponto 2 da figura 1, se v diminui um pouco, a taxa de câmbio se volta para um ponto como 1. Se v aumenta um pouco, entretanto, a taxa de câmbio não se eleva do mesmo montante, porque a autoridade monetária vai agir de modo a defender a banda cambial. Portanto, s se move para 3.

Mas isso quer dizer que quando próxima ao topo da banda, um queda em v reduzirá s mais do que um aumento em v elevará s . Dado que v segue um passeio aleatório, a taxa de câmbio esperada é negativa. Consequentemente, o seu comportamento intrabanda não é similar ao de um regime de flutuação livre.

Dessa forma, ao se levar em conta a expectativa de depreciação, essa taxa negativa fará com que a taxa de câmbio em 2 seja arrastada para um ponto abaixo da reta de 45°. O mesmo raciocínio é válido para o ponto mínimo. Na verdade a relação entre v e s é curva na medida em que s se aproxima dos limites da banda cambial, como é mostrada na figura 2.

Algebricamente,

(95) $s = g(m, v, \bar{s}, \underline{s})$.

Pelas regras de cálculo estocástico,

$$(96) E[ds]/dt = (\sigma^2/2)g_w(m, v, \bar{s}, \underline{s}).$$

Substituindo (96) em (94), tem-se,

$$(97) g(m, v, \bar{s}, \underline{s}) = m + v + (\gamma\sigma^2/2)g_w(m, v, \bar{s}, \underline{s}).$$

A solução geral para esta equação tem a forma

$$(98) g(m, v, \bar{s}, \underline{s}) = m + v + Ae^{\rho v} + Be^{-\rho v}, \text{ onde } \rho = (2/\gamma\sigma^2)^{1/2}.$$

Sendo $m = 0$ intrabanda, então, $s = 0$ quando $v = 0$, o que somente é possível se $B = -A$. Logo, simplificando,

$$(99) g(m, v, \bar{s}, \underline{s}) = m + v + A[e^{\rho v} - e^{-\rho v}]$$

Porém, A deve ser tal que a curva seja tangente os limites da banda cambial. Assim, seja $\bar{v}$ o valor ao qual s toca o ponto de máximo. Então as equações abaixo definem A e $\bar{v}$,

$$(100) \bar{s} = \bar{v} + A[e^{\rho \bar{v}} - e^{-\rho \bar{v}}] \text{ e } 1 + r A[e^{\rho \bar{v}} + e^{-\rho \bar{v}}] = 0$$

Pode-se demonstrar que há uma analogia entre a teoria das bandas cambiais e a teoria de precificação de opções. Para visualizar isso, parte-se da integral da eq. 94, como abaixo:

$$(101) s_t = (1/\gamma) \int_t^\infty (m + v) e^{-(1/\gamma)(\tau - t)} d\tau$$

O valor corrente da taxa de câmbio pode ser visto como o valor presente descontado das futuras realizações de $(m + v)$.

Imagine agora um ativo cujo preço é o valor presente descontado de $(m + v)$, com m constante no seu nível atual, m_0 . O valor desse ativo seria:

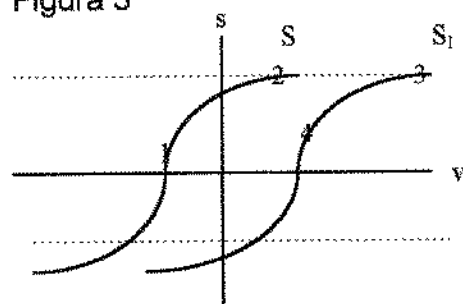
$$(102) \bar{s}_t = (1/\gamma) \int_t^\infty (m_0 + v) e^{-(1/\gamma)(\tau - t)} d\tau$$

O valor atual da taxa de câmbio é o preço de um ativo composto. Esse consiste de ativo imaginário cujo preço é estabelecido por (102) mais o direito de vender o ativo ao preço $\underline{s}$, mais a obrigação de vendê-lo ao preço $\bar{s}$ *on demand*. O desvio da curva S da linha de 45° decorre da combinação dos preços de duas opções. O que se verifica, então, é resultado de um *high-order contact, or smooth pasting*, condição que ocorre nas teorias de precificação de opções e de investimentos irreversíveis.

O comportamento defensivo da autoridade monetária através do controle da oferta de moeda leva à constituição de uma família de curvas S , uma vez que, no ponto de máximo, $\bar{v} = \bar{v}(m, \bar{s}, \underline{s})$. Se v ultrapassa $\bar{v}$ a oferta de moeda é reduzida, o que faz com que o mercado opere em uma nova curva S_1 deslocada para a direita de S , como mostra a figura 3 abaixo.

A dinâmica da oferta de moeda pode ser melhor ilustrada por um ciclo. Estando o mercado na posição 1, uma sucessão de choques positivos de v faz com que se atinja o ponto 2, ao qual um aumento de v levaria a uma extrapolação do limite máximo da banda cambial. Assim sendo, m seria reduzido de tal forma que s se mantivesse constante, o que implicaria em um movimento do mercado de 2 para 3. Se houvesse, então, uma sucessão de choques negativos, o mercado se posicionaria em 4, completando um ciclo.

Figura 3



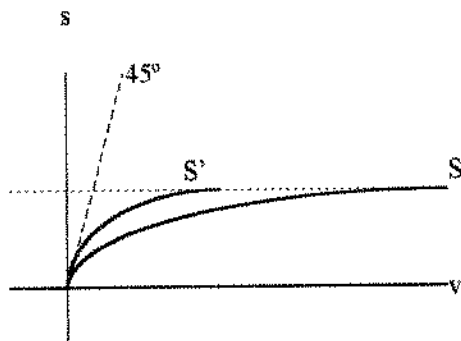
Até então assumiu-se que a política cambial era completamente crível. Argumenta-se, porém, que sempre há um certo grau de falta de credibilidade, que por mínimo que seja, poderia acarretar instabilidade no sistema de bandas. Isso porque os participantes desse mercado sempre estariam

dispostos a testar a autoridade monetária por meio da elevação da taxa de câmbio ao seu patamar máximo.

Suponha que o mercado não saiba se a autoridade monetária estaria preparada para alterar a política de defesa da banda cambial. Assim, quando a taxa de câmbio atingisse seu ponto de máximo, uma de duas coisas poderia acontecer. Ou a autoridade monetária redefiniria o teto da banda, passando a mantê-lo a partir de então, ou o regime tornar-se-ia de câmbio flutuante. Se a primeira opção fosse a escolhida o mercado retornaria a curva original (S), mas se a última fosse a preterida passar-se-ia a operar na linha de 45° . De qualquer modo, quer em um caso quer noutro haveria ainda estabilidade no sistema pois a variação esperada da taxa de câmbio é por hipótese zero.

Na figura 4 abaixo, A curva S' entre a linha de 45° (câmbio flutuante) e a curva S (banda cambial com perfeita credibilidade) mostra o comportamento da taxa de câmbio com imperfeita credibilidade.

Figura 4



Krugman analisa o fenômeno do ataque especulativo à uma banda cambial quando a autoridade monetária dispõe de poucas reservas. Mais especificamente, tal instituição tende a comprar divisas, intervindo sem que haja esterilização, quando a taxa de câmbio se aprecia além do limite máximo, $\bar{s}$.

Sendo assim, seja o logaritmo natural da oferta monetária a soma dos logaritmos naturais das reservas e do crédito doméstico e assumindo que o choque de demanda monetário segue um passeio aleatório com variação de tendência, tem-se:

$$(103) \ m = \ln(D + R)$$

e

$$(104) \ dv = \mu dt + \sigma dz$$

Logo, relembrando que m é constante intrabanda, $E(ds/dt) = \mu$, o que resulta, quando substituído em (101):

$$(105) \ s = m + v + \gamma\mu$$

Supondo que a autoridade monetária defenda apenas o limite superior da banda cambial, considera-se então somente a raiz positiva da solução geral da equação homogênea, de modo que a equação da taxa de câmbio pré-ataque fica:

$$(106) \ s = m + v + \gamma\mu + Ae^{\rho v}$$

Dado que um salto da taxa de câmbio não é previsível, A deve ter tal que $s = \bar{s}$ quando $v = \bar{v}$. Até que o ataque se proceda o conhecimento de que a autoridade monetária defende a moeda nacional segura a elevação da cotação de câmbio. Em outras palavras, A é menor que zero.

Se as reservas são escassas, no entanto, esse esforço torna-se ineficaz, pois não há o efeito suavizante (*smooth pasting*). O ataque especulativo ocorreria quando v estivesse em um patamar no qual tivesse que haver uma redução da oferta monetária, que a seu turno, implicaria em perda de reservas, levaria a taxa de câmbio ao seu valor máximo, validando assim o

comportamento de especulação. A partir do momento em que $s = \bar{s}$ as reservas seriam exauridas por completo.

Uma vez acontecido o ataque especulativo, a oferta monetária cairia para,

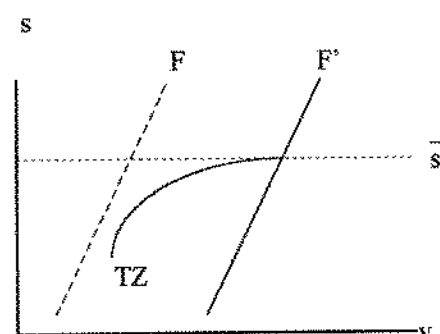
$$(107) m' = \ln(D)$$

a partir de então, o regime cambial seria flutuante e a equação da taxa de câmbio pós-ataque seria:

$$(108) s = m' + v' + \gamma\mu$$

Graficamente,

Figura 5



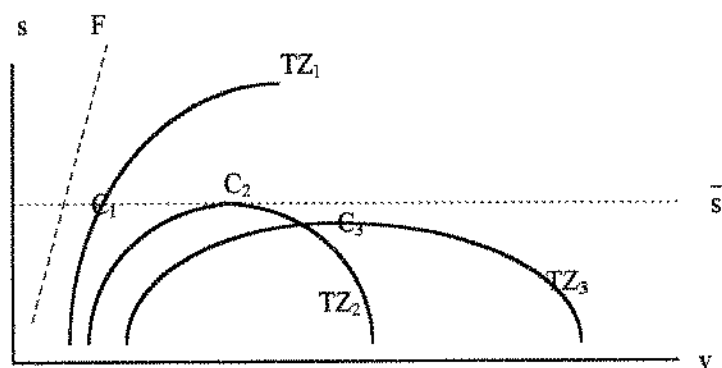
A figura 5 acima ilustra os pontos de equilíbrio antes e depois do ataque especulativo. As retas F e F' representam os locus onde o regime cambial é flutuante e a curva TZ mostra a *target zone*.

Por outro lado, se o banco central possuísse um montante expressivo de reservas, haveria a solução *smooth pasting*. Em outras palavras, o ponto de máximo da curva TZ seria $s = \bar{s}$.

Portanto, sabendo que valores negativos de A diferentes geram uma família de curvas, esse parâmetro deve ser tal que o locus da taxa de câmbio seja tangente à banda cambial. Caso contrário, o máximo da curva TZ_3 (C_3)

estaria abaixo de $\bar{s}$, o que significaria que um ataque especulativo poderia ocorrer indefinidamente, ou ainda, o limite superior de TZ_1 (C_1) se localizaria acima de $\bar{s}$, revelando que a autoridade monetária não teria como defender a taxa de câmbio. A figura 6 abaixo retrata essas três situações.

Figura 6



O valor crítico das reservas pode ser obtido da seguinte forma. O locus da taxa de câmbio deve ser chato em v' :

$$(109) \quad ds/dt = 1 + \rho_1 Ae^{\rho_1 v'} = 0$$

$$E \quad s = \bar{s} \text{ quando } v = v'$$

$$(110) \quad \bar{s} = m + v' + \gamma\mu + Ae^{\rho_1 v'}$$

substituindo tem-se,

$$(111) \quad \bar{s} = m + v' + \gamma\mu - 1/\rho_1$$

Imediatamente após o ataque especulativo a taxa de câmbio seria:

$$(112) \quad \bar{s} = m' + v' + \gamma\mu$$

De 112 e 111 pode-se determinar a variação da oferta monetária:

$$(113) \ m' - m = -1/\rho_1$$

Mas essa alteração depende da proporção das reservas em relação ao crédito doméstico.

$$(114) \ m' - m = -\ln[(D + R)/D] = -\ln(1 + R/D)$$

Assim, $R/D > e^{1/\rho_1} - 1$.

Quando este critério é obedecido, o banco central é capaz de defender o limite superior da banda cambial, através de reduções infinitesimais da oferta monetária. Tais intervenções não acontecem indefinidamente, porque há uma perda gradual das reservas que, eventualmente, podem atingir seu nível crítico, no qual o ataque especulativo torna-se possível. Nesse patamar as reservas remanescentes são eliminadas e a mudança no regime cambial é inevitável.

O modelo de bandas cambiais de Krugman foi testado e sumariamente rejeitado para as taxas de câmbio do Sistema Monetário Europeu em análise feita por Svenson, Lars (1992). Constatou-se que as cotações de câmbio concentravam-se no interior da banda e não nos extremos e que houve realinhamentos discretos e não infinitesimais da banda. Isso decorreu, respectivamente, da intervenção intrabanda por parte dos Bancos Centrais e da percepção de risco dos agentes privados.

Mais uma vez não há referências de teste desse modelo para a economia brasileira.

Conclusão

A despeito dos vários modelos de determinação e dinâmica da taxa de câmbio apresentados, não se pode afirmar que exista supremacia de um sobre os outros, porque as estimativas dos modelos não são significativas ou se são, não tem os coeficientes e/ou os sinais das elasticidades propostos pela teoria

que os dá suporte, o que inviabiliza a reconstrução do comportamento dessa variável com base nos modelos.

Isso não é privilégio da economia brasileira. Testes de previsão, com os valores das amostras - *in sample forecast* - para os modelos estudados nesse capítulo, aplicados a outras economias, não reproduziram as respectivas trajetórias das taxas de câmbio.

Ademais, os testes de previsão dos modelos descritos acima, estimados para valores fora das amostras analisadas (*out of sample forecast*) também revelam a inadequação do mesmos. A melhor previsão da taxa de câmbio à vista ainda é seu valor defasado de um período, o que não é muito esclarecedor, pois o erro de previsão das estimativas cresce conforme o espaçamento no tempo das estimações, ou seja, período após período a variância dos desvios das estimativas em relação ao observado aumenta. Essa pouca capacidade de previsão dos modelos ilustrados, incluindo o mencionado autoregressivo de primeira ordem, deve-se à mutabilidade e à complexidade do mercado cambial.

Por essas duas razões as pesquisas acadêmicas a cerca desse tema tem incorporado novos elementos, como: *news*, bolhas especulativas, expectativas, rigidez nominal ou real, bandas cambiais, heterogeneidade de comportamento dos agentes econômicos, teoria do caos, mencionados acima. E por esses mesmos dois motivos, modelos de câmbio podem ser adequados não mais que apenas a um contexto histórico determinado.

Para exemplificar, o sistema de bandas cambiais constitui uma síntese que diminui a volatilidade do câmbio quando se tem taxas de câmbio flexíveis, mas permite que os agentes econômicos ajustem suas posições e, que reduz a distorção nos preços relativos como quando se tem taxas de câmbio fixas, mas amplia o raio de manobra para se fazer políticas macroeconômicas.

Isso só foi possível após se ter constatado os malefícios tanto do regime de câmbio fixo, o qual vigeu internacionalmente desde a conferência de Bretton-Woods em 1945 a 1975, quanto do regime de câmbio flexível adotado mundialmente a partir de então e abandonado gradativamente, a começar pelos desenvolvidos em meados dos anos 80, com os sucessivos acordos de concertação - Plaza 1985 e Louvre 1988.

Assim, caso se faça testes econométricos usando um único modelo, qualquer que seja ele, para entender meio século de comportamento da taxa de câmbio, esse será certamente rejeitado.

Em suma, nos modelos apresentados nesse capítulo há limitações tanto teóricas quanto históricas, o que justifica a continua investigação desse tema.

Capítulo II

Teorias e Modelos Pós-Keynesianos

Introdução

Esse capítulo tem a finalidade de apresentar as teorias de determinação e dinâmica da taxa de câmbio em regime de câmbio flutuante, construídas com variáveis explanatórias distintas do binômio juros-preço, com hipóteses e com métodos diferentes dos relatados no capítulo I. Em outras palavras, a exceção do trabalho de Beltrametti, Fiorentini, Marengo & Tamborini, em todos os outros as suposições de equilíbrio walrasiano, de decisões microeconômicas ótimas e, de tempo cronológico dão lugar para as premissas de incerteza, de preferência pela liquidez, de assimetria de poder, de fenômenos de mercado tais como: *bandwagon*, *cash in*, *currency game*, *currency cycles* e, de tempo histórico.

Ademais, as variáveis explanatórias preço e juros deixam de constituir o núcleo responsável pelo movimento da taxa de câmbio. Outras variáveis são incorporadas nas análises como fundamentos dessa taxa, por exemplo: o saldo da balança em transações correntes.

Entretanto, não se pode dizer que exista uma teoria geral alternativa consolidada sobre o comportamento do câmbio. Tem-se contribuições teóricas dentre as quais serão destacadas: a de Beltrametti, Fiorentini, Marengo & Tamborini, e dos pós-keynesianos - Charles Goodhart, Salvatore Biaco, Stephan Schulmeister e John T. Harvey.

Se, por um lado, pode-se dizer que as análises contidas nesse capítulo são mais próximas do que se observa no mercado de divisas, por outro, é inviável constatar essa suposta veracidade. Isso porque não é dada tanta ênfase ao uso de instrumental matemático e à aplicação de testes

econométricos. Por assim ser, a descrença na lógica interna dos argumentos é a única forma de invalidar esses estudos.

Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio em Regimes de Câmbio Flutuante.

Há testes econométricos sobre o comportamento da taxa de câmbio que não levam em conta um arcabouço teórico. São os casos, por exemplo, dos modelos VAR e do sistema de classificação, como destacam Beltrametti, Fiorentini, Marengo e Tamborini (1997)¹⁴. A bem dizer, nesse artigo os autores fazem uma comparação entre os valores observados das taxas de câmbio Dólar-Yen e Dólar-Marco alemão com os valores previstos, para essas taxas, pelos modelos monetário, keynesiano, pela PPC, pelo VAR e por uma inteligência artificial.

O objetivo principal desse texto é mostrar a superioridade da inteligência artificial em relação aos demais modelos. Essa supremacia não decorre de uma maior precisão de suas previsões, muito embora sejam em geral coerentes com o que se esperava em tendência, mas sim do fato de o mecanismo de aprendizado ser semelhante ao humano. Isto é, o agente artificial chega a resultados através de fundamentos cognitivos.

Não obstante, há também a preocupação de se conhecer o mecanismo de aprendizado, bem como de compreender de que modo agentes identificam o(s) fenômeno(s) relevante(s) no processo de aprendizado. Isto porque, *"no one set of fundamentals variables is able to explain adequately the entire period of floating rates. Instead, different sets of fundamentals...are found to explain the data reasonably well within separate regimes of parameter constancy"* (op. cit., 1545). Não há um único e estável processo gerador de dados.

¹⁴ Luca Beltrametti, Ricardo Fiorentini, Luigi Marengo e Roberto Tamborini - *"A learning-to-forecast experiment on the foreign exchange market with a classifier system"* - Journal of Economic Dynamics and Control, 21(1997), pp. 1543 a 1575.

O agente artificial é um computador cuja inteligência é dada por sistemas de classificação que provêm aprendizado adaptativo segundo dois princípios cognitivos, vale dizer, (i) representação de um estado externo no estado interno do sistema e (ii) ação-resposta baseada na atualização do estado interno, visando adaptá-lo à complexidade e à incerteza do ambiente externo.

O sistema de classificação é composto de regras de ação condicionada do tipo, "*if...then...*", formadas a partir do processo inter e iterativo: adaptação - seleção-aprendizado-geração de novas regras, em uma perspectiva evolucionista. Desta forma, o ambiente externo é codificado em um vetor de sinais ou *payoff*, pertencentes ao conjunto {não, sim, tanto faz}, ou respectivamente, {0,1,#}.

Mais formalmente, uma condição

$C_i = c_{i1}...c_{ij}...c_{in}$ com $c_{in} \in \{0,1,\#\}$ é satisfeita se

$S_i = s_{i1}...s_{i2}...s_{in}$ com $s_{in} \in \{0,1\}$ é o último estado externo detectado.

Uma regra R_i é, então, estabelecida, $R_i = c_{i1}...c_{ij}...c_{in} \Rightarrow a_{i1}...a_{ij}...a_{ip}$ e,

Uma ação A_i é realizada, $A_i = a_{i1}...a_{ij}...a_{ip}$ com $a_{ip} \in \{0,1,\#\}$

Antes de iniciar a simulação, são definidos quais os determinantes teóricos da taxa de câmbio que servirão como *input* para o agente **AA**. A partir de então, o sistema de classificação passa a receber conjuntos de informações na forma de vetores (x_t) das variáveis predefinidas.

Seja,

$x_t : \{\Delta e_{t-1}, \Delta(m_{it} - m_{it}^*), \Delta(y_{it} - y_{it}^*), \Delta(p_{it} - p_{it}^*), (i_{it} - i_{it}^*)\}$, onde e é o logaritmo da taxa de câmbio, m é o logaritmo da oferta monetária, y é o logaritmo da renda agregada, p é o logaritmo do índice de preços e i é taxa de juros.

No começo da simulação ($t = 0$) as regras são geradas aleatoriamente e com o passar do tempo, decisão após decisão, o estado interno do sistema de classificação é alterado pela criação e/ou destruição de regras. A gênese de novas regras dá-se por recombinação ao passo que o fim é decretado pelo desuso. Esse é determinado por seleção, de acordo com os critérios de força e especificidade das normas. A força de uma regra é medida por sua utilidade passada, ou seja, pelos *payoffs* acumulados em todas as vezes que ela for aplicada. Já a especificidade R_i existe se C_i não contém #, vale dizer, se um e somente um estado externo ocorre.

Para cada estado externo há 5 condições, uma para cada variável em x_i , associadas com 50 regras que correspondem a três possibilidades de ação condicionada: $A_1 = \text{do nothing}$, $A_2 = \text{buy dollar}$ e $A_3 = \text{buy mark}$. A tabela (14) abaixo mostra o esquema de *payoffs* das ações, onde $P(t)$ é *payoff*, Δe_t é variação da taxa de câmbio, A_i são ações e δ é se não houver *payoff* em t , vale sinal da regra anterior.

Tabela 14

	$\Delta e_t > 0$	$\Delta e_t < 0$	$\Delta e_t = 0$
A_1	$-\delta$	$-\delta$	δ
A_2	$P(t) < 0$	$P(t) > 0$	$P(t) = 0$
A_3	$P(t) > 0$	$P(t) < 0$	$P(t) = 0$

Uma vez que a decisão foi tomada, é dada ao agente artificial a taxa de câmbio observada e sua atitude é recompensada ou punida de acordo com a variação dessa taxa. A decisão é premiada com uma unidade monetária se **AA** houver antecipado uma depreciação ou se ele não tiver agido quando o câmbio permaneceu constante. **AA** inicia o processo sem estoque de moedas e com capacidade ilimitada de tomar emprestado, sendo que a cada rodada

sua riqueza volta a ser zero¹⁵. O potencial de previsão de **AA** é dado pela soma dos *payoffs* acumulados.

O experimento foi dividido em duas partes a fim de que fossem caracterizados dois tipos de ambientes. Na primeira, o agente **AA** foi alimentado de dados mensais de junho de 1973 a dezembro de 1990 das variáveis do vetor x_t acima mencionado e teve como objetivo gerar 50 regras estáveis. Na segunda, **AA** não pôde mais criar normas e cada previsão foi comparada às taxas de câmbio observadas no período de janeiro de 1990 a dezembro de 1992 (*out-of-sample forecasting validation*).

As previsões do agente artificial foram também comparadas com as dos seguintes modelos¹⁶:

Monetarista : $e_t = k_1(m_t - m_t^*) + k_2(y_t - y_t^*) + k_3(v_t - v_t^*)$, $k_1 > 0$, $k_2 < 0$, $k_3 < 0$

Keynesiano : $e_t = k_4(m_t - m_t^*) + k_5(p_t - p_t^*) + k_6(v_t - v_t^*)$, $k_4 > 0$, $k_5 > 0$, $k_6 > 0$

Paridade de Poder de Compra : $p_t = e_t + p_t^*$

VAR com variáveis endógenas e_t , m_t , p_t , i_t , y_t , três lags de defasagens, especificados segundo o critério de Schwarz e com erros na variância condicional ARCH(1).

Tanto na primeira etapa quanto na segunda o modelo VAR e o agente artificial obtiveram os melhores resultados, quer no mercado *Dollar-Mark*, quer no *Dollar-Yen*. Entretanto, a performance de **AA** *out-of-sample* não foi tão boa quanto *in-sample*, o que denota a característica de transformação e instabilidade desses mercados bem como a conseqüente necessidade de haver um processo de aprendizado. Adicionalmente, os autores acreditam que o bom desempenho do agente artificial decorre do fato de ele ter apenas

¹⁵ Não há custos de transação.

¹⁶ m é oferta monetária, p é índice de preços, y é renda agregada, e é taxa de câmbio, v é excesso de demanda, e é taxa de câmbio e k_i são os parâmetros; essas variáveis estão na forma de logaritmos.

recebido informações de possíveis determinantes da taxa de câmbio ao invés de estruturas teóricas *a priori* estabelecidas.

Faz-se preciso destacar que esse tipo de modelo que prioriza a questão do aprendizado não foi testado para a economia brasileira.

Goodhart (1988) faz críticas ostensivas tanto ao modelo de *overshooting* quanto à idéia de reversão para o equilíbrio de longo prazo por força dos fundamentos econômicos. A seu ver, as evidências empíricas sobre o movimento da taxa de câmbio apenas indicam que as expectativas são formadas e as decisões são tomadas tendo como base uma variedade de modelos, cuja lógica não está associada com a teoria econômica formalizada. Mesmo assim, usando do vocabulário econométrico, o mesmo destaca que a dinâmica da taxa de câmbio de curto prazo aproxima-se de um *random walk* (passeio aleatório).

Com o intuito de demonstrar o quão inadequado é o modelo de *overshooting*, o autor em questão simula o funcionamento desse, utilizando-se de dados diários, da taxa de câmbio *spot* e *forward* Libra-Dólar, taxas de juros do título do tesouro britânico, do título *Eurosterling*, ambos com tempo de maturação de um e três meses e do título *Eurodollar* norte-americano, do período de março de 1981 a abril de 1986. Seu primeiro passo foi estimar o quanto uma mudança não esperada da taxa de juros britânica havia sido antecipada. Para tanto, comparou-se a taxa de juros de fechamento do mercado no dia anterior a uma alteração com a mesma taxa no dia da variação nos juros, em cinquenta ocasiões de mudança.

Tendo as estimativas das mudanças não antecipadas das taxa de juros dos títulos britânicos o autor examinou seus efeitos subsequentes na taxas de câmbio *spot* e *forward* correntes, através da comparação de tais estimativas com essas taxas de câmbio. No evento, não foi constatada resposta significativa tanto da taxa *spot* quanto da *forward* em relação as não antecipadas estimativas da variação da taxa de juros. Em suas próprias

palavras, " *The variation in the exchange rates, both spot and forward, was comparatively large on these days, and the interest rate changes, despite the fact that some were large and, on the basis of this calculation, largely unanticipated, explain effectively none of the exchange rate fluctuations*" (1988:441). Isto é, não há indícios de uma relação juros-câmbio no nível.

Apesar disso, quando foi testada a relação entre prêmio de risco cambial, taxa de juros britânica e o diferencial de taxas de juros Inglaterra e Estados Unidos, encontrou-se outro resultado. Alterações na taxa de juros britânica e no diferencial de juros diárias, tiveram na maioria dos casos efeito expressivo nas variações diárias do prêmio *spot-forward*, exceto no caso em que foi usado o título do tesouro britânico com maturação de três meses. Ou seja, há evidência empírica em favor da relação juros-câmbio desde que se utilize as variações e não os níveis. Chega-se a essa mesma conclusão quando se analisa tal relação para períodos de tempo mais longos e se omite os *outliers*.

Ademais, segundo a lógica do *overshooting*, seria preciso haver autocorrelação negativa entre a mudança ocasional da taxa de câmbio e os seus valores subseqüentes para que houvesse uma reversão para o equilíbrio. Mas verificou-se que havia autocorrelação positiva na série de câmbio, fato esse que implica também na rejeição da hipótese de passeio aleatório. Entretanto, o maior problema na opinião de Goodhart é que esse modelo não explica por que a taxa de câmbio *spot* regularmente "sub-reaje" às novidades.

Dando continuidade ao seu trabalho, Goodhart direciona suas críticas para a suposição de que a taxa de câmbio *forward* é um preditor não-viesado e eficiente da futura taxa *spot*. Para avaliar a validade de tal pressuposição, o autor sugere estimar a seguinte regressão:

$$(115) S_{t+k} - S_t = a + b(f_{kt} - S_t) + U_{t,k}$$

onde S_t é o logaritmo da taxa de câmbio *spot*, f_k é o logaritmo da taxa *forward* k meses a frente no tempo e U_t é o erro aleatório. Se f_k for um preditor não-viesado e eficiente de S_{t+k} , então, $a = 0$ e $b = 1$.

O autor usou nove conjuntos de dados distintos, compostos por taxas de câmbio bilaterais e taxas de juros diferentes, para estimar a regressão acima pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Os resultados revelaram que b é negativo em seis testes e significativamente menor do que um em cinco ocasiões. Em nenhum caso pôde-se rejeitar a hipótese nula de $b = 0$. Portanto, a taxa *forward* não é um preditor ótimo da futura taxa *spot*. Isso implica que um aumento administrado da taxa de juros doméstica não causa necessariamente uma apreciação da taxa de câmbio *spot*.

De sua perspectiva, existem pelo menos três tipos de agentes cujas decisões díspares baseiam-se notadamente em mecanismos de formação de expectativas e/ou informações diferentes. Há os que crêem que a taxa de câmbio move-se em um passeio aleatório, os que acreditam que ela responde às variações nos fundamentos e os que dispõem apenas de técnicas de mercado. Consequentemente, mudanças na taxa de juros doméstica podem assumir significados e decisões distintos, fazendo com que o resultado final dessas alterações seja imprevisível.

Deste modo, Goodhart apresenta o modelo de Frankel e Froot (1986;1987) como sendo o mais apropriado para descrever os movimentos da taxa de câmbio. Nesse modelo há três tipos de atores, a saber, os *chartistas*, os *fundamentalistas* e os *gestores de portfólio*, sendo que apenas estes últimos atuam no mercado de câmbio e o fazem após ponderar o que esperam *chartistas* e *fundamentalistas*. De outra forma:

$$(116) \, ds_{m,t+1} = w_t \, ds_{f,t+1} + (1 - w_t) \, ds_{c,t+1},$$

onde ds é a taxa de variação esperada do câmbio à vista, as subscrições m , f , c referem-se a *managers*, *fundamentalists* and *chartists*,

respectivamente, w é o peso dado à expectativa de câmbio dos fundamentalistas.

Visto que os chartistas esperam o movimento aleatório da taxa de câmbio, tem-se $ds_{c,t+1} = 0$.

Dado que $dw_t = b(w_{t-1}^* - w_{t-1})$, em que w_{t-1}^* e w_{t-1} são os pesos previstos *ex post* e *ex ante* da mudança na taxa *spot*, definiu-se a equação:

(117) $ds_t = w_{t-1}^* v(s^* - s_{t-1})$, onde s^* é a taxa de câmbio de equilíbrio para os fundamentalistas e v é a expectativa da velocidade de ajustamento.

Ressalta-se ainda que essas equações, além de estarem sujeitas a restrição $0 < w < 1$, dependem de choques, do ponto de partida, da função de expectativas dos fundamentalistas e dos parâmetros b e v . Esse modelo não foi estimado para a economia brasileira.

Schulmeister (1988), de sua parte, investigou o comportamento da taxa de câmbio Dólar-Marco no período de março de 1973 a março de 1988 afim de tentar explicá-lo. Sua hipótese é que no curto prazo a taxa de câmbio move-se em seqüências de apreciações ou depreciações interrompidas por flutuações erráticas em torno de um nível, ao passo que, no médio prazo, ela oscila em torno da Paridade de Poder de Compra, sem que haja qualquer tendência a convergência.

O autor afirma¹⁷ que a apreciação do dólar de 1980 a 1985 foi causada pela maior extensão dos movimentos de subida, em média, 2,6 dias mais longos do que os movimentos contrários. Analogamente, a depreciação do Dólar depois de 1985 foi fruto da maior duração dos movimentos de quedas.

¹⁷ "The overall dollar appreciation in 1980-85 was due to the upward runs lasting on average 2,6 days longer than the counter-runs...Similarly, the dollar depreciation after 1985 was mainly due to downward runs lasting longer than the counter movements". E mais, "Most of the overall appreciation and depreciation was carried out in a relatively few, longer lasting runs: 21,1% of the upward runs accounted for 81,2% of the overall appreciation and 13,3% of the downward runs produced 73,3% of the overall depreciation. The reason for this concentration lies in one extremely important fact: exchange rate runs tend to be steeper the longer they last." (op. cit., 344).

E mais, a maior parte dos movimentos tanto de apreciação quanto de depreciação se deu em poucos momentos em que a ascensão ou o declínio da taxa de câmbio foi contínuo. Por exemplo, 21,1% das subidas respondem por 81,2% da apreciação de 1980-85 e 13,3% das quedas produziram 73,3% da depreciação após 1985. A razão para essa concentração reside em um importante fato: os movimentos da taxa de câmbio tendem a ser mais abruptos quanto maior forem suas durações no tempo.

Indo além na argumentação, são os *dealers* que atuam no mercado de divisas influenciando esse movimento da taxa de câmbio mais diretamente. Isto por que são os responsáveis pelo maior volume de negócios nesse mercado. Seus posicionamentos dependem de expectativas, formadas a partir da análise quantitativa dos fundamentos, de regras práticas de mercado, da psicologia de mercado e de redes de informação. Outros agentes participam do mercado como meros coadjuvantes. Frisa-se, então, a assimetria de poder econômico e de informações.

Nesse contexto, desenrola-se o *currency game*¹⁸ cujo objetivo é obter ganhos com a compra e venda de moedas. O desenvolvimento de um jogo de moedas pode ser entendido como o resultado da interação de dois efeitos: o *bandwagon* e o *cash in*.

Para exemplificar, se uma novidade política ou econômica aponta para uma apreciação do Dólar no curto prazo, os agentes compram essa moeda, causando de fato sua apreciação. Uma vez que o movimento ganhou *momentum*, outros *dealers* também tomam essa mesma decisão, seguindo os

¹⁸ "The development of a single run can be understood as the result of two interacting effects, the bandwagon effect and the cash-in effect. If some economic or political 'news' signal a short-term dollar appreciation, agents buy dollars, which in turn causes the dollar to appreciate. Once the exchange rate movement has gained momentum, more dealers join the bandwagon, partly because technical trading models now produce buy signals. The longer the run lasts, the larger becomes the temptation to cash in the paper the profits and the weaker becomes the bandwagon effect. Accordingly, agents become more and more responsive to external 'news' that could be interpreted by other market participants as a signal of a 'tilt' in the run. When the run finally bursts (usually due to a particular piece of 'news') a counter-run is often triggered: the former positions are closed and new counter-positions are opened." (op. cit., 348).

líderes, em parte também porque modelos técnicos produzem sinais de compra.

Quanto maior for a duração do movimento de apreciação maior será a tentação de se vender dólar para obter lucro e menor será o número de agentes interessados em comprar essa divisa apreciada. Cada vez mais, agentes tornam-se mais sensíveis a novidades, que poderiam ser interpretadas por seus concorrentes como um sinal de fim do movimento de apreciação. Quando um movimento termina, um outro é geralmente estabelecido: fecham-se as antigas posições e abrem-se novas.

No médio prazo, se se formar um viés expectacional em favor de uma moeda, posições em aberto perdurarão por mais tempo e os movimentos de apreciação prevalecerão sobre os de depreciação. Para Schulmeister, esse viés favorável a uma moeda é estabelecido quando os fundamentos e os ativos financeiros apontam para a mesma direção. Entretanto, qualquer processo de apreciação necessariamente chega ao seu fim por causar desequilíbrios no mercado de bens e/ou de ativos nacional e internacional. O mesmo acontece no caso de depreciação.

O autor em questão ainda destaca que no jogo com moedas nacionais há ganhadores, os *dealers* do sistema financeiro, e há perdedores, os produtores de bens e serviços. No entanto, o jogo persiste, e assim se faz por que a taxa de câmbio denomina ao mesmo tempo o preço de ativos e o de fluxos.

O pior efeito da especulação com moedas não é a redistribuição da renda a qual deixa de ser revertida para o setor "real" na forma de investimento produtivo para ser aplicada no sistema financeiro, mas sim a desestabilização da taxa de câmbio e, por conseguinte, das relações econômicas internacionais. Infelizmente, desde o fim do sistema de Bretton Woods em 1975 a especulação com as moedas mais comercializadas se tem tornado cada vez mais expressiva e lucrativa.

Shulmeister não se predispôs a formalizar suas hipóteses de funcionamento do mercado cambial assim como outros não o fizeram. É impossível, portanto, haver alguma referência de estimação de um modelo como esse para o caso do Brasil

Biasco (1987) analisa os ciclos de apreciação e depreciação de uma moeda chave, o Marco alemão, afim de apreender as características intrínsecas da dinâmica da taxa de câmbio. Para tanto, ele dispõe das taxas de câmbio nominais diárias Dólar-Marco no período de 1975 a 1987, dados que apenas foram plotados com o intuito de ilustrar o comportamento da série, visto que não era seu objetivo fazer um trabalho econométrico, mas sim estabelecer uma sucessão causal de fatos estilizados, que pudessem descrever o movimento do ciclo.

Antes, porém, de apresentar os fatos estilizados, o autor afirma que os *currency cycles* são uma feição endêmica do mercado de divisas. Isto porque, por motivos díspares, os participantes têm reações diferentes, tomadas a partir de percepções variadas de sinais distintos. As oscilações da taxa de câmbio decorrem, portanto, da heterogeneidade das posições em ambiente de incerteza.

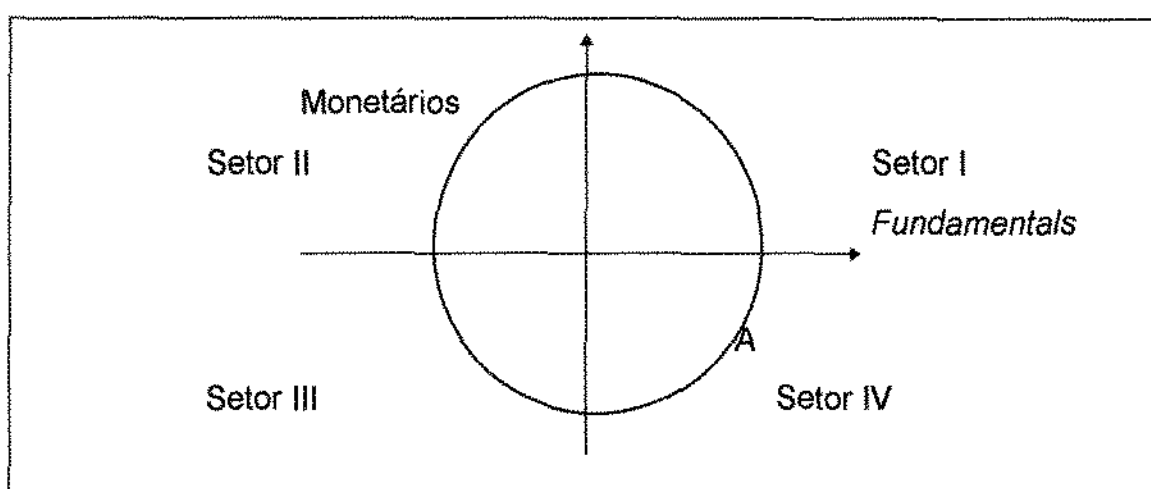
No entanto, para simplificar sua exposição assume-se a existência de dois tipos básicos de agentes econômicos: os “atores do mundo real” e os “atores do mundo financeiro”. Os primeiros participam das transações no mercado de câmbio com objetivo de obter divisas para realizar transações comerciais em âmbito internacional. Para estes, as transações cambiais importam enquanto fluxos. Os segundos, consideram o câmbio como um ativo, o qual deve ser transacionado por motivos especulativos.

No que tange a formação de expectativas, são igualmente distintos esses dois tipos de agentes: os “financistas” são “agentes guiados por sinais de curto prazo”, em geral derivados dos movimentos de política monetária, além do comportamento passado da taxa de câmbio, e os “produtores” são “agentes

guiados por sinais de longo prazo" derivados dos *fundamentals* da economia. É da conjunção das expectativas desses agentes que se determina a formação das taxas de câmbio do mercado.

Anotados estes pontos, segue-se o diagrama dos fatos estilizados. O eixo vertical indica a sinalização do lado monetário da economia, positiva para os setores I e II e negativos para os demais. O eixo horizontal indica a sinalização do lado real da economia, os *fundamentals*, positiva para os setores I e IV e negativa para os demais.

Diagrama



O exemplo de Biasco parte do ponto A, onde se analisa uma tendência de apreciação da taxa de câmbio. Destaca-se que o elemento que determina o movimento inicial do câmbio é derivado do setor real - os *fundamentals*. Este movimento inicial, deve portanto ser entendido como a formação de convenções estabelecidas pelos agentes "produtores" sobre o comportamento do lado real da economia, que neste caso tende a comporta-se positivamente. Há que se ressaltar ainda que no ponto A, os sinais emitidos pelo lado monetário são contraditórios a este sinal positivo do lado real da economia.

A consolidação de uma convenção leva tempo, tem-se dificuldade de distinguir o que é transitório do que é permanente por isso o início da revalorização é lento. De modo geral, os agentes são propensos a basear-se

na duração do fenômeno, cuja persistência leva a retenção da moeda tida como forte.

No setor I tanto os sinais do lado monetário, quanto real atuam de forma convergente, constituindo uma tendência a apreciação. Esse processo se dá quando os “financista” passam a crer na solidez da moeda. Na medida em que as expectativas dos agentes relevantes (*dealers*) materializam-se preponderantemente em posições por uma taxa câmbio, essa passa a ser determinada pelos movimentos de *bandwagon*, ou seja, outros agentes, menos importantes, também se posicionam naquela cotação de câmbio, o que acentua gradativamente a apreciação do câmbio.

Com o passar do tempo o esse processo de apreciação tende a causar mudanças estruturais, cuja velocidade e amplitude são imprevisíveis. De fato, reduz-se paulatinamente a competitividade do país. O primeiro sinal, embora não único, dessa redução é dado através das reduções no saldo comercial.

No setor II concretiza-se este movimento. Os sinais emitidos pelo setor real passam a ser negativos, ao passo que, o lado monetário ainda emite sinais positivos, o que mantém o processo de apreciação cambial. A ruptura ocorre no setor III. Neste estágio é inevitável uma alteração na condução da política monetária, levada a cabo por causa da perda de dinamismo do setor real. Note-se que isso não significa um choque exógeno, pois o Banco Central também é um participante do mercado.

Os que condicionam a tendência, “os atores financeiros”, rompem com a convenção, mudam suas posições e auferem ganhos (*and cash in*). Isso ocorre porque há uma avaliação contínua dos sinais emitidos pelas variáveis juro, câmbio, fisco, competitividade e endividamento externo e interno no desenrolar da dinâmica econômica. A conjunção de sinais reais e monetários negativos faz com que a relação entre moedas se inverta. A moeda que apreciava passa a depreciar e vice-versa no caso contrário.

Biasco também não pretendeu a equacionar seus pressupostos sobre a determinação e dinâmica da taxa de câmbio, o que torna inviável fazer testes econométricos para uma economia, muito embora o raciocínio lógico possa fazer sentido.

A partir das contribuições teóricas de Goodhart, Shulmeister e Biasco, Harvey se propõe a construir um modelo formal alternativo a PPC, a PTJ e aos modelos monetários, que revele a dinâmica da taxa de câmbio.

A exemplo dos autores citados acima, Harvey sublinha a intensa volatilidade da taxa de câmbio de curto prazo, característica intrínseca que a torna imprevisível. Movimentos de apreciação e depreciação cambial são induzidos pela expectativa do mercado em ambiente de incerteza. Quanto maior for a incerteza, maior será a volatilidade da taxa de câmbio.

Os *dealers* são os mais importantes atores no mercado de divisas, quer pela magnitude dos negócios, quer pelas cifras envolvidas nos mesmos. Estas organizações econômicas formam suas expectativas para horizontes distintos baseando-se em diferentes variáveis. Enquanto que no curto prazo tem-se em conta *political e economic news*, no médio prazo o que prevalece são os fundamentos econômicos, como: balança de pagamentos, diferencial de juros, taxas relativas de inflação e taxas de crescimento.

De modo geral o autor propõe que a taxa de câmbio corrente seja expressa na forma funcional:

$$(118) E_t = f[(E_{t+n}^e - E_{t-1}), (E_{t+m}^e - E_{t-1})],$$

(+) (+)

onde E_{t+n}^e é a taxa de câmbio esperada de médio prazo para n períodos a frente e E_{t+m}^e é a taxa de câmbio esperada de curto prazo. Os sinais abaixo de cada variável indicam se um aumento no valor da variável causa uma apreciação (+) ou depreciação (-).

As variáveis que são importantes na determinação das expectativas de médio prazo são:

$$(119) E_{t+n}^e = f[BOCA_t, BOCA_t^*, (r_t - r_t^*), (p_t - p_t^*), (g_t - g_t^*)],$$

$$(-) \quad (+) \quad (-) \quad (+) \quad (-)$$

onde $BOCA$ é o resultado da balança em conta corrente, r é a taxa de juros nominal, p é a taxa de inflação, g é a taxa de crescimento do produto e o asterisco indica que as mesmas variáveis são estrangeiras. Da mesma forma, os sinais representam as elasticidades das variáveis com relação à taxa de câmbio.

É interessante notar que o valor esperado da taxa de câmbio no médio prazo, tendo o horizonte de n períodos, é determinado por valores correntes dados, ou seja, as variáveis explanatórias são exógenas ao modelo. Em decorrência, a compreensão das variações da taxa de câmbio de médio prazo fica restrita a análise de estática comparativa e, as expectativas são formadas externamente ao modelo.

Harvey sugere o uso dos valores esperados das variáveis independentes no instante de tempo t os quais seriam função de seus números correntes acrescidos de qualquer informação (*news*) que pudesse levar a uma reavaliação das expectativas por parte dos agentes. Em outras palavras,

$$(120) X_M = f(Y_M),$$

onde, X_M é o vetor dos valores esperados para o médio prazo em t e Y_M é o resultado da soma dos vetores das variáveis correntes com o vetor de informações. Porém, o autor em questão não especifica se o vetor de *news* é um ruído branco ou uma *martingale*.

Isto posto, esse autor prossegue sua análise passando a tratar dos determinantes das expectativas de curto prazo da taxa de câmbio. Nesse

contexto os movimentos da taxa de câmbio são impelidos pelas especulações e pelas transações envolvendo ativos. Não obstante, Harvey estabelece a equação que defini a taxa de câmbio de curto prazo como sendo praticamente a mesma explicitada em (119):

$$(121) E_{t+m}^e = f[BOCA_t, BOCA_t^*, (r_t - r_t^*), (p_t - p_t^*), (g_t - g_t^*), RULE, RUN],$$

$$(-) \quad (+) \quad (-) \quad (+) \quad (-) \quad (?) \quad (-)$$

onde E_{t+m}^e é o valor esperado da taxa de câmbio m períodos a frente do instante presente, sendo $m < n$; $RULE$ é o sinal de compra ou venda dado pelas múltiplas regras técnicas de negócios (intensifica o efeito *bandwagon*); RUN é o número de períodos consecutivos em que a taxa de câmbio se move na mesma direção; e as demais variáveis são as mesmas mencionadas acima em (119). De maneira análoga, pode-se assumir que as variáveis independentes são valores esperados e, que esses são funções de seus valores correntes e de informações novas, isto é,

$$(122) X_s = f(Y_s),$$

onde X e Y têm o mesmo significado que em (120) com a distinção que o S subscrito denota o curto prazo.

Apesar das semelhanças entre as equações (119) e (121) tendo em conta os determinantes das taxas de câmbio de curto e médio prazos, Harvey ressalta que a tendência de resposta da taxa de câmbio de curto prazo em relação às variáveis independentes é expressivamente maior do que a de médio prazo. Isto por que, nos termos de Davidson, a elasticidade das expectativas é maior no curto prazo. Não há referências, contudo, à utilização de qualquer técnica para comprovar comparativamente a maior elasticidade de curto prazo.

Não obstante, continuando a exposição, o autor em comento propõe como exemplo a seguinte seqüência de eventos para explicar o comportamento da taxa de câmbio:

news $\Rightarrow$ *upward* $\Rightarrow$ *buy Deutsche Mark* $\Rightarrow$ *trigger* $\Rightarrow$ *buy Deutsche Mark*

favorable revision *"buy D.M.*

to D.M. *of E^e_{t+m}* *programs"*

Noutros termos, uma nova informação trazida ao mercado faz com que os participantes esperem um aumento do Marco alemão em relação a outra moeda. Por exemplo, quando os responsáveis pela política monetária do *Bundesbank* anunciam que vão tomar medidas enérgicas para combater a inflação através da elevação da taxa de juros de redesconto.

Há, por conseguinte, uma reavaliação das posições em Marco, em favor da compra dessa moeda. A intensificação desse comportamento implica na apreciação do Marco para além do nível previsto pelas técnicas do mercado. Se, por conta disso, ocorresse uma ampliação ainda maior do número de agentes econômicos comprando Marco, movimento de *bandwagon*, a apreciação ganharia mais e mais impulso até que acontecesse o efeito *cash in*. A apreciação do Marco é acompanhada paralelamente pela crescente tentação de vender tal moeda. Quando as transações de venda roubam o cenário, há uma contínua e abrupta depreciação do Marco.

Finalmente, Harvey frisa que a taxa de câmbio de médio prazo indica uma tendência para a qual a taxa de câmbio de curto prazo não converge. Ao contrário, a taxa de curto prazo tem um movimento marcado pela volatilidade, fruto da incerteza e de decisões irreversíveis no tempo. O autor enfatiza também a possibilidade de existir desequilíbrios persistentes em conta corrente uma vez que a taxa de câmbio baliza seu comportamento, mas o balanço em conta corrente é apenas um dos determinantes da taxa de câmbio.

Há de se ressaltar que Harvey não faz qualquer verificação empírica de seu modelo. E ainda, não há também referências sobre texto posterior que contenha testes econométricos do modelo comentado para algum país.

Conclusão

As contribuições teóricas supracitadas são mais realistas do que aquelas relatadas no capítulo I, no que se refere as variáveis e hipóteses que determinam o comportamento da taxa de câmbio. Destacam-se a importância do aprendizado, a assimetria de poder econômico e os fenômenos *bandwagon* e *cash in*.

A diferença no desempenho do agente artificial nos testes *in sample* e *out of sample forecast* evidencia a necessidade de se ter em conta o processo de aprendizado. Vale dizer, o modelo e os parâmetros para taxa de câmbio não devem ser entendidos como permanentes.

A assimetria de poder econômico entre os participantes do mercado de divisas, por exemplo, os obriga a agir de modos diferentes. É exatamente essa heterogeneidade que possibilita o *currency game*. A capacidade de alavancar crédito em grande escala e de ter acesso a um maior número de informações possível são exigências do mundo atual que não podem ser atendidas por todos. Somente os grandes bancos ou *global traders* conseguem ultrapassar os limites da informação comum, disponível em escala, e da localidade dos fundos, ao captarem em diversos países. Os fenômenos *bandwagon* e *cash in* são também conseqüências da assimetria de poder.

No entanto, não se pode testar a veracidade dessas análises de acordo com o rigor econométrico porque não há formalização matemática precisa das mesmas. Não existe sequer a consolidação de uma teoria geral alternativa, o que é justificado pela impossibilidade de se equacionar um mercado tão complexo quanto historicamente mutável, como o mercado de câmbio.

De uma parte, isso nos levaria a total ignorância sobre o assunto em questão se não fosse possível transformar críticas em argumentos e esses em equações, a fim de se buscar algo que perdure, ao menos por algum tempo, isto é, até que haja transformações profundas e mundiais. De outra parte, reforça-se o fato de nunca ser demais despende esforços no sentido de compreender o mercado cambial.

É viável conciliar o uso do instrumental matemático com um maior grau de realismo quer nas variáveis utilizadas quer nas hipóteses assumidas.

Capítulo III

Determinação e Dinâmica da Taxa de Câmbio: Uma Nova Abordagem Aplicada à Economia Brasileira

Introdução

Neste capítulo buscou-se avançar na discussão dos determinantes e da dinâmica da taxa de câmbio à vista, por meio de uma investigação teórico-empírica com dados da economia brasileira. De uma parte, partiu-se daquilo que foi observado para então extrair um comportamento para essa variável, obedecendo-se as restrições impostas pelo universo das hipóteses. De outra parte, a princípio formulou-se um modelo na dimensão das premissas, para então testá-lo. É claro que essa análise foi prescindida de hipóteses sobre o objeto de estudo, embasadas nas contribuições de diversos economistas, expostas nos capítulos I e II.

Reconhece-se a importância do componente autorregressivo de primeira ordem, da existência de heterogeneidade de comportamentos dos agentes econômicos, da expansão do mercado futuro de câmbio e de limites, entre os quais a taxa de câmbio *spot* flutuaria. Mais do que incorporar esses pressupostos a um modelo, tenta-se associá-los a uma explicação econômica.

Os modelos foram equacionados e estimados, ciente da complexidade e mutabilidade dos mercados de divisas. Em outras palavras, as estimativas são válidas para as amostras em questão, vale dizer, para o atual momento histórico da economia brasileira.

Optou-se por estudar o período compreendido entre os anos de 1990 a 1996 porque é quando se deu a abertura econômica-financeira e a reinserção da economia brasileira no contexto internacional após uma década de tentativas (anos 80). Essa abertura dos anos 90 ocorre em um cenário mundial um tanto quanto modificado, o qual se caracteriza pela desregulamentação e liberalização dos mercados, informatização, ampliação dos fluxos comerciais e financeiros, integração regional entre países, transformação de economias

planificadas em economias de mercado e pela expansão dos mercados futuros.

Procurou-se definir um modelo diferente dos monetários, de portfólio, da Paridade de Poder de Compra e da Paridade de Taxa de Juros, uma vez que não é evidente a adequação teórica destes modelos, testada através de exercícios econométricos, à realidade observada. Não é claro que a taxa de câmbio esteja intimamente associada somente com preços de bens e com taxas de juros.

É por isso que no entender desse trabalho o problema não está na pura e simples utilização de métodos quantitativos, vale dizer, equações, relações causais ou testes, mas sim na escolha das variáveis explanatórias. Em suma, crê-se que essa obscuridade decorre de um erro de especificação causado por comprometimento teórico *a priori*. Não se pode subsumir a teoria econômica à aprovação de testes estatísticos.

Dessa forma e tendo-se em conta a importância do componente autorregressivo de primeira ordem e das expectativas no mercado de divisas, definiu-se:

$CSP = f(CSP_{t-1}, CF)$ e $CF = g(BC; AT; TI; REV; BUDGET)$, onde:

CSP = taxa de câmbio *spot*,

CSP_{t-1} = taxa de câmbio *spot* defasada de um período,

CF = taxa de câmbio futuro

BC = balança comercial,

AT = diferencial de índices de bolsas,

TI = diferencial de taxas de juros,

REV = reservas,

$BUDGET$ = resultado primário das contas públicas.

Estas variáveis foram construídas a partir das seguintes séries de dados¹⁹: exportações e importações mensais brasileiras, da taxa de câmbio diária corrente²⁰, taxa de câmbio futuro diária²¹, da taxa over-di mensal, da *treasury bill's rate* mensal, das reservas internacionais mensais, dos índices diários de bolsa de valores ibovespa e *dowjones* e das receitas e despesas públicas mensais, todos compreendidos no período de janeiro de 1990 a dezembro de 1996. De posse dessas informações, os esforços foram, então, destinados no sentido de especificar as funções **f** e **g**. Tais variáveis foram transformadas aplicando-se logaritmos naturais, para se poder trabalhar com as variações. Assim, adotando a notação **ln** para logaritmos naturais, tem-se:

$$csp = \ln(\text{taxa de câmbio spot}),$$

$$csp_{t-1} = \ln(\text{taxa de câmbio spot defasada de um período}),$$

$$cf = \ln(\text{taxa de câmbio futuro})$$

$$bc = \ln(\text{exportações}) - \ln(\text{importações}),$$

$$at = \ln(\text{ibovespa}) - \ln(\text{dowjones}),$$

$$ti = \ln(\text{taxa over}) - \ln(\text{treasury bill's rate}),$$

$$rev = \ln(\text{reservas internacionais}),$$

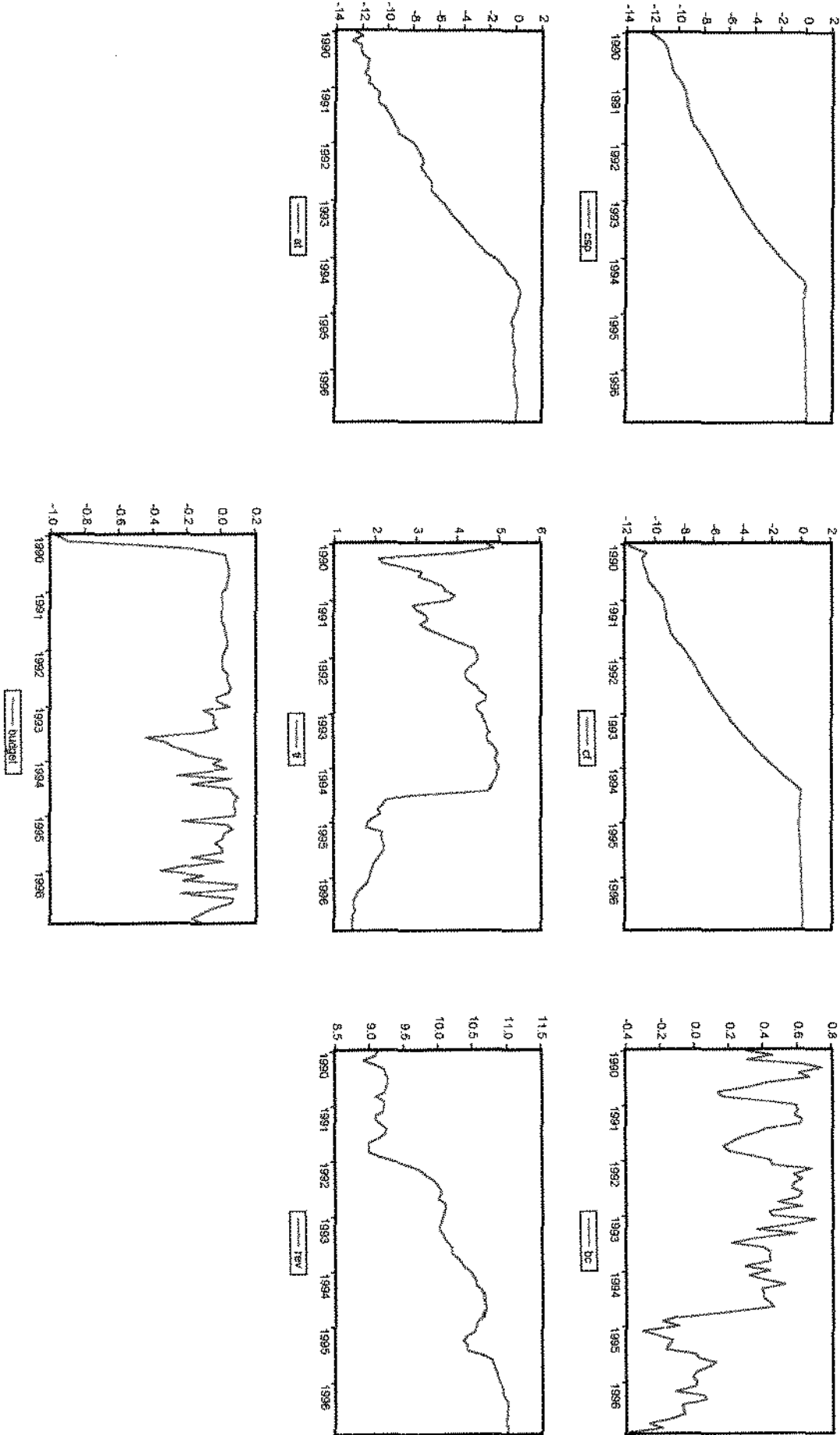
$$budget = \ln(\text{receitas públicas}) - \ln(\text{despesas públicas})$$

Seguem-se os gráficos destas variáveis:

¹⁹ As taxas de câmbio, as importações e exportações, a taxa de juros cdi-over, as reservas internacionais, as receitas e despesas públicas, foram obtidas do Boletim do Banco Central; as taxa de câmbio futuro foram cedidas pela BM&F; a *treasury bill's rate* e os índices *dowjones* foram extraídos do site do Fed; e os índices ibovespa foram obtidos na Bovespa.

²⁰ Optou-se por trabalhar com a taxa de câmbio nominal mensal em Reais para que se pudesse compará-la com outras variáveis macroeconômicas, disponíveis apenas a cada mês. Para tanto, foi preciso fazer conversões monetárias nas cotações diárias.

²¹ Fez-se as conversões monetárias para se ter as taxas em Reais e os cálculos das médias mensais.



I) Hipóteses dos Modelos

O mercado à vista de divisas é o *locus* onde são negociadas moedas de todos os países. Entretanto, em que pese a hegemonia da moeda norte americana, entendida pelo seu poder de denominar e de liberar contratos no mundo todo, grande parte das operações é feita em Dólar. É por isso que nesse trabalho se faz uso da taxa de câmbio Real-Dólar.

Os participantes do mercado cambial compram e/ou vendem divisas com diversas finalidades. Os que adquirem uma moeda estrangeira e se desfazem da moeda nacional, o fazem para importar bens, para investir em títulos e/ou ações no exterior, realizar doações, pagar juros, *royalties*, fretes, amortizar dívidas ou para especular contra ou a favor da moeda auferida. O contrário se dá quando a operação inversa é efetuada. Em ambos os casos os participantes podem ser nacionais ou estrangeiros.

Mas quem são os participantes do mercado cambial? Por trás destas transações estão organizações que atentam para suas metas e estratégias de curto e longo prazos, referentes a seus interesses específicos em uma dimensão microeconômica. De outro lado, está o *board* do Banco Central, responsável direto pela política cambial, uma das diretrizes macroeconômicas. Essa autoridade governamental também pode influenciar indiretamente a cotação da taxa de câmbio por meio da determinação da taxa de juros básica do sistema, através da política de *open market* (a TBC) ou da assistência para liquidez (a Tban). Constata-se, então, a existência de agentes com objetivos distintos, de cujas ações resulta a taxa de câmbio à vista.

Sendo assim, como esses agentes interagem? De um lado estão os demandantes e de outro o ofertante (Banco Central). Assume-se que a demanda por divisas no mercado à vista está assentada basicamente em dois tipos de comportamentos, o *chartista* e o *rentista*. Aqueles que se guiam pela atitude *chartista* prevêem que a taxa de câmbio corrente é igual a taxa de câmbio do período imediatamente anterior, ao passo que os *rentistas* compram ou vendem divisas de acordo com seus interesses de *portfólio* e suas

expectativas sobre a conjuntura econômica.

O comportamento chartista pode ser justificado por algumas razões. Há assimetria no acesso a informações, ou seja, no instante da decisão o desconhecimento de valores dos fundamentos do câmbio os obriga a aterem-se ao passado dessa variável. Além disso, o custo de se obter informações precisas é elevado, o que privilegia os agentes de maior poder econômico em detrimento dos de menor; os chartistas não podem pagar por informações precisas em tempo real. Adicionalmente, porque pode ser uma estratégia manter a posição em aberto e apostar na cotação anterior para se ter ganhos financeiros, isto é, mesmo inadequadamente informados os chartistas podem ser especuladores de pequeno porte.

Supõe-se que para os chartistas o que predomina é a taxa de câmbio enquanto preço que regula fluxos internacionais, embora haja aqueles que participam do *currency game*, sem que suas posições sejam decisivas. É por essa razão que os importadores e exportadores de pequeno e médio portes, bem como os pequenos investidores são considerados chartistas.

Com base nas três justificativas acima apresentadas, conclui-se que há um movimento de inércia ou de persistência, responsável pelo fenômeno de *bandwagon*, que potencializa as apreciações ou depreciações do câmbio. Em termos de um modelo, tal fenômeno estaria representado por um componente autorregressivo. Levando-se em conta que o AR(1) é o melhor preditor para a taxa de câmbio, admite-se que essa variável com tal defasagem serial represente o comportamento dos chartistas.

Por outro lado, o perfil rentista está associado à uma avaliação das disponibilidades de se montar carteiras de aplicações em espaços geográficos diferentes. Para eles a taxa de câmbio é um indexador do estoque de riqueza, no qual a moeda é um, mas não o único ativo. Além dela, pode-se aplicar em títulos e/ou ações.

Assim, a participação desses agentes no mercado de divisas estaria

atrelada às expectativas sobre o valor futuro de uma moeda, o qual estaria condicionado às oportunidades financeiras vislumbradas pela comparação entre as taxas de juros e os índices de bolsas de valores nacionais e internacionais.

Um aumento dos juros internos, por exemplo, provocaria entrada de capitais e apreciação do câmbio. Porém, aconteceria também abertura de posições no mercado de câmbio futuro, que expressariam expectativa de depreciação, isto é, a cotação à vista cairia ao mesmo tempo que se especularia uma alta no câmbio futuro. Esse *currency game* faria com que a apreciação inicial fosse menor, uma vez que o câmbio futuro puxaria a cotação da taxa à vista. O mesmo raciocínio pode ser aplicado ao diferencial de índices de bolsas de valores. Assim, matematicamente, as derivadas primeiras do diferencial de juros e do índices de bolsas em relação ao câmbio futuro seriam positivas.

Entretanto, supõe-se que os rentistas sejam também fundamentalistas porque visam estabelecer uma taxa de câmbio condizente com o cenário macroeconômico conjuntural. Dessa maneira a elasticidade do diferencial de taxas de juros em relação à taxa de câmbio seria negativa, ou seja, um aumento dos juros domésticos provocaria somente apreciação do câmbio. O mesmo é válido para o diferencial de índices dos mercados de ações.

Portanto, os sinais das derivadas primeiras dos diferenciais de taxa de juros e de índices de bolsas de valores, podem ser positivos ou negativos, dependendo da suposição sobre o perfil dos agentes que atuam no mercado futuro. O comportamento puramente rentista está associado à lógica microeconômica ao passo que o perfil totalmente fundamentalista é guiado pela lógica macroeconômica.

Os rentistas-fundamentalistas também levam em conta no momento de contratarem uma taxa de câmbio futuro as variáveis: saldo da balança comercial, resultado primário das contas públicas e o nível de reservas. As derivadas primeiras dessas variáveis com relação ao câmbio futuro seriam

negativas, o que significa que variam em sentido contrário a essa variável.

Em suma, o câmbio futuro está associado às variáveis: saldo da balança comercial, nível de reservas, rentabilidade das ações, diferencial de juros e resultado primário das contas públicas.

Essa taxa de câmbio condizente ao cenário macroeconômico-financeiro, representada pelo câmbio futuro, é ideal na perspectiva dos agentes rentistas-fundamentalistas. Vale dizer, o câmbio futuro é a taxa de câmbio à vista de equilíbrio²².

Esses agentes, ao estabelecerem um parâmetro para taxa de câmbio corrente, concretizado em uma taxa de câmbio futuro, determinam, pelas suas ações, a cotação da taxa *spot*. Primeiro porque os rentistas representam grandes conglomerados financeiros ou *global traders* e suas posições servem como referência, ou seja, supõe-se que há *price leadership*. Segundo porque se o câmbio à vista estiver valorizado, ao comprar-se na *spot* e vender-se na cotação futuro há um ganho o qual atrai outros agentes a realizar essa operação e isso implica em elevação da taxa à vista, que significa uma desvalorização de modo a igualar as taxas. O oposto ocorre caso a taxa *spot* estiver acima da taxa de câmbio futuro. Em outras palavras, há convergência das taxas.

De modo geral os agentes rentistas podem ser também classificados de acordo com suas estratégias em: *hedgers*, especuladores ou arbitradores. Os *hedgers* buscam eliminar riscos de perdas provenientes de variações de preços e se subdividem em *hedgers* vendidos, os que querem se precaver contra quedas de preços e *hedgers* comprados, os que desejam se proteger de aumentos de preços.

Os especuladores, por sua vez, conservam propositadamente suas posições em aberto em relação ao objeto de negócio para obter ganhos

²² O termo **equilíbrio** não está empregado de acordo com a concepção walrasiana, porque pode haver variação indesejada dos estoques de bens e de ativos, e sim no sentido de compatível à realidade observada.

financeiros, porém assumindo o risco de mudança desse preço. Esses se subdividem ainda em “scalpers”, “day traders” e “position traders”, conforme mantenham suas posições no tempo. Já os arbitradores visam lucrar com a má formação de preços de bens supostamente homogêneos, agindo em espaços geográficos diferentes.

Os rentistas são os responsáveis pelo processo de mudança de uma tendência de apreciação ou depreciação do câmbio à vista. Em outras palavras eles respondem pelo *cash in*.

Desse modo, tem-se que a demanda por cambiais é composta de um elemento inercial e de outro *portfólio*-expectacional, sendo que as expectativas são exógenas, por ser determinadas por variáveis que não são explicadas no modelo. Há, portanto, heterogeneidade de comportamentos.

Partindo-se dessa premissa, pode-se afirmar que o patamar mínimo para a taxa de câmbio spot é a sua cotação no instante de tempo anterior, quando csp é igual a csp_{t-1} , e o seu nível máximo é dado pela taxa de câmbio de equilíbrio, no sentido empregado, quando csp é igual a cf .

A idéia de um valor mínimo e outro de máximo para a taxa de câmbio à vista não significa que o regime de bandas cambiais tenha imperado ao longo dos anos 90 no Brasil. O que se acredita é que no período que precede a implantação do Plano Real os limites, ao menos desejáveis pelo Banco Central, para flutuação do câmbio, estavam implícitos no cotidiano das operações. A adoção explícita desse instrumento de política cambial e a obrigação de cumprir metas preestabelecidas é recente.

De outra parte, supõe-se que a oferta de divisas é estabelecida pelo Banco Central²³ e é uma função linear do logaritmo natural do nível de reservas. Isso equivale a dizer que o banco central é o único comprador de

²³ O Banco Central sempre que foi preciso interveio e continua intervindo no mercado de divisas, isto é, não houve e não há um regime flutuante de câmbio puro no Brasil. Sua capacidade de fazer mercado, no entanto, dependia e ainda depende do nível de reservas em dólar. É por essa razão histórica que se assume nesse trabalho que tal Autoridade Monetária é o único comprador de divisas.

divisas, cuja meta de política cambial é determinar a taxa de mercado, sendo que sua capacidade depende da magnitude de suas reservas em Dólar.

Ademais, os mercados de câmbio à vista e futuro são também mercados financeiros e como tais são caracterizados por períodos de turbulência seguidos por momentos de relativa aquiescência, sendo que a tranqüilidade enseja a permanência e a inquietação leva à volatilidade. Isso denota o fenômeno de *volatility clust* na dinâmica dessas variáveis. Infere-se, portanto, que a variabilidade das taxas de câmbio pode não ser constante.

Sendo assim, o que representaria essa volatilidade em termos econômicos? Ela expressaria o risco cambial.

Feitas essas considerações teóricas, dois caminhos foram trilhados com o intuito de especificar as funções *f* e *g*, um empírico e outro teórico. Isto não quer dizer que ambos tenham sido excludentes, porque houve uma mútua contribuição, ou seja, os resultados dos modelos econométricos ajudaram na especificação do modelo teórico e, por outro lado, as hipóteses teóricas delimitaram os passos na formulação dos modelos econométricos.

II) Testes e Modelos Econométricos

Antes de tudo, fez-se o teste de raiz unitária pelo método de Phillips Peron²⁴, com *lag truncation* igual a 3, para o logaritmo natural das séries estudadas nesse trabalho. Na tabela abaixo tem-se os resultados:

Tabela 15

Teste de Raiz Unitária de Phillips Perron							
	<i>csp</i>	<i>cf</i>	<i>bc</i>	<i>at</i>	<i>ti</i>	<i>rev</i>	<i>budget</i>
no trend	-4,59507	-4,42199	-3,73171	-2,72438	-1,28077	-2,54238	-6,27716
or							
intercept							
Valores Críticos							
1%	-2,5909	-2,5909	-4,0713	-2,5909	-2,5909	-4,0713	-2,5909
5%	-1,9441	-1,9441	-3,4639	-1,9441	-1,9441	-3,4639	-1,9441

²⁴ Este teste é mais adequado que os ADF's quando se tem quebras estruturais nas séries.

Constata-se que, a exceção de *ti* e *rev*, em todas as outras variáveis a hipótese de raiz unitária é rejeitada a 5 ou a 1% de significância. As variáveis *ti* e *rev* são $I(1)$ ao passo que as demais são $I(0)$. No entanto, é preciso dizer que o resultado desse teste não é conclusivo. Ele pode estar viesado, devido ao fato de que o período referente à base de dados é pequeno.

Adicionalmente, não se pode afirmar se há raiz unitária ou se, na verdade, trata-se de uma tendência determinística no caso de *csp* e *cf*, mas essa dúvida pode ser saneada ao se decompor as séries em componentes não observáveis (nível estocástico e inclinação constante) e regredi-las contra componentes autoregressivos. Se houver raiz unitária os coeficiente dos autoregressivos serão estatisticamente iguais a um.

Mesmo sabendo dessas deficiências foram feitas estimações com base em toda a informação passada das séries, uma vez o que se pretende é contribuir para o entendimento do comportamento do mercado cambial e não colocar um ponto final nessa discussão. Não é demais lembrar que aqueles que fazem estimações com base em teorias já consolidadas como a PPC e a PTJ também se deparam com esses e outros problemas, uma vez que a inconstância das políticas econômicas faz parte da história da economia brasileira, e nem por isso deixaram de realizar seus trabalhos. É claro que na medida do possível será dada uma solução para os problemas.

Assim sendo, posteriormente estimou-se modelos de vetores de correção de erros com VAR irrestritos (vetores autoregressivos), por ser ateóricos, uma vez que as relações entre as variáveis estudadas nesse trabalho não estão estritamente definidas *a priori*. Na formulação desses modelos estabeleceu-se que as variáveis endógenas seriam *csp* e *cf*, $D(bc)$, $D(at)$, $D(ti)$, $D(rev)$ e $D(budget)$ seriam exógenas, e fez-se regressões para defasagens temporais crescentes. O modelo que melhor equaciona as variáveis foi escolhido pelo critério de Schwarz, segundo o qual o modelo mais adequado é aquele que tiver o menor valor para essa estatística de teste.

A tabela (16) abaixo apresenta os resultados.

Tabela 16

Equação de cointegração		
csp		cf
1.000000		-1,000395 (0,00038) (-2638,09)
Error Correction:	D(csp)	D(cf)
CointEq1	-0,114770 (0,12379) (-0,92711)	0,965087 (0,16531) (5,83801)
D(csp(-1))	0,741249 (0,13293) (5,57815)	0,942981 (0,17751) (5,31218)
D(csp(-2))	-0,182143 (0,07716) (-2,36053)	-0,178182 (0,10304) (-1,72926)
D(cf(-1))	0,226494 (0,09441) (2,39907)	0,451660 (0,12607) (3,58259)
D(cf(-2))	0,101989 (0,05859) (1,74065)	0,185299 (0,07824) (2,36827)
D(bc)	-0,050322 (0,02602) (-1,93374)	-0,092987 (0,03475) (-2,67582)
D(at)	0,036713 (0,02036) (1,80306)	0,049184 (0,02719) (1,80890)
D(ti)	0,120496 (0,01082) (11,1314)	0,192610 (0,01446) (13,3246)
D(rev)	0,001539 (0,04885) (0,03151)	-0,002508 (0,06523) (-0,03845)
D(budget)	-0,027479 (0,02560) (-1,07338)	-0,041448 (0,03419) (-1,21240)
R-squared	0,952987	0,930369
Adj. R-squared	0,947027	0,921542
Sum sq. resids	0,056928	0,101515
S.E. equation	0,028316	0,037812
Log Likelihood	179,1131	155,6873
Akaike AIC	-7,013502	-6,435087
Schwarz SC	-6,717891	-6,139476
Mean dependent	0,138917	0,131270
S.D. dependent	0,123029	0,134995
Determinant Residual Covariance	1,27E-07	
Log Likelihood	494,2091	
Akaike Information Criteria	-15,60684	
Schwarz Criteria	-15,28167	

A tabela 16 mostra que há uma equação de cointegração entre *csp* e *cf* segundo a qual há uma relação inversa entre essas taxas de câmbio no longo prazo e revela que não há uma relação de curto prazo inversa entre $D(csp_{t-1})$ e

$D(cf_{t-1})$, pois $D(csp_{t-1})$ não é significativo. Essa mesma tabela ilustra ainda os vetores de correção de erros com as variáveis: $D(bc)$, $D(at)$, $D(ti)$, $D(rev)$ e $D(budget)$, onde D é diferencial.

Assim, as equações ficaram:

$$(123) \quad D(csp) = - 0,11477048 [csp(-1) - 1,0003946 cf(-1)] + 0,74124888 D(csp(-1)) \\ - 0,18214293 D(csp(-2)) + 0,22649361 D(cf(-1)) + 0,10198898 D(cf(-2)) \\ - 0,050322302 D(bc) + 0,036712578 D(at) + 0,12049553 D(ti) + 0,0015393839 D(rev) \\ - 0,027479429 D(budget)$$

$$(124) \quad D(cf) = 0,96508715 [csp(-1) - 1,0003946 cf(-1)] + 0,94298114 D(csp(-1)) \\ - 0,178182 D(csp(-2)) + 0,45165999 D(cf(-1)) + 0,18529948 D(cf(-2)) \\ - 0,09298685 D(bc) + 0,04918364 D(at) + 0,19260958 D(ti) - 0,0025078093 D(rev) \\ - 0,041447875 D(budget)$$

sendo que os termos em diferença correspondem às relações de curto prazo e os componentes entre colchetes representam as relações de longo prazo.

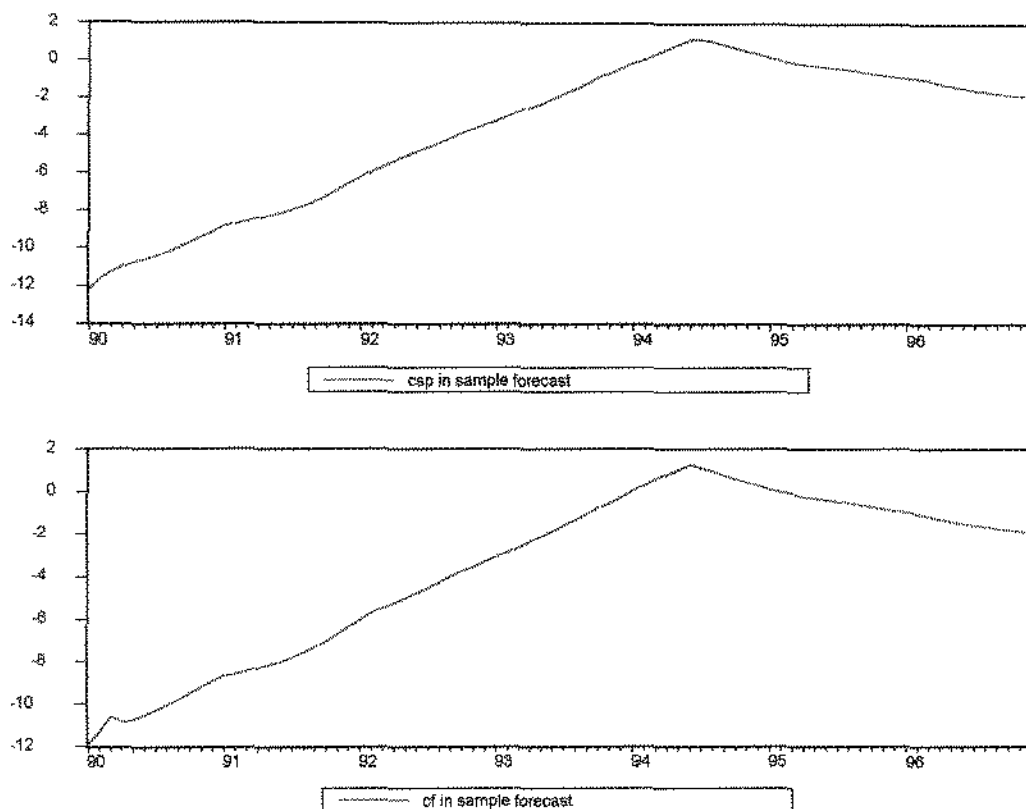
A 95% de significância e grau de liberdade igual a 60 o valor crítico para a estatística t é de $\pm 1,671$. O teste bilateral de significância para os coeficientes do modelo mostrou que $D(csp)$ está apenas relacionada com $D(csp_{t-1})$, $D(csp_{t-2})$, $D(cf_{t-1})$, $D(cf_{t-2})$, $D(bc)$, $D(at)$ e $D(ti)$, ao passo que $D(cf)$ está associada com $D(csp_{t-1})$, $D(csp_{t-2})$, $D(cf_{t-1})$, $D(cf_{t-2})$, $D(bc)$, $D(at)$ e $D(ti)$.

Quanto aos sinais e a magnitude dos coeficientes, era esperado que, na equação de $D(csp)$, $D(csp_{t-1})$, $D(cf_{t-1})$ e $D(cf_{t-2})$ fossem positivos, que $D(bc)$ e $D(csp_{t-2})$ tivesse sinal negativo e, que os coeficientes dessas variáveis fossem menores do que um; mas não que $D(ti)$ e $D(at)$ tivessem sinais positivos. Já na equação de $D(cf)$, esperava-se que $D(cf_{t-1})$, $D(cf_{t-2})$ e $D(csp_{t-1})$ tivessem sinais positivos, $D(bc)$ e $D(csp_{t-1})$ negativos, e que $D(ti)$ e $D(at)$ tivessem coeficientes positivos, sendo todos menores que um

Note-se que nesse modelo as variáveis mais importantes na determinação e dinâmica tanto de csp quanto de cf são suas defasagens temporais, o que indica que, no caso, os chartistas têm mais importância que

os rentistas-fundamentalistas. Entretanto, as variáveis macroeconômicas bc , at e ti também se mostraram relevantes.

Fazendo-se o teste de previsão utilizando-se as séries (*in sample forecast*) obteve-se os seguintes gráficos:



Observa-se que os modelos acima mencionados descrevem bem o comportamento da taxa de câmbio futuro e à vista até 1994. A partir de então, as previsões apontam para contínua queda das cotações em ambos mercados, o que de fato não aconteceu. Essa falha se deve à predominância da dependência temporal. Os movimentos de mudança de tendência não foram capturados pelos parâmetros do modelo. Acredita-se, portanto, que as equações devam ser melhor especificadas. Por essa razão optou-se por outro caminho.

O seguinte sistema foi construído:

$$(125) \quad csp_t = \beta_1 csp_{t-1} + \beta_2 cf_t + \varepsilon_t \Rightarrow \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2_\varepsilon)$$

(126) $cf_t = \alpha_1 bc_t + \alpha_2 at_t + \alpha_3 ti_t + \alpha_4 rev_t + \alpha_5 budget_t + w_t \Rightarrow w_t \sim N(0, \sigma^2_w)$

mas a estimação, tanto pelo método generalizado dos momentos (GMM) quanto pelo de mínimos quadrados em dois estágios, ambos com a matriz de variáveis instrumentais composta de csp_{t-2} , cf_{t-1} , uma constante e bc_{t-1} , não foi possível porque o sistema resultava em uma matriz singular²⁵.

Logo, buscou-se estimar as funções em questão separadamente. Para a equação (125) estimada pelo método GMM os resultados foram:

Tabela 17

Prewhitening				
Bandwidth: Fixed (3)				
Kernel: Bartlett				
Convergência obtida após 3 iterações				
Instrument list: Constante $csp(-2)$ $cf(-1)$				
Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
$csp(-1)$	0,338964	0,010726	31,60136	0,0000
cf	0,661628	0,011070	59,76596	0,0000
R-squared	0,999939	Mean dependent var		-4,231445
Adjusted R-squared	0,999938	S.D. dependent var		4,071729
S.E. of regression	0,031935	Akaike info criterion		-6,864037
Sum squared resid	0,081586	Schwarz criterion		-6,805337
Durbin-Watson stat	1,294815	J-statistic		0,002773

Os coeficientes são significativos a 100% de significância. Os sinais desses coeficientes são positivos e estão entre zero e um, como esperado. Em que pese as hipóteses, esse modelo é melhor que o vetor de correção de erros porque leva em conta tanto o comportamento chartista quanto o fundamentalista.

A estatística de Durbin-Watson, a seu turno, revela que há correlação positiva de primeira ordem. Ao fazer-se os testes dos correlogramas dos resíduos e dos resíduos ao quadrado detectou-se que essa correlação de primeira ordem não é estatisticamente significativa²⁶. Acresce-se ainda que os resíduos dessa regressão não têm distribuição normal, as caudas são densas e há assimetria.

²⁵ É uma evidência de que há uma combinação linear das variáveis endógenas que é igual a variável independente.

²⁶ Ver Tables 1 e 2 no Anexo Estatístico.

Procedeu-se analogamente para a função (126) e os resultados indicaram, através da estatística de Durbin-Watson, uma alta correlação de primeira ordem entre os resíduos. Como não se pode estimar regressões com componentes média móvel, para captar esse efeito, pelo método²⁷, utilizou-se dos mínimos quadrados iterativos. Logo, fez-se:

(127) $cf_t = \alpha_1 bc_t + \alpha_2 at_t + \alpha_3 ti_t + \alpha_4 rev_t + \alpha_5 budget_t + \alpha_6 w_{t-1} + \alpha_7 w_{t-2} + \alpha_8 w_{t-3}$

para $w_t \sim N(0, \sigma_w^2)$

e os resultados, após 11 iterações, foram:

Tabela 18

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
bc	-0,561182	0,140069	-4,006484	0,0001
at	0,861683	0,016605	51,89397	0,0000
ti	0,050670	0,031941	1,586356	0,1168
rev	-0,021173	0,007687	-2,754411	0,0074
budget	-0,271131	0,180677	-1,500633	0,1376
MA(1)	0,400222	0,095125	4,207325	0,0001
MA(2)	0,599453	0,118710	5,049715	0,0000
MA(3)	0,258457	0,085457	3,024426	0,0034
R-squared	0,998235	Mean dependent var		-4,330441
Adjusted R-squared	0,998073	S.D. dependent var		4,151018
S.E. of regression	0,182237	Akaike info criterion		-3,314501
Sum squared resid	2,523986	Schwarz criterion		-3,082995
Log Likelihood	28,01821	F-statistic		6141,137
Durbin-Watson stat	1,912492	Prob.(F-statistic)		0,000000
Inverted MA Roots	0,01+0,78i	0,01 -0,78i	-0,42	

Das variáveis explanatórias somente os coeficientes de *bc*, *at* e *rev* são significativos a 95%, o que significa que nesse modelo apenas essas variáveis são relevantes para os fundamentalistas determinarem o câmbio futuro. Os sinais desses coeficientes mostram que *cf* varia em sentido contrário a *bc* e *rev*, mas no mesmo sentido que *at*, o que só é possível se houver *currency game*. As magnitudes das elasticidades significativas estão entre zero e um.

²⁷ Esse método visa minimizar as correlações entre os resíduos e as variáveis instrumentais. Logo, por definição, não é permitido introduzir termos que expressem correlação dos resíduos (MA) na equação a ser estimada.

Os componentes de média móvel defasados de um e de dois períodos são significativos, ilustrando que há persistência nos erros.

A estatística de Durbin-Watson indica que praticamente não há correlação de primeira ordem, pois se aproxima de dois. Os testes dos correlogramas dos resíduos e dos resíduos ao quadrado mostram que as correlações são estatisticamente iguais a zero²⁸. Da mesma forma, pelas mesmas razões acima apontadas para a equação (125), os resíduos dessa regressão não têm distribuição normal.

Fez-se, então, um teste para saber se *csp* e *cf* eram não-lineares e para este fim gerou-se as variáveis logaritmo da diferença ao quadrado das taxas de câmbio *spot* e futuro. O intuito era comparar os correlogramas da variação das variáveis (*Difcsp* e *Difcf*)²⁹ com os da variação quadrática das mesmas (*Tnlcsp* e *Tnlcf*)³⁰. Não-linearidade estaria presente caso existisse correlação para a variação quadrática, mesmo não havendo correlação para a variação. Os testes mostraram que tanto a taxa *spot* quanto a taxa de câmbio futuro são não-lineares. Os resultados desses testes são um forte indício de que as variâncias condicionais de *csp* e de *cf* não são constantes. Em termos teóricos, há volatilidade nas taxas de câmbio à vista e futuro.

Sendo assim, assumindo-se que há heterocedasticidade nas funções (125) e (127). Decidiu-se, então, restimá-las, a fim de melhorar as estimativas dos modelos, usando o método de máxima verossimilhança para variância condicional autoregressiva.

A existência de correlação nos resíduos implicou em reformulação da função (125). Após várias tentativas, o modelo ficou assim:

$$(128) \text{ } csp_t = \beta_1 \text{ } csp_{t-1} + \beta_2 \text{ } csp_{t-2} + \beta_3 \text{ } csp_{t-3} + \beta_4 \text{ } cf_t + \varepsilon_t, \text{ para } \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2_{\varepsilon(t)}),$$

sendo que,

²⁸ Ver Tables 3 e 4 no Anexo Estatístico.

²⁹ Ver Tables 5 e 6 no Anexo Estatístico.

³⁰ Ver Tables 7 e 8 no Anexo Estatístico.

$\sigma^2_{\varepsilon(t)} = \phi_1 + \phi_2\sigma^2_{\varepsilon(t-1)} + \phi_3\sigma^2_{\varepsilon(t-2)} + \phi_3\xi_{t-1} \Rightarrow \xi_t \sim N(0,\sigma^2_{\xi})$

onde β_n e ϕ_m são parâmetros e ε_t e ξ_t são perturbações aleatórias.

Na tabela 19 a seguir, tem-se os resultados dessa regressão:

Tabela 19

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
csp (-1)	0,429721	0,044125	9,738752	0,0000
csp (-2)	-0,107998	0,050763	-2,127512	0,0368
csp(-3)	0,030947	0,028301	1,093517	0,2778
cf	0,648686	0,017357	37,37406	0,0000
Equação da Variância				
ϕ_1	1,39E-06	1,59E-06	0,872375	0,3859
ARCH (1)	0,205820	0,404696	0,508580	0,6126
ARCH (2)	0,071509	0,349988	0,204320	0,8387
GARCH	0,614588	0,132635	4,633666	0,0000
R-squared	0.999991	Mean dependent var		-4.145208
Adjusted R-squared	0.999990	S.D. dependent var		4.021041
S.E. of regression	0.012438	Akaike info criterion		-8.680511
Sum squared resid	0.011293	Schwarz criterion		-8.444022
Log Likelihood	284.0978	F-statistic		1194504,0
Durbin-Watson stat	1.693661	Prob(F-statistic)		0,000000

Observa-se que os coeficientes de *csp* defasada de um e de dois períodos e de *cf* são significativos e estão entre zero e um. Nesse caso, os chartistas estão representados por duas defasagens temporais, o que faz com que o *bandwagon* tenha um potencial maior. Já os fundamentalistas praticamente mantêm sua importância relativa.

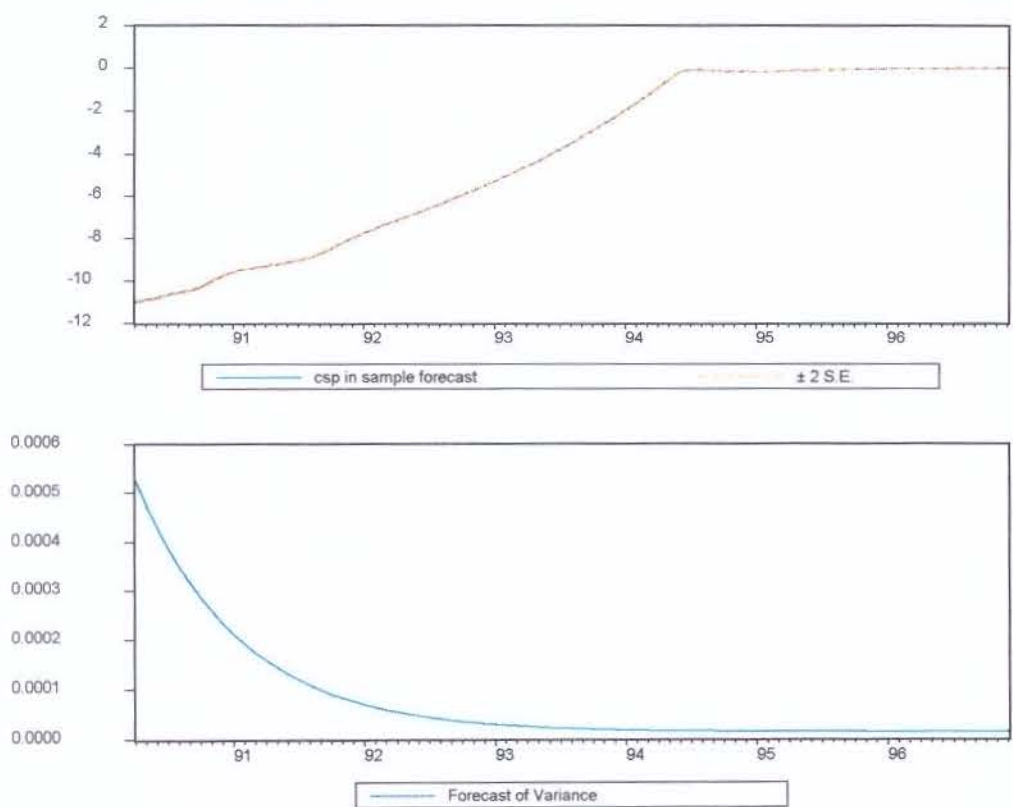
O câmbio à vista varia na mesma direção que o seu passado defasado de um período, mas no sentido contrário do seu passado defasado de dois períodos. Isso quer dizer que os chartistas revêem suas posições. O câmbio futuro também varia na mesma direção do câmbio à vista, determinando a tendência.

Na equação de variância somente o componente GARCH é significativo, ou seja, ocorre heterocedasticidade na variância condicional de *csp*. Como seu coeficiente é menor do que um, conclui-se que a variância condicional de *csp* é estacionária. O fato de haver um componente GARCH significa que há

persistência nas perturbações aleatórias na variância condicional, o que expressa o fenômeno *volatility clust*.

A estatística de Durbin-Watson aponta existência de correlação de primeira ordem. O correlograma dos resíduos dessa regressão revela que as correlações não são estatisticamente diferentes de zero³¹. O mesmo pode-se dizer no caso do correlograma dos resíduos ao quadrado³². Há de se relatar ainda que os resíduos não têm distribuição normal. As caudas da distribuição dos resíduos dessa equação são pesadas, kurtosis maior que 3, e não há simetria.

Os gráficos das previsões para *csp* e para variância de *csp* com os dados da amostra indicam um bom ajuste, como se pode ver abaixo:



Retomando-se a função (126) e acrescentando uma equação para a variância condicional de *cf*, tem-se:

³¹ Ver Table 9 no Anexo Estatístico.

³² Ver Table 10 no Anexo Estatístico.

(129) $cf_t = \alpha_1 bc_t + \alpha_2 at_t + \alpha_3 ti_t + \alpha_4 rev_t + \alpha_5 budget_t + w_t$,

para $w_t \sim (0, \sigma^2_{w(t)})$, sendo que,

$\sigma^2_{w(t)} = \theta_1 + \theta_2 \sigma^2_{w(t-1)} + \theta_3 \zeta^2_{t-1} \Rightarrow \zeta_t \sim N(0, \sigma^2_{\zeta})$,

onde α_n e θ_m são parâmetros e ζ_t e w_t são perturbações aleatórias.

Porém, a variância condicional de cf era explosiva, porque os coeficientes do ARCH e do GARCH somados eram maior do que um. Logo, pensou-se fazer um IGARCH. Desse modo, tem-se que:

(130) $cf_t = \alpha_1 bc_t + \alpha_2 at_t + \alpha_3 ti_t + \alpha_4 rev_t + \alpha_5 budget_t + \alpha_6 \omega_{t-1} + \alpha_7 \omega_{t-2} + \alpha_8 \omega_{t-3}$

para $\omega_t \sim (0, \sigma^2_{w(t)})$, sendo que,

$\Delta \sigma^2_{w(t)} = \theta_1 + \Delta \theta_2 \sigma^2_{w(t-1)} + \theta_3 \Delta \zeta^2_{t-1} \Rightarrow \zeta_t \sim N(0, \sigma^2_{\zeta})$,

A tabela 20 abaixo retrata os resultados dessa regressão:

Tabela 21

Variável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Probabilidade
bc	-0,411306	0,095840	-4,291572	0,0000
at	0,877537	0,004991	175,8308	0,0000
ti	0,031097	0,018954	1,640644	0,1029
rev	-0,013587	0,004854	-2,799318	0,0058
budget	-0,123857	0,158329	-0,782279	0,4353
ω_{t-1}	0,569208	0,099269	5,734005	0,0000
ω_{t-2}	0,691138	0,100601	6,870080	0,0000
ω_{t-3}	0,339288	0,093232	3,639201	0,0004
R-squared	0,998709	Mean dependent var		-4.073322
Adjusted R-squared	0,998585	S.D. dependent var		3.999082
S.E. of regression	0,150434	Sum squared resid		1.652023
Durbin-Watson stat	1,589363			
$\Delta \sigma^2_{w(t-1)}$	0,336940	0,101822	3,309102	0,0014
$\Delta \zeta^2_{(t-1)}$	0,605639	0,069873	8,667734	0,0000
R-squared	0,753882	Mean dependent var		-0,003377
Adjusted R-squared	0,750805	S.D. dependent var		0,013330
S.E. of regression	0,006654	Sum squared resid		0,003542
Durbin-Watson stat	2,682152			

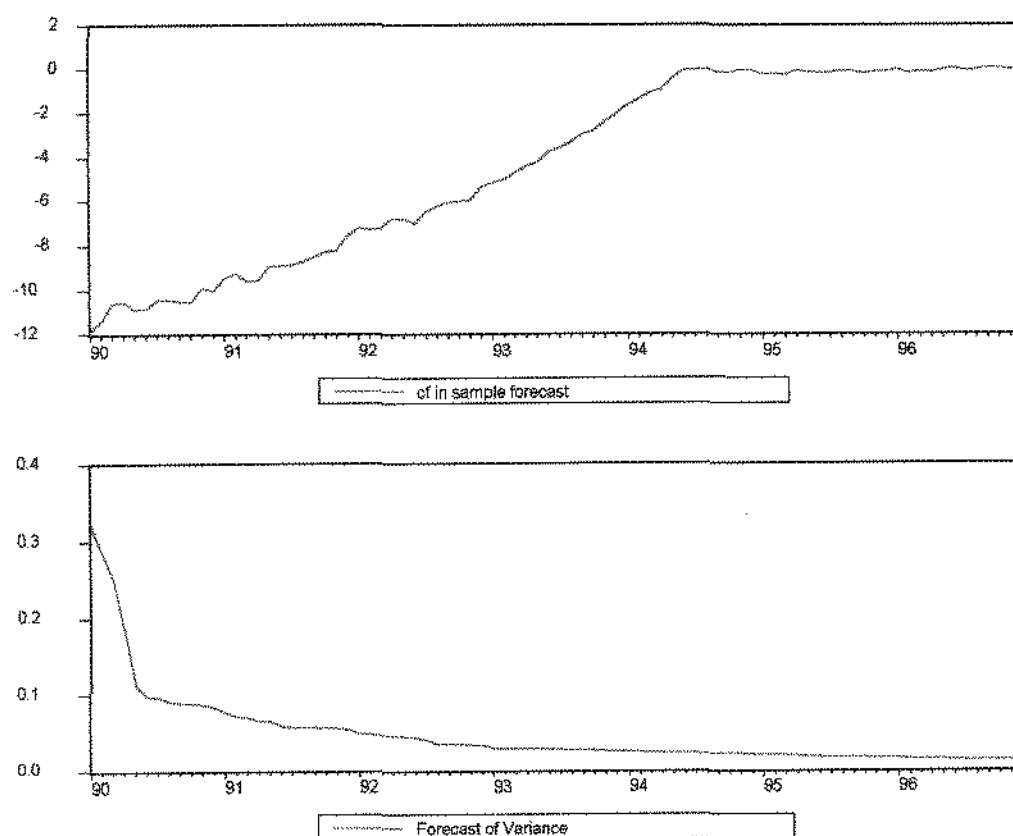
As estimativas dos coeficientes das variáveis explanatórias são significativas para bc , at e rev . Isto é, de acordo com esse modelo os fundamentalistas teriam em conta somente essas variáveis para determinar o

câmbio futuro.

Os sinais desses coeficientes indicam que *bc* e *rev* variam contrariamente a *cf* e que *at* varia no mesmo sentido que *cf*, o que faz sentido se houver o *currency game*, ou seja, se supusermos o perfil rentista-fundamentalista. As magnitudes dos coeficientes estão, como se desejaria, entre zero e um.

A estatística de Durbin-Watson revela que há correlação positiva entre os resíduos da equação (130). No entanto, a variância condicional é estacionária, porque a soma dos coeficientes significativos, das variáveis dependentes, na equação de variância, é menor que um. A estatística de Durbin-Watson, a seu turno, indica a existência de correlação negativa de primeira ordem entre os diferenciais dos resíduos ao quadrado. Novamente, os correlogramas dos resíduos e dos resíduos ao quadrado ilustram que as correlações são estatisticamente iguais a zero.

Os gráficos das previsões de *cf* e da variância de *cf* revelam que esse ajuste foi satisfatório, como se pode notar abaixo:



Foram feitas, ainda, estimações de modelos estruturais nos quais é possível decompor as séries em componentes não observáveis. Estatisticamente, fez-se:

(131) $csp_t = \delta_0 + \delta_1 + \eta_t$

(132) $cf_t = \delta_0 + \delta_1 + \eta_t$

$\delta_1 = \delta_1(-1)$

$\delta_0 = \rho\delta_0(-1) + v_t$

onde δ_0 é o nível estocástico, δ_1 é a inclinação constante, ρ é parâmetro da inclinação estocástica, v_t e η_t são erros aleatórios.

A tabela abaixo contém os resultados desse modelo:

Tabela 22

Sumário estatístico				
	<i>csp</i>	<i>cf</i>		
Desvio padrão	0,13018	0,15149		
Normalidade	6,832	6,198		
Component	csp (q-ratio)	cf (q-ratio)		
η_t	0,00000 (0,0000)	0,0744894 (0,5573)		
δ_0	0,131598 (1,0000)	0,133652 (1,0000)		
Coeficientes Estimados do vetor de estado final				
Equação 131				
Variável	Coeficiente	R.m.s.e.	t-value	Probabilidade
δ_0	0,0356084	0,00000		
δ_1	0,146721	0,0144447	10,157	[0,0000]
Equação 132				
Variável	Coeficiente	R.m.s.e.	t-value	Probabilidade
δ_0	0,00284273	0,0161109	0,176448	[0,8604]
δ_1	0,144541	0,0146740	9,8501	[0,0000]

Os resultados mostram que há uma tendência comum³³ para as taxas de câmbio à vista e futuro, ditada pela inclinação, que, na verdade, representa a taxa de desvalorização média no período. Observa-se que o nível estocástico é que causa a variância dos resíduos, o que pode ser explicado pela constante política de minidesvalorizações cambiais levada a cabo durante o período de 1990 a julho de 1994.

³³ Ver Table 17 no Anexo Estatístico.

Pode-se ver nos gráficos dos resíduos³⁴ que eles não são normais, apesar da normalidade não ser elevada. Há correlação nos resíduos e heterocedasticidade.

Fez-se, então, uma regressão em que se considerou as defasagens de um período para *csp* e para *cf*, bem como um componente de quebra estrutural. Assim,

(133) $csp_t = \delta_0 + \Theta \delta_1 + \delta_2 csp_{t-1} + \delta_3 cf_{t-1} + \eta_t$

(134) $cf_t = \delta_0 + \Theta \delta_1 + \delta_4 cf_{t-1} + \delta_5 csp_{t-1} + \eta_t$

$\delta_1 = \delta_1(-1)$

$\delta_0 = \rho \delta_0(-1) + v_t$

Θ é igual a zero de janeiro de 1990 a julho de 1994 e igual um para todo o resto do período, onde δ_0 é o nível estocástico, δ_1 é a inclinação constante, δ_2 , δ_3 , δ_4 , δ_5 e ρ são parâmetros de csp_{t-1} , cf_{t-1} e da inclinação estocástica, respectivamente, v_t e η_t são erros aleatórios.

As tabelas a seguir mostram os resultados dessa regressão:

Tabela 23

Sumário estatístico				
	<i>csp</i>	<i>cf</i>		
Desvio padrão	0,041373	0,084667		
Normalidade	80,50	1736		
Component	csp (q-ratio)	cf (q-ratio)		
δ_0	0,0426271 (1,0000)	0,0740281 (1,0000)		
η_t	0,00000 (0,0000)	0,0459784 (0,6211)		
Coeficientes Estimados do vetor de estado final				
Equação 133				
Variável	Coeficiente	R.m.s.e.	t-value	Probabilidade
δ_0	0,00771408	0,00111297	6,9311	[0,0000]
δ_1	0,147239	0,0146126	10,076	[0,0000]
Equação 134				
Variável	Coeficiente	R.m.s.e.	t-value	Probabilidade
δ_0	0,0203595	0,0147419	1,3811	[0,1710]
δ_1	0,147100	0,0147731	9,9573	[0,0000]

³⁴ Ver Tables 11 e 12 no Anexo Estatístico.

Tabela 24

Coeficientes Estimados das variáveis explanatórias				
Equação 133				
<i>csp</i> (-1)	0,813010	0,0759090	10,71	[0,0000]
<i>cf</i> (-1)	0,101590	0,0635251	1,5992	[0,1137]
Θ	-0,247266	0,0437507	-5,6517	[0,0000]
Equação 134				
<i>cf</i> (-1)	0,121186	0,132745	0,91292	[0,3640]
<i>csp</i> (-1)	0,725340	0,151695	4,7816	[0,0000]
Θ	-0,333233	0,0787126	-4,2335	[0,0001]

A normalidade piorou muito. Novamente, os gráficos dos resíduos revelam que há correlação e heterocedasticidade e não normalidade³⁵. Em compensação, reafirma-se a hipótese de tendência determinística comum às taxa de câmbio à vista e futuro. De acordo com os coeficientes estimados de *csp*_{*t-1*} e *cf*_{*t-1*} fica evidente que não há raiz unitária na taxa de câmbio à vista, nem na taxa de câmbio futuro. A variável de intervenção retrata um momento de mudança na política cambial, qual seja, julho de 1994.

Isto posto, excluiu-se o efeito da tendência determinística comum das variáveis *csp* e *cf*, e estimou-se essas variáveis, *detrended*, em função de nível fixo, das variáveis explanatórias e de um componente aleatório para saber se além da mudança na política cambial e das intervenções restava algo a ser explicado. Ou seja, fez-se:

(135) $csp_t(detrended) = \delta_1 + \delta_2 bc_t + \delta_3 at_t + \delta_4 ti_t + \delta_5 rev_t + \delta_6 budget_t + v_t$

(136) $cf_t(detrended) = \delta_1 + \delta_7 bc_t + \delta_8 at_t + \delta_9 ti_t + \delta_{10} rev_t + \delta_{11} budget_t + v_t$

$\delta_1 = \delta_1(-1)$

onde, δ_1 é o nível fixo, δ_i , para $i = 2, \dots, 11$, são parâmetros das variáveis explanatórias e, v_t e w_t são erros aleatórios.

Os resultados estão apresentados nas tabelas 25 e 26:

³⁵ Ver Tables 13 e 14 no Anexo Estatístico.

Tabela 25

Sumário Estatístico				
	<i>csp (detrended)</i>		<i>cf (detrended)</i>	
Desvios Padrões	0,18969		0,20653	
Normalidade	76,16		67,40	
Desvios Padrões estimados dos distúrbios				
	<i>csp (detrended) (q-ratio)</i>		<i>cf (detrended) (q-ratio)</i>	
distúrbios	0,196708 (1,0000)		0,214170 (1,0000)	
Coeficientes Estimados do vetor de estado final				
Variável	Coeficiente	R.m.s.e.	t-value	Probabilidade
Equação 135				
δ_1	2,7797	1,3400	2,0745	[0,0412]
Equação 136				
δ_1	2,8173	1,4589	1,9311	[0,0469]

A normalidade elevada indica que os erros não são normais nem para *csp* e nem para *cf*. Além disso, há correlação e heterocedasticidade nos resíduos³⁶. Vê-se, porém, que os distúrbios aleatórios são responsáveis pela variância dos resíduos.

Tabela 26

Coeficientes estimados das variáveis explanatórias				
Equação 135				
Variável	Coeficiente	R.m.s.e.	t-value	Probabilidade
<i>bc</i>	0,527433	0,129447	4,0745	[0,0001]
<i>at</i>	0,0529453	0,0193170	2,7409	[0,0075]
<i>ti</i>	-0,0638185	0,0253685	-2,5157	[0,0138]
<i>budget</i>	0,0295224	0,145358	0,203102	[0,8396]
<i>rev</i>	-0,244008	0,122744	-1,9879	[0,0502]
Equação 136				
Variável	Coefficient	R.m.s.e.	t-value	Probabilidade
<i>bc</i>	0,422771	0,140938	2,9997	[0,0036]
<i>at</i>	0,0536464	0,0210318	2,5507	[0,0126]
<i>ti</i>	-0,0363806	0,0276205	-1,3172	[0,1915]
<i>budget</i>	-0,102420	0,158262	-0,647156	[0,5193]
<i>rev</i>	-0,254220	0,133640	-1,9023	[0,0606]

A 95% de significância os diferenciais de taxas de juros e de índices de bolsas de valores, o saldo da balança comercial e as reservas explicam o comportamento da taxa de câmbio à vista . E a 99% de significância o diferencial de índices de bolsas de valores e o saldo de comércio exterior são significativos para a taxa de câmbio futuro, o que equivale dizer que só essas variáveis interessam aos rentistas-fundamentalistas.

³⁶ Ver Tables 15 e 16 no Anexo Estatístico.

As magnitudes dos coeficientes estão entre zero e um, como se desejaria. Na equação de *csp*, os sinais de *ti* e de *rev* estão corretos ao passo que os de *bc* e *at* estão incorretos. Isso porque a taxa de câmbio à vista varia em sentido contrário ao diferencial de índices de bolsas, ao diferencial de taxas de juros, às reservas e ao saldo da balança comercial. Na equação de *cf*, o sinal de *at* está correto se levar-se em conta a lógica do *currency game*, mas o sinal de *bc* está incorreto.

Do que foi exposto até aqui conclui-se que é coerente supor que a determinação e a dinâmica da taxa de câmbio à vista estejam relacionadas com outras variáveis que não preços e juros. Dentre os modelos acima descritos os GARCH é que melhor explicam os comportamentos das taxas de câmbio à vista e futuro.

Os modelos que relacionam o câmbio à vista em função de seu passado e do câmbio futuro estão melhor ajustados que os que equacionam o câmbio futuro em função do saldo da balança comercial, do diferencial de juros, do diferencial de índices de bolsas de valores, das reservas e do resultado primário das contas públicas. Há evidências, entretanto, de que a taxa de câmbio futuro seja determinada por variáveis financeiras e macroeconômicas. Tais relações de determinação talvez tenham que ser melhor explicitadas por meio de um modelo teórico, em que fiquem mais claro os comportamentos chartista e rentista-fundamentalista.

III) Modelo Teórico: Formulação e Estimação

De acordo com as hipóteses, há dois tipos de agentes, ou seja,

$$(137) \text{ } CSP_t = CSP_{t-1}^\alpha E(CSP_{t+1})^\beta,$$

onde , CSP_{t-1} é o chartista e $E(CSP_{t+1})$ é o rentista-fundamentalista.

bem como por suposto, $E(CSP_{t+1}) = CF_t + \varepsilon_t$ para $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, logo,

$$(138) \text{ } CSP_t = CSP_{t-1}^\alpha CF_t^\beta U_t \text{ ou na forma de logaritmos naturais,}$$

$$(139) \text{ csp}_t = \alpha \text{ csp}_{t-1} + \beta \text{ cf} + u_t \Rightarrow u_t \sim N(0, h_t)$$

Também por hipótese o câmbio futuro varia no mesmo sentido ou em sentido oposto ao diferencial de índices de bolsas e ao diferencial de taxas de juros, mas inversamente ao saldo da balança comercial, com as reservas em dólar e com o saldo primário das contas públicas. Para simplificar, admite-se que a lógica macroeconômica prevaleça, ou seja, a elasticidade do câmbio futuro para com todas essas variáveis é negativa. Assume-se, assim, o perfil totalmente fundamentalista. Ademais, admite-se que esses agentes são racionais, tomam decisões com base em toda informação disponível, mas essa racionalidade é limitada por informação não disponível e por incerteza.

Supondo-se que os logaritmos naturais dessas variáveis sejam independentes entre si e que juntas elas representem um todo, um cenário macroeconômico, pode-se reparametrizar o modelo, criando-se uma nova variável.

A independência garante que a inexistência de produtos cruzados e a unicidade permite que os logaritmos das variáveis sejam somados. Assim,

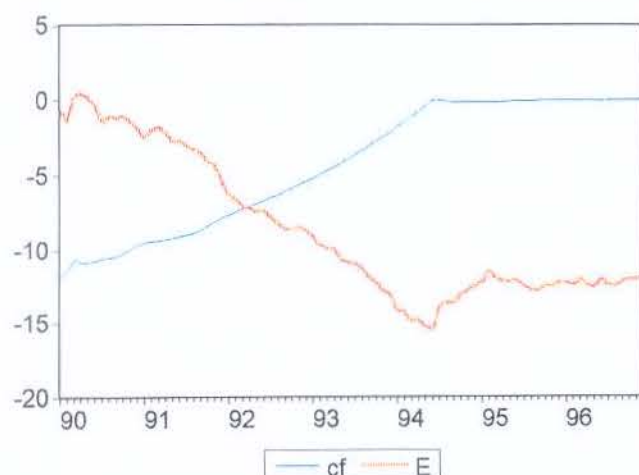
$$(140) E_t = BC_t^{-\alpha_1} * AT_t^{-\alpha_2} * TI_t^{-\alpha_3} * REV_t^{-\alpha_4} * BUDGET_t^{-\alpha_5} \text{ ou,}$$

$$(141) E_t = -\alpha_1 bc_t - \alpha_2 at_t - \alpha_3 ti_t - \alpha_4 rev_t - \alpha_5 budget_t.$$

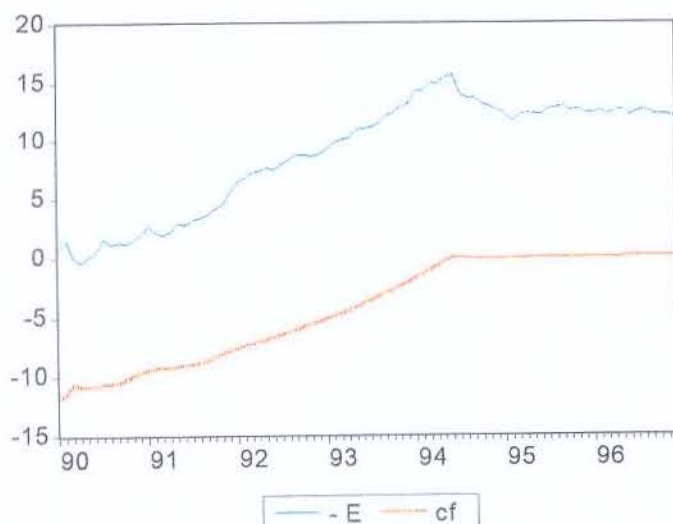
Mas quais seriam os coeficientes de proporcionalidade, ou melhor, as elasticidades? Adotou-se a restrição de que os mesmos fossem iguais a um, ou seja, que todas as variáveis macroeconômicas têm esse mesmo peso para os agentes fundamentalistas.

E qual seria o sinal da derivada de (*E*) em relação ao câmbio futuro? Negativo. Uma conjuntura econômica favorável implica em apreciação enquanto que uma conjuntura desfavorável leva à depreciação. Note-se que o equilíbrio é dinâmico, não há um parâmetro de longo prazo para o qual o câmbio futuro e o à vista, por conseguinte, convergiriam. Esse parâmetro é estabelecido e restabelecido a cada momento.

Após ter criado a variável $(E) = -at_t - ti_t - bc_t - rev_t - budget_t$, plotou-se (E) juntamente com cf e observou-se que ambas têm um comportamento muito similar, embora inverso por causa da elasticidade negativa de (E) em relação a cf , como se pode ver no gráfico abaixo:



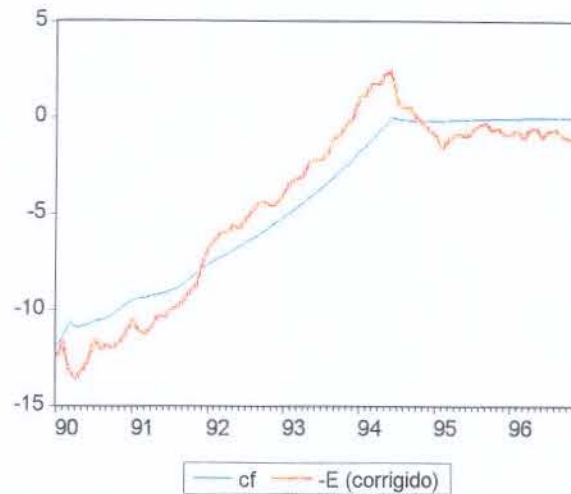
Para se ter uma noção mais clara a cerca dessa proximidade, (E) foi invertida e plotada juntamente com a série de câmbio futuro.



Desse modo, confirmar-se a suspeita de que essas curvas se aproximam. Como se pode notar o que as diferencia é um patamar, vale dizer, uma constante, cujo valor é a média de $(-E)$ menos cf . Em termos teóricos, essa constante significa que o câmbio futuro contém um fator de desconto independente do que se convencionou por conjuntura macroeconômica-

financeira.

Portanto, subtraindo-se de $(-E)$ essa magnitude constante, tem-se que as curvas de cf e $(-E)$ corrigido praticamente coincidem, como se pode ver:



Observa-se que as perturbações distanciam $(-E)$ de cf . Essa diferença expressa a soma das perturbações em cada mercado. O fato de os mercados serem independentes não implica que a adição dos erros seja zero, ou seja, ela pode ser cumulativa.

Isto posto, denominou-se $(-E)$ corrigido de (M) e fez-se o seguinte sistema:

$$(142) \ csp_t = \alpha \ csp_{t-1} + \beta \ cf + u_t \Rightarrow u_t \sim N(0, \sigma_{u(t)}) \text{ e}$$

$$(143) \ cf = \theta_1 \ M_t + \theta_2 \ u_{t-1} + \zeta_t \Rightarrow \zeta_t \sim N(0, \sigma_{\zeta(t)})$$

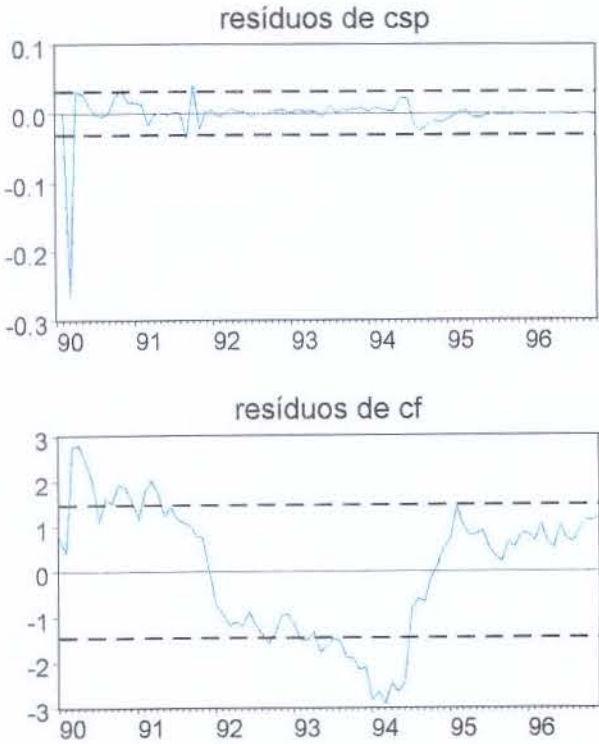
onde α , β , θ_1 e θ_2 são parâmetros das variáveis explanatórias e u_t e ζ_t são distúrbios aleatórios. Esse sistema foi estimado pelo método generalizado dos momentos, usando-se csp_{t-2} , cf_{t-1} e uma constante como variáveis instrumentais, e as opções: prewhitenig, bandwidth fixed (3) e kernel bartlett. A convergência foi obtida após 6 iterações e os resultados foram:

Tabela 26

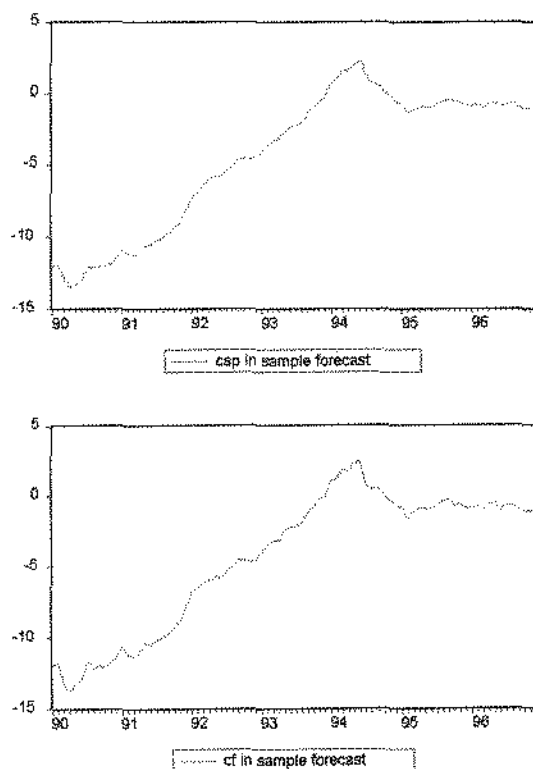
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>csp</i> (-1)	0,340521	0,010787	31,56906	0,0000
<i>cf</i>	0,660086	0,011194	58,96697	0,0000
M	-1,007978	0,059935	-16,81778	0,0000
Determinant residual covariance	0,002022			
J-statistic	0,008601			
Equação 142 : $csp = \alpha \cdot csp(-1) + \beta \cdot cf$				
R squared	0,999940	Mean dependent var	4,231445	
Adjusted R-squared	0,999939	S.D. dependent var	4,071729	
S.E. of regression	0,031824	Sum squared resid	0,081019	
Durbin-Watson stat	1,296581			
Equação 143 : $cf = \theta \cdot M$				
R-squared	0,868449	Mean dependent var	-4,152839	
Adjusted R-squared	0,868449	S.D. dependent var	4,039022	
S.E. of regression	1,464953	Sum squared resid	173,8330	
Durbin-Watson stat	1,555059			

Os parâmetros desse modelo são significativos, estão entre zero e um e os sinais vão de encontro ao que se esperava. O câmbio à vista varia no mesmo sentido que o câmbio futuro, que por sua vez se movimenta em sentido contrário à conjuntura macroeconômica-financeira.

A estatística de Durbin-Watson indica que há ainda correlação positiva nos resíduos. Isso se deve, principalmente, ao comportamento de (**M**) na equação (143), como se pode ver abaixo:



Para verificar se o ajuste é mesmo satisfatório, fez-se o teste de previsão com dados das amostras em questão (*in sample forecast*). Os resultados foram:



A reprodução das séries de câmbio à vista e futuro a partir do modelo é fiel ao comportamento de tendência, mas há disparidade quando se compara o nível observado e o nível previsto pelo modelo. Este é mais instável que aquele.

Mas qual seria o valor de β para que a variância na taxa de câmbio à vista fosse mínima?

$$\text{Var}(csp_t) = \text{Var}(\alpha csp_{t-1}) + \text{Var}[\beta cf] + \text{Var}(u_t) - 2\text{Cov}[\alpha csp_{t-1}, \beta cf] + 2\text{Cov}[\alpha csp_{t-1}, u_t] - 2\text{Cov}[u_t, \beta cf].$$

$$\sigma^2_{csp(t)} = \alpha^2 \sigma^2_{csp(t-1)} + \beta^2 \sigma^2_{cf(t)} + \sigma^2_{u(t)} - 2\alpha\beta \sigma_{csp(t-1), cf(t)} - 2\alpha\sigma_{csp(t-1), u(t)} + 2\beta \sigma_{cf(t), u(t)}$$

$$\partial \text{Var}(csp_t) / \partial \text{Var}(cf_t) = 2\beta^2 \sigma_{cf(t)} = 0$$

$$\beta^2 \sigma_{cf(t)} = 0 \Rightarrow \text{condição de 1ª ordem}$$

$\partial^2 \text{Var}(csp_t) / \partial^2 \text{Var}(cf_t) = 4 \beta > 0$, logo, $\beta > 0 \Rightarrow$ condição de 2ª ordem.

Portanto, β é mínimo quando $\sigma_{cf(t)}$ é igual a zero

ou quando se substitui cf_t por $(-M)$,

$$\begin{aligned} \text{Var}(csp_t) &= \text{Var}(\alpha csp_{t-1}) - \text{Var}(\beta M_t) + \text{Var}(u_t) + 2\text{Cov}[\alpha csp_{t-1}, \beta M_t] \\ &- 2\text{Cov}[\alpha csp_{t-1}, u_t] + 2\text{Cov}[u_t, \beta M_t] \end{aligned}$$

$$\sigma^2_{csp(t)} = \alpha^2 \sigma^2_{csp(t-1)} - \beta^2 \sigma^2_{M(t)} + \sigma^2_{u(t)} + 2\alpha\beta \sigma_{csp(t-1), M(t)} - 2\alpha \sigma_{csp(t-1), u(t)} + \beta^2 \sigma_{M(t), u(t)}$$

$$\partial \text{Var}(csp_t) / \partial \text{Var}(-M_t) = -2 \beta^2 \sigma_{M(t)} = 0$$

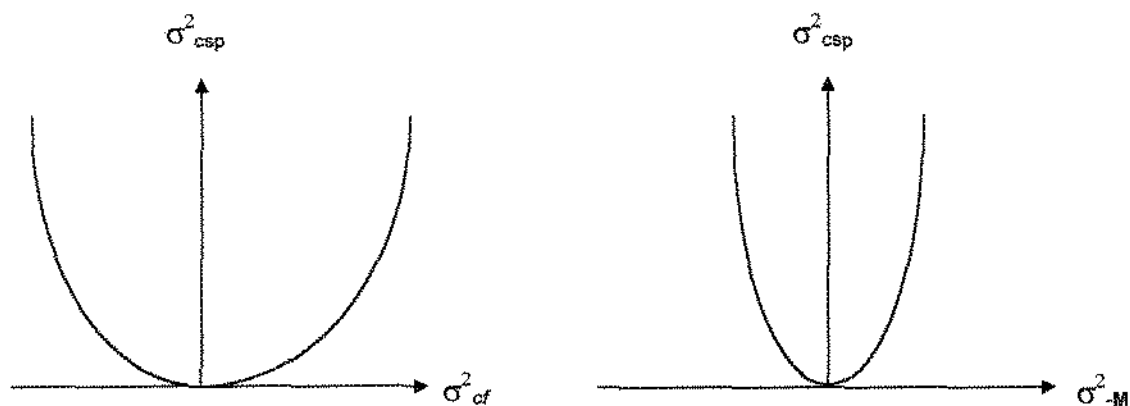
$\beta^2 \sigma_M = 0 \Rightarrow$ condição de 1ª ordem

$\partial^2 \text{Var}(csp_t) / \partial^2 \text{Var}(-M_t) = -4 \beta > 0$, logo: $\beta < 0 \Rightarrow$ condição de 2ª ordem,

Portanto, β é mínimo se σ_M é igual a zero,

o que equivale, $-[\sigma_{af(t)} - \sigma_{fl(t)} - \sigma_{bc(t)} - \sigma_{rev(t)} - \sigma_{budget(t)}] = 0$

Os pontos de equilíbrio são iguais, mas os impactos na variância da taxa de câmbio *spot* são distintos. Isso porque o desvio padrão de $(-M)$ é maior que o de cf e é também seguramente mais instável por depender dos desvios padrões: do diferencial de juros, do diferencial de índices de bolsas de valores, do saldo do balanço comercial, das reservas e do resultado primário das contas públicas. Portanto, alterações em $(-M)$, causam um impacto maior na taxa de câmbio à vista se comparadas a variações iguais em cf . Graficamente, tem-se:



Tal fato nos leva a crer que talvez seja mais interessante fazer-se política econômica para defender uma taxa de câmbio à vista utilizando-se do câmbio futuro ao invés das variáveis que compõem $(-M)$, como por exemplo o diferencial de taxas de juros.

IV) Dinâmica do Modelo Teórico

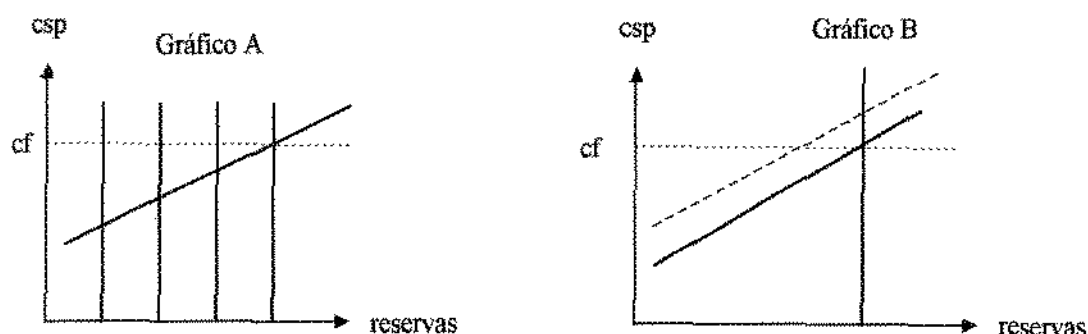
A dinâmica do modelo é dado pelo confronto entre, de um lado, chartistas e fundamentalistas, e de outro, o Banco Central. A taxa de câmbio corrente oscilaria entre dois limites, um mínimo, dado pela cotação da taxa de câmbio à vista defasada de um período e, um máximo, determinado pela taxa de câmbio futuro. Entre esses limites, o governo banca a cotação do câmbio à vista através da venda de dólares, até que o valor dessa taxa atinja a cotação do câmbio futuro (taxa de equilíbrio), isto é, na medida em que comportamento de *bandwagon* aproxima-se do de *cash in*.

Isso se dá porque os chartistas acompanham o comportamento dos fundamentalistas o que diminui indiretamente a assimetria e a falta de informações. Essa rigidez real é, então, reduzida com o tempo pela constante correção das estimativas dos chartistas, pois a taxa de câmbio à vista em t será, no momento seguinte, a taxa de câmbio à vista defasada de um período.

Dado o considerável peso desses agentes na formação da taxa de câmbio à vista, o fato dos mesmos tenderem a contratar o câmbio *spot* cada vez mais próximo da cotação do câmbio futuro faz com que haja uma potencialização da apreciação ou depreciação do câmbio corrente, a ser ou não contida pela autoridade monetária, conforme suas diretrizes e seu poder de fazer mercado.

Evidentemente que as intervenções do Banco Central não ocorrem indefinidamente, pois como se demonstrou, as reservas compõem $(-M)$, ou seja, são relevantes para os fundamentalistas avaliarem o movimento ideal da taxa de câmbio à vista, expresso pelo câmbio futuro. Logo, as reservas não podem cair indefinidamente. Há, portanto, um nível crítico das mesmas, para

além do qual se dá um ataque especulativo. Esse nível é tal que $(-M)$ está sobre cf , que, por sua vez, é igual a csp .



Mais do que isso o nível máximo para a taxa de câmbio à vista, dado pelo câmbio futuro, permanece o mesmo, *ceteris paribus*, na persistência da política macroeconômica nacional como um todo ou caso alterações em variáveis macroeconômicas não impliquem em mudanças no cenário macroeconômico-financeiro doméstico. Em outras palavras, se as variações forem compensadas entre si não haverá mudança no câmbio futuro.

Do contrário, tem-se uma nova taxa de câmbio de equilíbrio, para o mesmo patamar de reservas, como é mostrado no gráfico B. A avaliação de que a política econômica é insustentável, leva à realização de lucros em dólar, o *cash in*, que, a seu turno, provoca um ataque especulativo, potencializado pelo *bandwagon*, que culmina na determinação de um novo nível para a cotação máxima do câmbio à vista. Nesse instante os chartistas têm a mesma percepção que os fundamentalistas, o que faz com que o salto para um novo patamar de equilíbrio seja inevitável³⁷, pois a demanda por cambiais vai além da capacidade da autoridade monetária ofertar dólares.

Isso pode ou não resultar em uma mudança no regime cambial, fato este que está associado com uma deterioração profunda da conjuntura macroeconômica nacional a ponto de o Banco Central adotar o sistema de câmbio flutuante. Não sendo assim, haverá apenas uma descontinuidade na

³⁷ A menos que sejam concedidos créditos de instituições financeiras multilaterais - (empréstimos *stand by*).

cotação do câmbio *spot*, a qual passaria a ter um outro patamar de máximo.

Caso seja inevitável, ou melhor, desejável, a passagem para um novo ponto de equilíbrio pode ser menos traumática se feita pela autoridade monetária e não pelo mercado. Há duas maneiras de se fazer essa transição: uma pela atuação conjugada em vários mercados, o que equivale a administrar indiretamente a cotação do câmbio futuro, e outra pela intervenção direta no mercado de câmbio futuro.

A primeira alternativa é um tanto quanto arriscada porque, como se mostrou acima, a variância de equilíbrio da taxa de câmbio à vista em função de $(-M)$ depende dos desvios padrões das variáveis financeiras e macroeconômicas. Logo, a intervenção deveria ser precisa em todos os mercados. Não bastasse isso, mesmo sendo bem sucedida essa operação a demanda por cambiais aumentaria no mercado à vista devido ao novo valor do câmbio futuro.

Por outro lado, a segunda opção é menos instável e mais eficaz, porque dependeria da ação direta no mercado em que a cotação de equilíbrio é estabelecida. Nesse caso, o Banco Central poderia cotar o valor futuro esperado do câmbio *spot* e com isso realizar tal mudança sem ter que suportar pressão no mercado à vista. Isso porque essa atuação recairia sobre as expectativas acerca da taxa de câmbio à vista de equilíbrio e não sobre os determinantes da taxa de câmbio de equilíbrio.

Agindo dessa maneira, os agentes que participam das operações no mercado futuro e que são líderes de mercado não precisariam comprar à vista uma mercadoria que seria entregue no vencimento do contrato futuro. Dessa forma, antecipa-se um elo da demanda por cambiais, o que confere um raio de manobra maior para a autoridade monetária no mercado à vista.

Na verdade, o Banco Central e/ou outros agentes sob sua supervisão têm decidido atuar tanto no mercado de câmbio futuro quanto no conjunto das variáveis macroeconômicas-financeiras desde outubro de 1997 quando da

eclosão da crise econômica na Ásia. A título de exemplo seguem-se duas reportagens:

“O Banco Central, instituição pública das mais importantes está realizando negócios no mercado para evitar a desconfiança na moeda brasileira sem explicar à opinião pública a natureza dessa operações. Não se trata de suspeita: o diretor do BC, Francisco Lopes, admitiu a Celso Pinto. (...) O BC entrou nesse mercado - prometeu vender dólares - justamente para diminuir essa expectativa negativa (perda de valor do Real) insuflada pela crença de que o Brasil poderia sucumbir à crise provocada pela Ásia, desvalorizando o Real.(...) O volume das operações comandadas pelo BC extrapolou o próprio limite estabelecido pela BM&F para negócios de cada investidor. (...) Suspeita-se que o BC tenha convocado bancos para realizar tais operações.”³⁸

“Por que então não há tanta agitação nos mercados como naquela época (outubro de 1997)? (...), a calma desproporcional deveu-se à ação conjugada em três áreas. O Banco Central atuou informalmente no mercado de C-bonds em Nova York; o Banco do Brasil, em ‘swaps’ de juros, dólar comercial à vista e câmbio futuro; e o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), nas bolsas de Valores. (...) No mercado de dólar à vista, basta o dólar passar de R\$ 1,1750 para o BB vender para quem quiser. (...) No caso do dólar futuro e juros na Bolsa Mercantil de Valores Futuros (BM&F), a BB DTVM também atuou nas duas pontas. No mercado futuro de câmbio, foi mais atuante, impedindo a elevação das cotações. No mercado de juros, atuou elevando o preço do PU (preço unitário), de maneira a reduzir a expectativa em relação à taxa de juros em novembro. (...) Na bolsa de Valores, a atuação ficou mais nítida com a Telebrás. Quando deu o *circuit-breaker*, a Petrobrás bateu em quase 20% de queda, e a Telebrás, em 9% e 10%. (...) No C-Bond, o BC atuou nos títulos de curto prazo, comprando para a sua carteira mesmo.”³⁹

³⁸ Trechos do Editorial da Folha de São Paulo, terça-feira, 10 de março de 1998.

³⁹ Texto na íntegra de Luís Nassif, publicado no Jornal Folha de São Paulo, de 27 de agosto de 1998.

Em vista da intervenção efetiva da autoridade monetária e de seus representantes nas variáveis estudadas nesse trabalho e, em especial no mercado futuro de câmbio, sugere-se que nesse mercado a atuação seja feita por meio do contrato de opções, comprando-se opções de venda de dólares. Isso porque tal instrumento é flexível, ou seja, pode-se exercer ou não a opção.

Atuando-se com esse instrumento a taxa de câmbio futuro poderia ser desvalorizada se a opção de futuro de Dólar fosse a uma cotação superior a taxa à vista. Por conseguinte, a taxa de câmbio à vista também seria desvalorizada, sem que houvesse uma crise de confiança por parte dos agentes econômicos e sem pressionar o mercado à vista. A elevação administrada da taxa de câmbio futuro e o maior raio de manobra no mercado à vista, isto é, a atuação nos mercados *spot* e futuro, implicaria na possibilidade do Banco Central realizar a desvalorização da taxa de câmbio corrente mais rápida e seguramente.

Conclusão

Nos modelos econométricos o comportamento chartista é evidente e, nos casos do vetor de correção de erros e do GARCH para a taxa de câmbio à vista, é até superdimensionado. Já o comportamento rentista-fundamentalista não é captado adequadamente, isto é, nem todas as variáveis macroeconômicas-financeiras são relevantes. Dependendo do modelo umas são importantes mas outras não. Adicionalmente, os sinais das elasticidades das variáveis dependentes em relação às variáveis independentes nem sempre estão em consonância com as hipóteses. Em compensação, o risco cambial é captado nos GARCH's para a taxa de câmbio à vista e futuro.

No modelo teórico foi possível fazer um sistema após a reparametrização das variáveis independentes, que, por um lado, manteve a importância dos chartistas mas, por outro, propiciou a incorporação de uma explicação para o comportamento fundamentalista. Esse modelo é mais robusto do que os demais apresentados nesse capítulo, pois foi construído na dimensão do

universo das hipóteses e os resultados da estimação não o negam, muito antes pelo contrário, reafirmam sua adequação.

Concluindo, os modelos ajustados nesse trabalho explicitaram um novo caminho para o estudo da determinação e dinâmica da taxa de câmbio ao revelarem que é possível: usar outras variáveis e não somente juros e preço, supor heterogeneidade de comportamentos, levar em conta um contexto histórico específico e fazer uma análise quantitativa.

Conclusão

A partir do que foi apresentado pode-se sumarizar as contribuições acadêmicas sobre os determinantes e a dinâmica da taxa de câmbio em duas vertentes distintas. De um lado estão os walrasianos, segundo os quais há um ponto de equilíbrio para o qual essa variável convergiria.

Nessa abordagem teórica o comportamento da taxa de câmbio é: a) no longo prazo, quando há plena flexibilidade de fluxos de capitais e não há rigidez real ou nominal em uma economia, ditado pela paridade de poder de compra absoluta ou relativa; b) no curto prazo, quando há rigidez real, nominal ou eventos inesperados, associado à paridade de taxa de juros com ou sem cobertura do risco cambial, e; c) intertemporalmente (do curto para o longo prazo), quando não há *market clearing* mas se supõe que haverá, dado pela combinação juros-preço como nos modelos de *news*, de expectativas racionais, de *overshooting* e de bolhas especulativas modelos monetários, de Mundell-Fleming, de Caos, de bandas cambiais.

Testes empíricos, entretanto, negam essas teorias tal qual foram formuladas. E isso não decorre de imprecisão desses testes, de inadequação dos dados, muito menos de erros grosseiros de formulação de equações.

Para exemplificar, tome-se os testes da PPC, PTJ e de modelos monetários para a economia brasileira empreendidos por Rossi. Os testes de cointegração para a taxa de câmbio, índices de preços, diferencial de taxas de juros e taxas de crescimento da ofertas monetárias nacional e internacional revelaram que os coeficientes dessas variáveis não são estatisticamente iguais a um. Da mesma maneira, as restrições de igualdade ou desigualdade dos valores das elasticidades foram rejeitadas.

Também é curioso o fato apontado por Goodhart em pesquisa realizada com a taxa de câmbio Libra-Dólar, segundo o qual a taxa de câmbio não “sobrereaje” (*overshooting*), mas sim “subreaje” (*undershooting*) diante de *news*. Mais do que intrigante é uma constatação às avessas que rejeita, ou ao menos, coloca em dúvida a validade das teorias de *news* e de paridade de taxa de juros.

Embora não tenham sido apresentados testes para os modelos com expectativas racionais para a economia brasileira porque não foi encontrada uma referência bibliográfica a esse respeito, há um problema grave em sua composição teórica, qual seja, a existência de somente um tipo de comportamento. Isso impede que haja simultaneamente posições de compra e venda no mercado de cambiais, o que não tem razão de ser. No entanto, testes de previsão para valores observados das taxas de câmbio Dólar-Marco e Dólar-Franco - *in sample forecast* - negam que tais modelos reflitam a realidade dos fatos.

Bolhas especulativas também não explicam por si só longos períodos de apreciação ou depreciação da taxa de câmbio. A Teoria do Caos, por sua vez, possibilita hipoteticamente uma multiplicidade de trajetórias para essa taxa, dependendo do seu valor inicial, mas peca-se ao aplicá-la a modelos monetários, cujo horizonte de longo prazo é estável. Adicionalmente, como se mencionou, testes feitos por De Grauwe, Dewachter & Embrechts negam a presença de caos na taxa de câmbio Dólar-Marco, mas a confirmam para as taxas Dólar-Libra e Dólar-Yen, só que em períodos curtos, o que coloca em dúvida suas conclusões, uma vez que a amostra é pequena.

A idéia de bandas cambiais é também bastante apropriada, porém comete-se os equívocos de pensar que a expectativa de flutuação do câmbio está dissociada dos fundamentos, e de postular tanto que a autoridade monetária somente intervém no momento em que a taxa de câmbio atinge seu limite superior

quanto que há perfeita credibilidade. Lars Svenson ao estudar a taxa de câmbio Franco-Marco mostra que a paridade central da banda não se move sempre infinitesimalmente rumo ao limite superior. Pode ocorrer saltos (variações discretas) provocados pela percepção de risco por parte dos participantes do mercado. Em outras palavras, o estado de confiança na política cambial varia no tempo.

O insucesso empírico das teorias mencionadas acima decorre provavelmente da utilização de variáveis que não determinam a taxa de câmbio. O binômio juros-preço é no mínimo insuficiente para explicar o comportamento dessa variável.

Por esse motivo tem-se, de outro lado, os pós-keynesianos, que usam de outras variáveis e também de outros argumentos para descrever as oscilações do câmbio. Os mesmos crêem em mudanças contínuas da taxa de câmbio, sendo que correta é a taxa que não causa desequilíbrio contábil no balanço de pagamentos.

Schulmeister, Biasco e Goodhart expõem em fatos estilizados e historicamente datados, a dinâmica de taxas de câmbio específicas, sobre os quais tentam erigir uma nova abordagem. Apesar de suas análises interessantes, esses economistas não chegaram a consumir a criação de uma teoria geral alternativa. Harvey tentou finalizar essa tarefa, porém não a conclui.

Essa dissertação de mestrado mostrou que é possível fazer uma síntese entre essas duas perspectivas acadêmicas. A partir das contribuições teóricas de ambas as visões, propôs-se um forma de compreender a taxa de câmbio por meio de variáveis macroeconômicas e financeiras distintas do binômio juros-preço. Calcadas tanto na história do pensamento econômico quanto em percepções próprias, foram feitas hipóteses acerca do funcionamento do mercado de câmbio.

Fez-se, então, uso de instrumental analítico matemático para formular equações e levou-se em conta fatores típicos da conjuntura econômica mundial.

Os resultados obtidos em testes para a economia brasileira atestam as pressuposições dos modelos propostos no terceiro capítulo. No que tange ao rigor econométrico, os modelos GARCH para a taxa de câmbio à vista e para taxa de câmbio futuro, bem como o modelo teórico, tiveram desempenho melhor que os demais analisados nesse capítulo. No entanto, em que pese a adequação dos parâmetros às hipóteses, o modelo teórico é que teve o melhor ajuste.

Assim como as economias passam por transformações, seria ingênuo não admitir que o mercado de divisas, sendo parte desse todo, ficasse a margem de qualquer mudança. De fato, não ficou, nem fica e muito menos ficará. Se não for ingenuidade talvez seja sectarismo pensar a economia de hoje a luz dos fenômenos de ontem. É mais fácil e cômodo explicar eventos econômicos com argumentos que, mesmo sendo logicamente consistentes, são incapazes de esclarecer o novo.

Para não ser enfadonho, atendo-me somente a fatos recentes na economia brasileira. É descabido crer que a globalização, a expansão dos fluxos de capitais e a ampliação dos negócios em mercados futuros de câmbio não tenham conseqüências no mercado à vista de câmbio. É por inconformismo que se fez preciso repensar os conceitos sobre a determinação e dinâmica da taxa de câmbio em meio a existência desse novo cenário.

Apêndice do Capítulo III

Mercado Futuro de Câmbio no Brasil: Um Breve Sumário

No mundo todo os mercados futuros têm crescido ao longo dessa década, por conta da abertura dos mercados financeiros para capitais estrangeiros e pela necessidade de minorar-se os riscos de variações de preços. Essa tendência de ampliação dos mercados futuros e de criação de novos produtos financeiros está imbuída em um processo mais amplo denominado de globalização.

Tal processo se, de um lado, possibilita uma maior alavancagem de fundos para operações de investimento, o que rompe com os limites da poupança interna de uma país, por outro lado, expõe sistemas financeiros nacionais ao *currency game* e ao descasamento temporal e/ou geográfico das operações de ativo e passivo. O contágio de crises é praticamente imediato, levando países de características similares a perder assintosamente suas reservas em pouco tempo. Isto porque prevalece um estado de desconfiança quanto a solidez de tais economias. Rapidamente os lucros são realizados e os capitais retornam aos centros financeiros (Europa e EUA).

Nesse contexto, o mercado futuro de câmbio se caracteriza pela padronização dos contratos, pela existência de uma câmara de compensação, pela mudança nos preços do contrato e pelos ajustes diários de margens o que leva à liquidação financeira antes do vencimento. No Brasil, em particular, a responsabilidade pelo vínculo contratual é da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), sendo o início e fim do contrato preestabelecidos e as cotações denominadas atualmente em Reais por \$1000 Dólares. Nesse mercado participam apenas agentes econômicos de grande porte pois o aporte mínimo é de 50.000,00 dólares para abrir uma posição e porque é necessário ter a capacidade de honrar as margens e os ajustes.

Existem três tipos de margens: a inicial, a adicional e a de manutenção. Quando se abre uma posição no mercado futuro, é cobrado um depósito inicial (nos E.U.A.⁴⁰ de 5% a 10% do valor do contrato e no Brasil de 10%) suficiente para garantir o cumprimento dos contratos em aberto por 2 a 3 dias. Essa é chamada margem inicial.

Uma vez aberto o contrato, são cobradas margens adicionais, as quais são calculadas de acordo com a variação entre o preço de fechamento e o preço do contrato, conforme os ajustes diários. Esses se procedem do seguinte modo: suponhamos que um agente efetue um contrato futuro de venda de dólar para vencimento em um mês, ao preço \$ 1.120 e no dia seguinte o preço de fechamento fosse de \$ 1.130, até o fim do contrato. o que acontece? O vendido deve depositar 0,01 para o comprado. Na liquidação, depois de um mês, o comprador pagará ao vendedor \$ 1.130, porque o preço continuou o mesmo e o ajuste já fora feito.

A margem de manutenção é uma magnitude mínima do valor contratual, definida segundo o valor e o período do contrato, que deve ser depositada na câmara de compensação. Seu propósito é de servir como uma garantia de que não haverá quebra de contrato pois os ajustes diários serão cumpridos, caso não sejam pagas as margem adicionais.

⁴⁰ Nos EUA as bolsas normalmente definem a Margem inicial como sendo igual a média das variações diárias absolutas dos preços somada a três vezes o desvio-padrão dessas variações.

Anexo Estatístico do Capítulo III

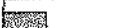
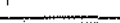
Table 1						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.074	-0.074	0.4673	0.494
		2	-0.064	-0.070	0.8196	0.664
		3	-0.026	-0.036	0.8772	0.831
		4	0.001	-0.009	0.8773	0.928
		5	0.027	0.022	0.9412	0.967
		6	0.022	0.025	0.9861	0.986
		7	-0.071	-0.065	1.4502	0.984
		8	-0.089	-0.097	2.1934	0.975
		9	-0.045	-0.070	2.3811	0.984
		10	-0.062	-0.092	2.7506	0.987
		11	-0.048	-0.081	2.9765	0.991
		12	0.052	0.028	3.2411	0.994
		13	-0.005	-0.005	3.2435	0.997
		14	-0.001	0.001	3.2436	0.999
		15	-0.001	-0.008	3.2436	0.999
		16	-0.010	-0.025	3.2533	1.000
		17	-0.006	-0.036	3.2571	1.000
		18	0.129	0.096	5.0390	0.999
		19	-0.141	-0.146	7.2044	0.993
		20	0.069	0.057	7.7289	0.994
		21	-0.004	-0.013	7.7308	0.996
		22	-0.023	-0.022	7.7901	0.998
		23	0.023	0.020	7.8532	0.999
		24	-0.005	-0.011	7.8560	0.999
		25	-0.014	-0.003	7.8795	1.000
		26	-0.004	-0.010	7.8819	1.000
		27	-0.008	-0.021	7.8889	1.000
		28	0.013	0.020	7.9100	1.000
		29	-0.002	-0.005	7.9105	1.000
		30	0.007	-0.010	7.9176	1.000
		31	-0.011	0.010	7.9328	1.000
		32	-0.009	-0.021	7.9440	1.000
		33	-0.004	-0.009	7.9459	1.000
		34	-0.006	-0.010	7.9514	1.000
		35	-0.010	-0.020	7.9664	1.000
		36	0.005	-0.015	7.9697	1.000

Table 2								
Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	0.013	0.013	0.0135	0.907
				2	0.009	0.009	0.0212	0.989
				3	-0.001	-0.001	0.0213	0.999
				4	-0.003	-0.003	0.0218	1.000
				5	-0.002	-0.002	0.0224	1.000
				6	-0.003	-0.003	0.0231	1.000
				7	0.005	0.005	0.0254	1.000
				8	0.014	0.014	0.0442	1.000
				9	0.000	0.000	0.0442	1.000
				10	0.000	0.000	0.0442	1.000
				11	-0.001	-0.001	0.0443	1.000
				12	0.001	0.001	0.0443	1.000
				13	-0.004	-0.004	0.0459	1.000
				14	-0.004	-0.004	0.0477	1.000
				15	-0.004	-0.004	0.0496	1.000
				16	-0.004	-0.004	0.0515	1.000
				17	-0.004	-0.004	0.0534	1.000
				18	0.015	0.015	0.0762	1.000
				19	0.020	0.020	0.1209	1.000
				20	0.003	0.003	0.1222	1.000
				21	-0.005	-0.005	0.1248	1.000
				22	-0.005	-0.005	0.1275	1.000
				23	-0.005	-0.004	0.1302	1.000
				24	-0.005	-0.005	0.1335	1.000
				25	-0.005	-0.005	0.1366	1.000
				26	-0.006	-0.006	0.1406	1.000
				27	-0.006	-0.006	0.1449	1.000
				28	-0.006	-0.006	0.1492	1.000
				29	-0.006	-0.006	0.1542	1.000
				30	-0.006	-0.006	0.1594	1.000
				31	-0.006	-0.006	0.1646	1.000
				32	-0.006	-0.005	0.1695	1.000
				33	-0.006	-0.005	0.1747	1.000
				34	-0.007	-0.006	0.1810	1.000
				35	-0.006	-0.006	0.1870	1.000
				36	-0.007	-0.007	0.1942	1.000

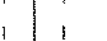
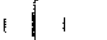
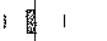
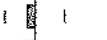
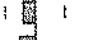
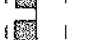
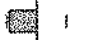
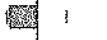
Correlograma dos Resíduos da Equação 127

Table 3						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.029	0.029	0.0738	
		2	-0.018	-0.019	0.1032	
		3	0.126	0.127	1.5209	
		4	0.174	0.168	4.2449	0.039
		5	-0.031	-0.035	4.3347	0.114
		6	-0.130	-0.145	5.9064	0.116
		7	0.078	0.041	6.4810	0.166
		8	-0.046	-0.075	6.6852	0.245
		9	-0.046	0.003	6.8899	0.331
		10	-0.161	-0.140	9.4156	0.224
		11	0.038	0.034	9.5586	0.297
		12	-0.018	-0.011	9.5925	0.384
		13	-0.108	-0.052	10.789	0.374
		14	-0.077	-0.061	11.397	0.411
		15	-0.002	-0.014	11.398	0.495
		16	-0.100	-0.125	12.452	0.491
		17	-0.036	0.038	12.596	0.559
		18	0.060	0.054	12.993	0.603
		19	0.042	0.056	13.188	0.659
		20	0.086	0.100	14.018	0.666
		21	-0.089	-0.118	14.926	0.667
		22	0.014	-0.057	14.950	0.726
		23	0.065	0.023	15.453	0.750
		24	0.035	0.019	15.597	0.792
		25	-0.022	0.024	15.658	0.832
		26	-0.080	-0.115	16.447	0.835
		27	-0.041	-0.106	16.659	0.863
		28	-0.047	-0.022	16.948	0.884
		29	0.003	0.027	16.950	0.911
		30	-0.060	-0.006	17.427	0.920
		31	0.021	0.025	17.488	0.938
		32	0.088	0.081	18.552	0.932
		33	-0.035	-0.004	18.725	0.946
		34	-0.004	0.013	18.727	0.959
		35	0.030	-0.012	18.864	0.968
		36	0.073	0.034	19.657	0.968

Table 4						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.209	0.209	3.8051	
		2	0.068	0.025	4.2126	
		3	0.008	-0.011	4.2186	
		4	0.057	0.059	4.5150	0.034
		5	0.044	0.022	4.6891	0.096
		6	0.044	0.026	4.8653	0.182
		7	0.140	0.131	6.7044	0.152
		8	0.033	-0.027	6.8090	0.235
		9	0.200	0.198	10.675	0.099
		10	0.111	0.037	11.876	0.105
		11	0.005	-0.058	11.878	0.157
		12	0.027	0.040	11.951	0.216
		13	0.176	0.161	15.102	0.128
		14	0.073	-0.032	15.648	0.155
		15	0.154	0.154	18.123	0.112
		16	0.016	-0.099	18.150	0.152
		17	0.051	0.042	18.430	0.188
		18	0.030	-0.005	18.530	0.236
		19	0.033	-0.027	18.649	0.287
		20	-0.036	-0.086	18.797	0.340
		21	0.025	0.072	18.868	0.400
		22	0.262	0.166	26.885	0.107
		23	0.111	0.016	28.354	0.101
		24	0.001	-0.100	28.354	0.130
		25	0.030	0.065	28.462	0.161
		26	0.023	-0.033	28.528	0.196
		27	0.063	0.069	29.034	0.219
		28	-0.019	-0.122	29.082	0.261
		29	-0.068	-0.081	29.686	0.281
		30	-0.052	-0.048	30.055	0.312
		31	-0.009	-0.046	30.066	0.360
		32	0.176	0.134	34.357	0.226
		33	-0.023	-0.040	34.434	0.264
		34	0.002	-0.027	34.434	0.307
		35	-0.032	-0.052	34.582	0.346
		36	-0.037	-0.084	34.791	0.383

Table 5						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.866	0.866	64.478	0.000
		2	0.700	-0.196	107.18	0.000
		3	0.573	0.074	136.13	0.000
		4	0.485	0.045	157.16	0.000
		5	0.426	0.042	173.60	0.000
		6	0.378	0.005	186.72	0.000
		7	0.359	0.106	198.67	0.000
		8	0.370	0.111	211.56	0.000
		9	0.361	-0.068	223.95	0.000
		10	0.315	-0.078	233.51	0.000
		11	0.263	0.011	240.30	0.000
		12	0.190	-0.138	243.89	0.000
		13	0.131	0.021	245.62	0.000
		14	0.101	0.046	246.67	0.000
		15	0.065	-0.097	247.12	0.000
		16	0.030	-0.043	247.21	0.000
		17	0.008	0.015	247.22	0.000
		18	0.000	0.021	247.22	0.000
		19	0.008	0.033	247.23	0.000
		20	0.013	0.022	247.24	0.000
		21	-0.027	-0.144	247.33	0.000
		22	-0.055	0.049	247.67	0.000
		23	-0.089	-0.087	248.61	0.000
		24	-0.119	0.004	250.30	0.000
		25	-0.148	-0.059	252.97	0.000
		26	-0.175	-0.007	256.75	0.000
		27	-0.201	-0.089	261.85	0.000
		28	-0.231	-0.103	268.71	0.000
		29	-0.259	-0.018	277.51	0.000
		30	-0.278	-0.006	287.78	0.000
		31	-0.277	0.016	298.21	0.000
		32	-0.280	-0.010	309.01	0.000
		33	-0.299	-0.121	321.66	0.000
		34	-0.294	0.096	334.09	0.000
		35	-0.264	0.071	344.37	0.000
		36	-0.229	0.031	352.27	0.000

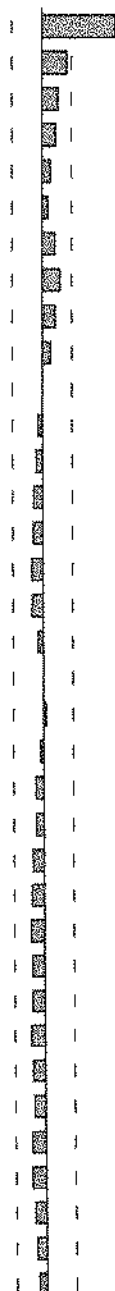
Correlograma de Difcf

Table 6						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.562	0.562	27.140	0.000
		2	0.401	0.125	41.167	0.000
		3	0.396	0.191	54.998	0.000
		4	0.382	0.118	68.000	0.000
		5	0.311	0.015	76.768	0.000
		6	0.233	-0.033	81.752	0.000
		7	0.240	0.056	87.084	0.000
		8	0.276	0.097	94.258	0.000
		9	0.263	0.050	100.84	0.000
		10	0.266	0.076	107.65	0.000
		11	0.207	-0.053	111.83	0.000
		12	0.136	-0.093	113.67	0.000
		13	0.107	-0.049	114.82	0.000
		14	0.079	-0.038	115.47	0.000
		15	0.055	-0.013	115.78	0.000
		16	0.026	-0.020	115.85	0.000
		17	-0.010	-0.057	115.87	0.000
		18	-0.008	-0.024	115.87	0.000
		19	0.007	0.012	115.88	0.000
		20	0.025	0.045	115.95	0.000
		21	-0.009	-0.016	115.96	0.000
		22	-0.050	-0.037	116.24	0.000
		23	-0.055	-0.023	116.60	0.000
		24	-0.083	-0.056	117.43	0.000
		25	-0.107	-0.028	118.83	0.000
		26	-0.123	-0.017	120.70	0.000
		27	-0.143	-0.038	123.29	0.000
		28	-0.152	-0.040	126.25	0.000
		29	-0.183	-0.084	130.65	0.000
		30	-0.203	-0.071	136.12	0.000
		31	-0.195	-0.018	141.27	0.000
		32	-0.215	-0.035	147.68	0.000
		33	-0.233	-0.033	155.33	0.000
		34	-0.222	-0.002	162.43	0.000
		35	-0.203	0.007	168.50	0.000
		36	-0.182	0.025	173.50	0.000

Correlograma de Tnlcsp

Table 7						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.728	0.728	45.574	0.000
		2	0.485	-0.094	66.103	0.000
		3	0.353	0.076	77.119	0.000
		4	0.279	0.032	84.077	0.000
		5	0.226	0.016	88.689	0.000
		6	0.175	-0.008	91.483	0.000
		7	0.169	0.079	94.119	0.000
		8	0.204	0.099	98.050	0.000
		9	0.205	-0.010	102.05	0.000
		10	0.143	-0.078	104.02	0.000
		11	0.101	0.019	105.03	0.000
		12	0.022	-0.133	105.08	0.000
		13	-0.031	-0.012	105.17	0.000
		14	-0.060	-0.022	105.54	0.000
		15	-0.088	-0.045	106.34	0.000
		16	-0.113	-0.057	107.67	0.000
		17	-0.130	-0.035	109.47	0.000
		18	-0.123	0.007	111.12	0.000
		19	-0.075	0.074	111.74	0.000
		20	-0.025	0.053	111.81	0.000
		21	-0.079	-0.142	112.52	0.000
		22	-0.093	0.057	113.52	0.000
		23	-0.121	-0.081	115.23	0.000
		24	-0.139	-0.013	117.55	0.000
		25	-0.157	-0.034	120.56	0.000
		26	-0.173	-0.019	124.25	0.000
		27	-0.183	-0.072	128.49	0.000
		28	-0.194	-0.077	133.30	0.000
		29	-0.202	-0.039	138.61	0.000
		30	-0.211	-0.044	144.51	0.000
		31	-0.204	-0.029	150.18	0.000
		32	-0.198	0.016	155.61	0.000
		33	-0.231	-0.142	163.14	0.000
		34	-0.211	0.076	169.57	0.000
		35	-0.176	-0.005	174.14	0.000
		36	-0.146	0.023	177.36	0.000

Correlograma de Tnlcf

Table 8						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.536	0.536	24.679	0.000
		2	0.181	-0.149	27.520	0.000
		3	0.116	0.121	28.707	0.000
		4	0.104	0.008	29.673	0.000
		5	0.064	-0.002	30.047	0.000
		6	0.042	0.015	30.211	0.000
		7	0.091	0.086	30.979	0.000
		8	0.132	0.054	32.629	0.000
		9	0.097	-0.010	33.526	0.000
		10	0.061	0.014	33.884	0.000
		11	0.005	-0.062	33.886	0.000
		12	-0.028	-0.017	33.963	0.001
		13	-0.046	-0.035	34.172	0.001
		14	-0.061	-0.034	34.548	0.002
		15	-0.070	-0.037	35.055	0.002
		16	-0.079	-0.041	35.707	0.003
		17	-0.078	-0.027	36.358	0.004
		18	-0.041	0.026	36.538	0.006
		19	0.005	0.039	36.540	0.009
		20	0.024	0.024	36.605	0.013
		21	-0.023	-0.048	36.667	0.018
		22	-0.054	-0.009	37.001	0.024
		23	-0.053	-0.013	37.334	0.030
		24	-0.074	-0.042	37.987	0.035
		25	-0.088	-0.021	38.921	0.038
		26	-0.090	-0.042	39.928	0.040
		27	-0.090	-0.046	40.943	0.042
		28	-0.082	-0.031	41.816	0.045
		29	-0.090	-0.043	42.884	0.047
		30	-0.087	-0.017	43.886	0.049
		31	-0.077	-0.015	44.699	0.053
		32	-0.092	-0.043	45.871	0.053
		33	-0.095	-0.015	47.144	0.053
		34	-0.077	0.001	47.988	0.056
		35	-0.066	-0.012	48.626	0.063
		36	-0.053	0.008	49.051	0.072

Correlograma dos Resíduos da Equação 128

Table 9						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.043	-0.043	0.1545	0.694
		2	0.051	0.049	0.3723	0.830
		3	0.040	0.044	0.5085	0.917
		4	0.091	0.092	1.2265	0.874
		5	0.101	0.107	2.1376	0.830
		6	0.079	0.081	2.7012	0.845
		7	0.094	0.089	3.4970	0.836
		8	0.120	0.113	4.8273	0.776
		9	0.129	0.121	6.3775	0.702
		10	0.034	0.020	6.4888	0.773
		11	0.020	-0.020	6.5257	0.836
		12	-0.053	-0.111	6.8012	0.870
		13	-0.025	-0.108	6.8615	0.909
		14	0.058	-0.012	7.2009	0.927
		15	0.009	-0.033	7.2098	0.952
		16	0.095	0.071	8.1378	0.945
		17	-0.052	-0.049	8.4217	0.957
		18	0.125	0.127	10.076	0.929
		19	0.078	0.132	10.730	0.933
		20	-0.093	-0.058	11.691	0.926
		21	0.161	0.190	14.595	0.843
		22	-0.146	-0.150	17.010	0.763
		23	0.061	-0.013	17.440	0.787
		24	0.049	-0.003	17.726	0.816
		25	0.072	-0.003	18.344	0.827
		26	0.042	0.024	18.560	0.854
		27	-0.013	-0.067	18.581	0.885
		28	0.071	0.076	19.226	0.891
		29	-0.036	-0.048	19.392	0.911
		30	-0.014	-0.028	19.417	0.931
		31	-0.069	-0.029	20.057	0.935
		32	0.084	0.032	21.018	0.931
		33	-0.130	-0.145	23.372	0.893
		34	-0.040	-0.121	23.601	0.909
		35	0.029	0.007	23.720	0.926
		36	0.034	0.077	23.892	0.939

Table 10						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.249	0.249	5.2214	0.022
		2	0.022	-0.042	5.2642	0.072
		3	-0.033	-0.030	5.3596	0.147
		4	-0.063	-0.049	5.7057	0.222
		5	-0.058	-0.032	6.0001	0.306
		6	-0.068	-0.050	6.4093	0.379
		7	-0.039	-0.015	6.5499	0.477
		8	-0.072	-0.070	7.0326	0.533
		9	-0.087	-0.065	7.7360	0.561
		10	0.023	0.054	7.7867	0.650
		11	0.141	0.121	9.7053	0.557
		12	0.111	0.037	10.916	0.536
		13	-0.095	-0.156	11.808	0.543
		14	-0.049	0.009	12.051	0.602
		15	-0.024	-0.003	12.111	0.671
		16	-0.050	-0.039	12.370	0.718
		17	-0.062	-0.052	12.774	0.751
		18	-0.069	-0.052	13.281	0.775
		19	-0.060	-0.032	13.675	0.802
		20	0.034	0.083	13.806	0.840
		21	0.269	0.260	21.935	0.403
		22	-0.047	-0.276	22.185	0.449
		23	-0.057	-0.036	22.557	0.487
		24	-0.099	-0.049	23.714	0.478
		25	-0.100	-0.019	24.911	0.467
		26	-0.098	-0.109	26.075	0.459
		27	-0.076	-0.040	26.789	0.475
		28	-0.034	-0.021	26.932	0.522
		29	-0.084	-0.059	27.855	0.526
		30	-0.063	0.016	28.385	0.550
		31	0.080	0.031	29.244	0.557
		32	0.195	0.050	34.474	0.350
		33	0.217	0.130	41.043	0.159
		34	-0.016	-0.020	41.080	0.188
		35	0.058	0.046	41.567	0.206
		36	0.074	0.068	42.394	0.215

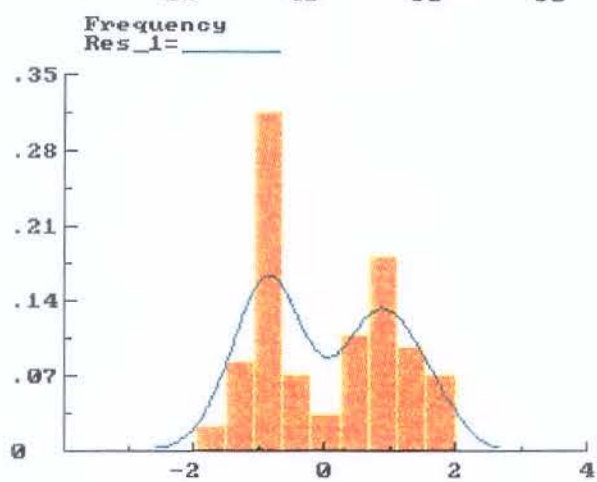
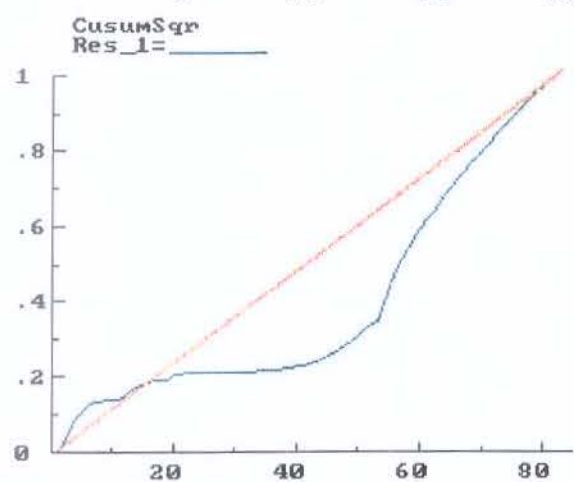
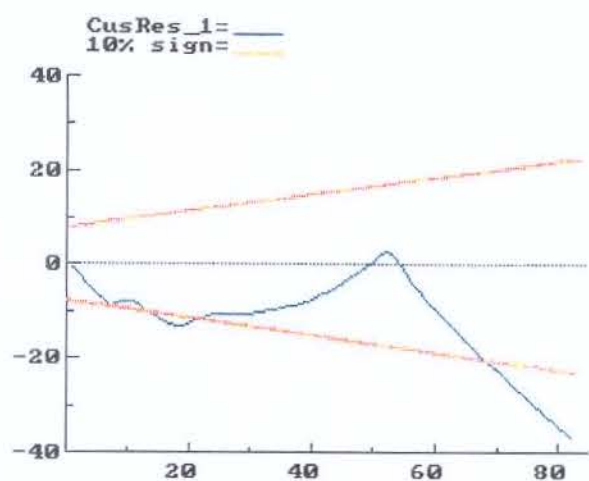
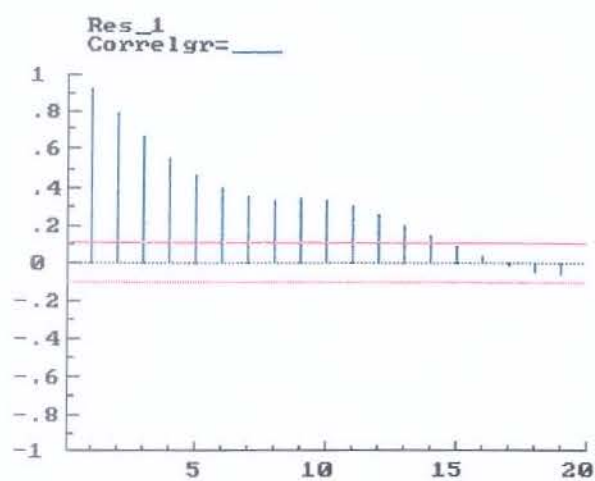


Table 11 - Resíduos da Equação 131

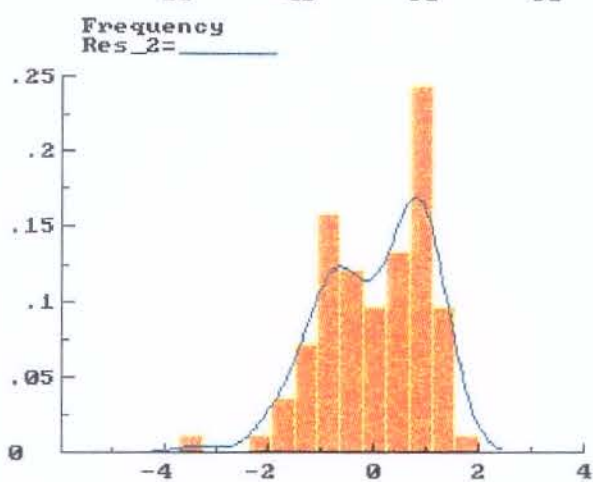
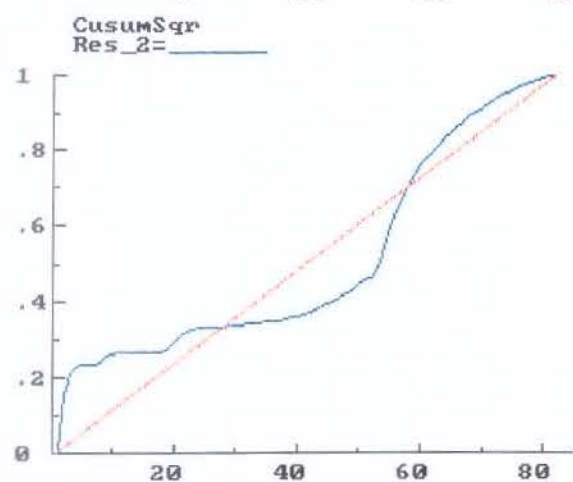
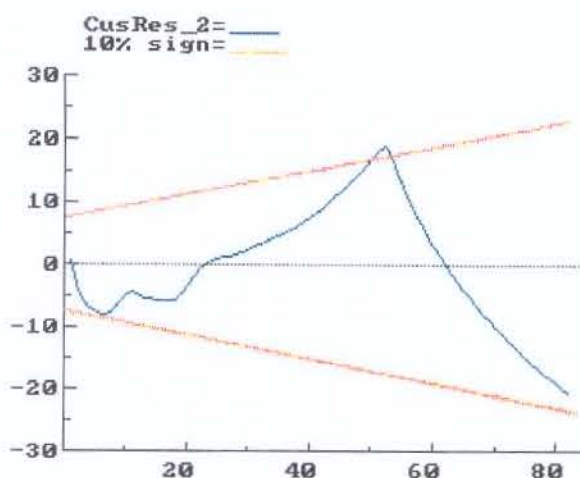
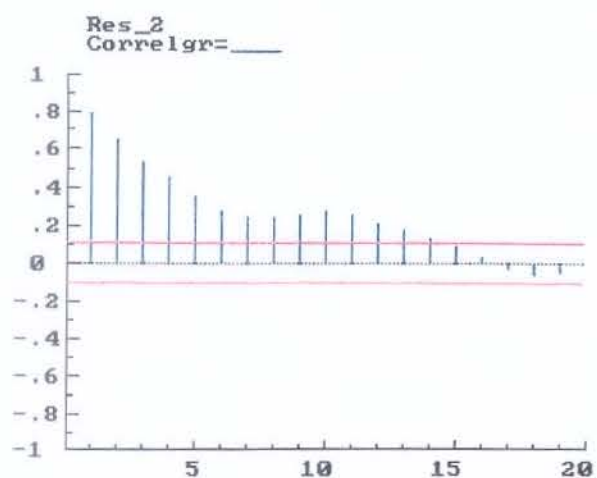


Table 12 - Resíduos da Equação 132

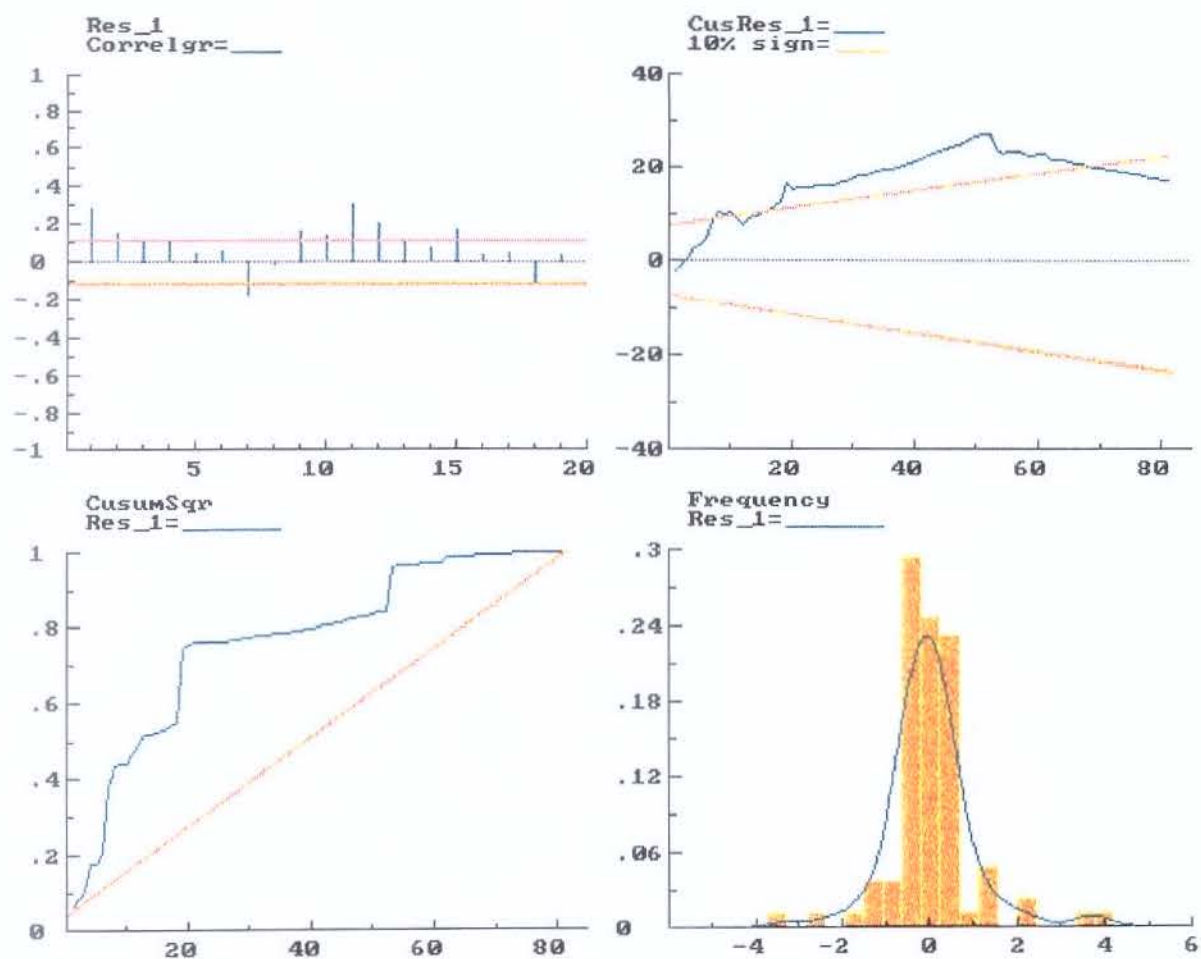


Table 13 - Resíduos da Equação 133

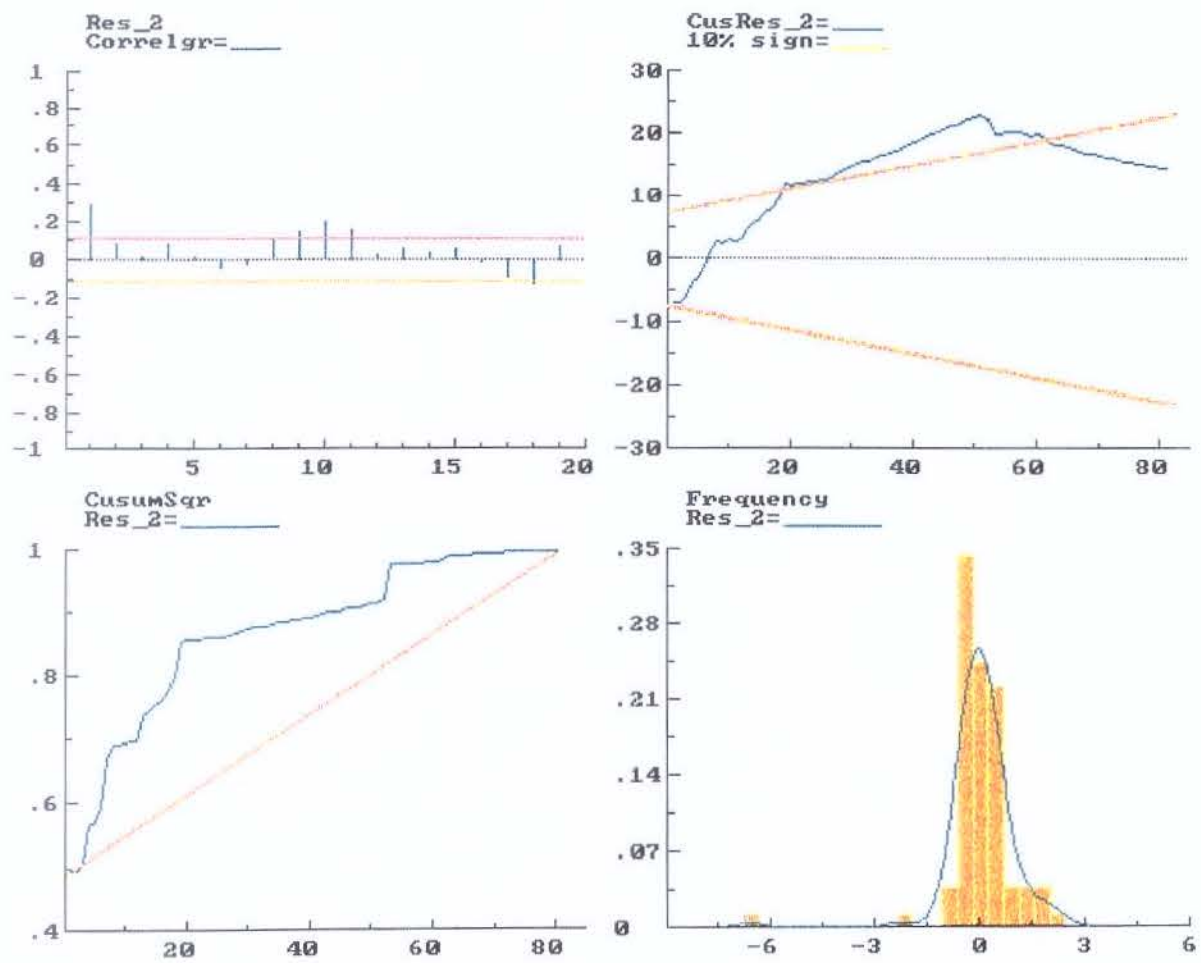


Table 14 - Resíduos da Equação 134

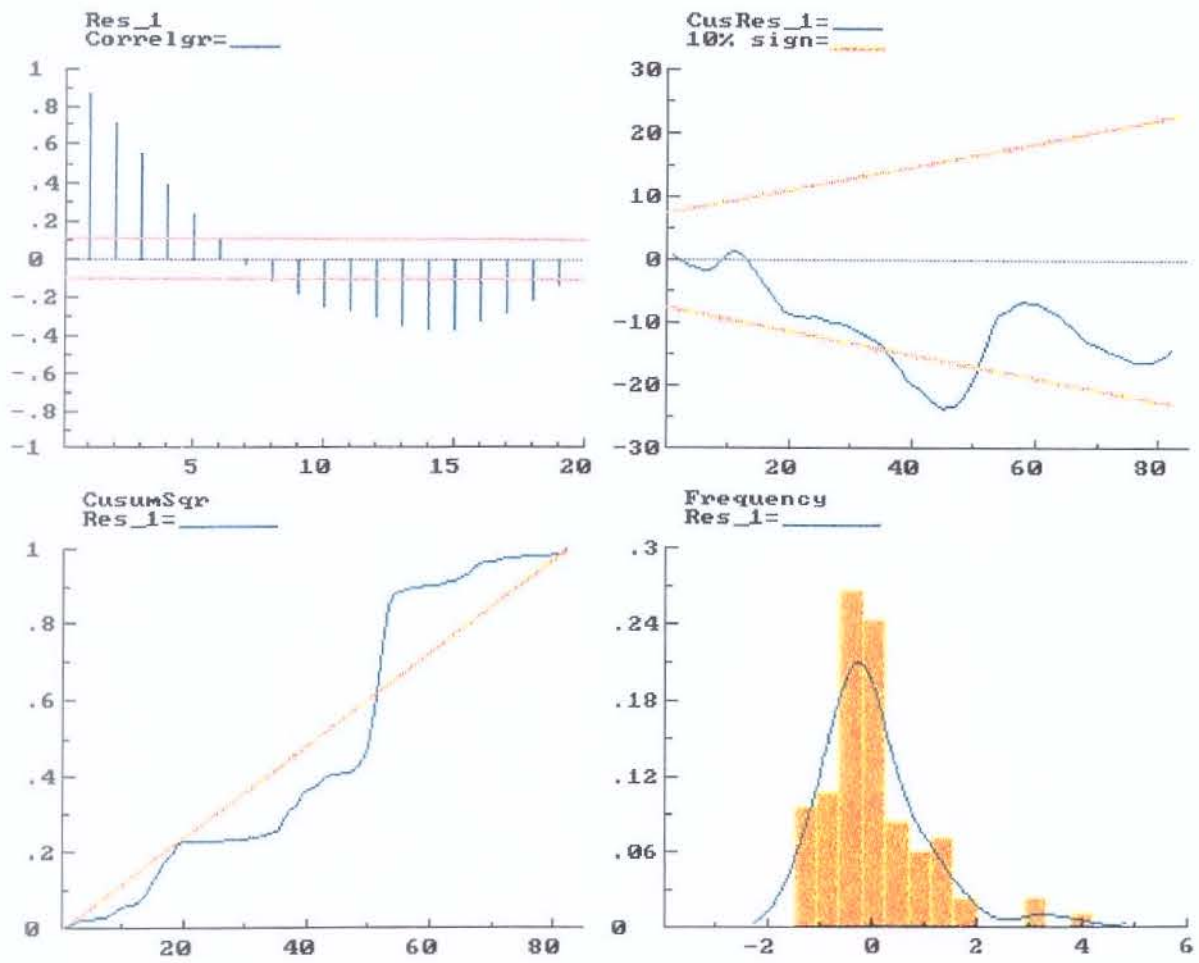


Table 15 - Resíduos da Equação 135

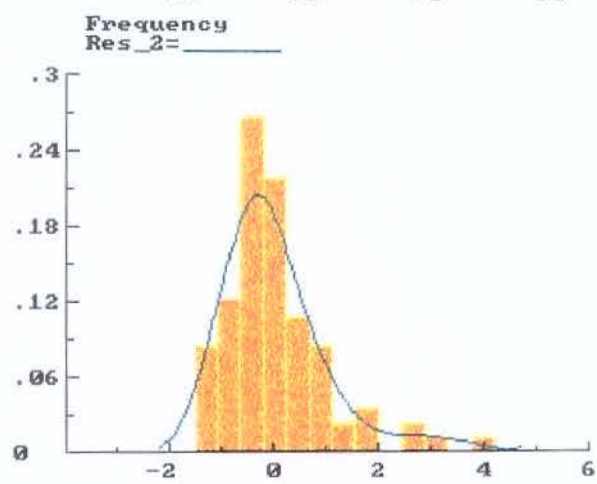
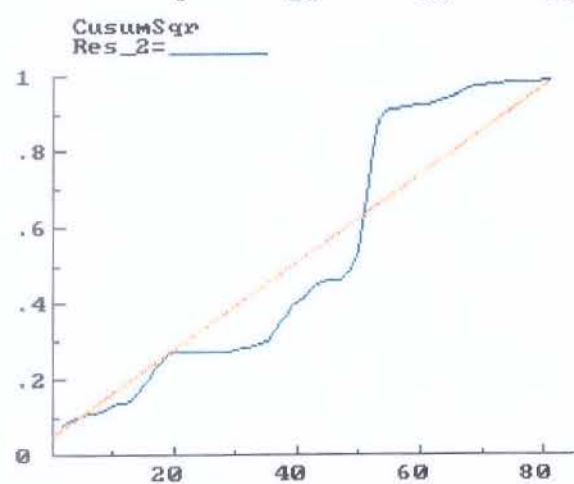
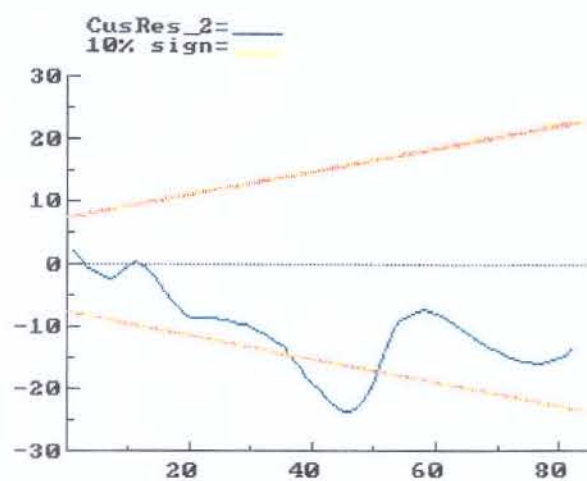
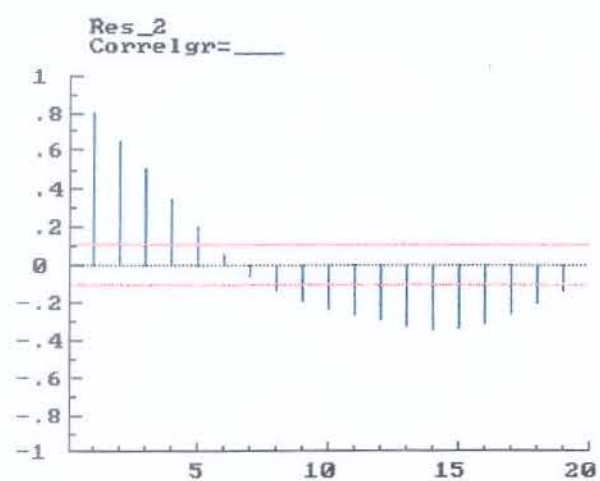
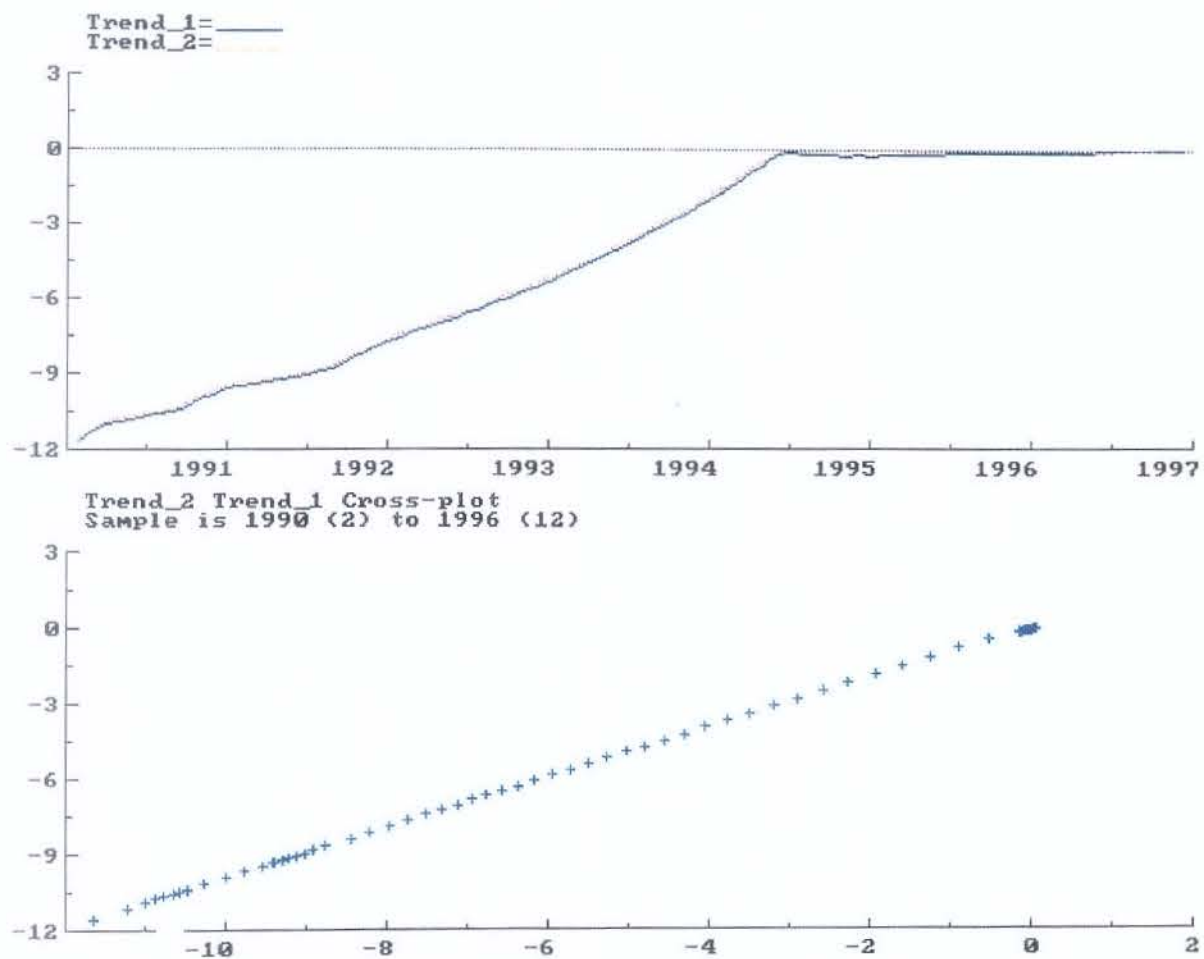


Table 16 - Resíduos da Equação 136



Trend 1 - câmbio à vista
Trend 2 - câmbio futuro

Table 17 - Gráficos de Teste para Tendência Comum

Bibliografia

- Biasco, Salvatore - Currency Cicles and The International Economy - in Banca Nazionale del Lavoro, Quarterly Review, 160, March 1987, pp. 31 a 60.
- Canuto, O. & Laplane, M. F. - Especulação e Instabilidade na Globalização - Economia e Sociedade, nº 5, pp. 31 a 60, dezembro, 1995.
- Cavaglia, Stefano M.F.G. & Wolff Christian C.P. - A Note on The Determinants of Unexpected Exchange Rate Movements - Journal of Banking and Finance, nº 20, 1996, pp. 179 a 188.
- Davidson, P. - Asset Deflation and Financial Fragility - in Arestis, P. (org.), Money and Banking: Issues for the Twenty-first Century; St. Martin's Press, New York, 1993.
- De Grauwe, P.; Dewachter, H.; & Embrechts, M. - Exchange Rate Theory - Blackwell, Oxford, U.K, 1993.
- Dornbusch, R. - The Theory of Flexible Exchange Rate Regime and Macroeconomic Policy. in CRYSTAL, A. (org) Monetarism. Londres: Edward Elgar, 1982; vol. II; cap. 10, pp. 310-330.
- Dornbusch, R. Open Economy Macroeconomics. NY: Basic Books INC, 1980; caps.: 7, 10 e 11.
- Dow, S. - Post Keynesian Monetary Theory for an Open Economy - Journal of Post Keynesian Economics; vol. 9, nº 2, winter, 1986-87.
- Flood, Robert P. & Garber, Peter M. - The Linkage Between Speculative Attack and Target Zone Models of Exchange Rates - The Quarterly Journal of Economics; November 1991, pp. 1367 a 1372.

- Frenkel, Jacob A. - Exchange Rates and International Macroeconomics - The University of Chicago Press; cap. 2, pp. 19 a 65.
- Gonçalves, R.; Prado, L. C. D.; Canuto, O. & Baumann, R. - Economia Internacional e o Brasil - Ed. Campus, Rio de Janeiro, 1997; cap. 5.
- Goodhart, Charles - The Foreign Market: A Random Walk With a Dragging Anchor - in *Economica*, 1988, vol. 55, pp. 437 a 460.
- Hamilton, James D. - Time Series Analysis - Princeton, Princeton University Press.
- Harvey, John T. - A Post Keynesian View of The Exchange Rate Determination - in *Journal of Post Keynesian Economics*, 1991, vol. 14, nº 1, pp. 61 a 69.
- Harvey, John T. - Orthodox Approaches to Exchange Determination: A Survey - *Journal of Post Keynesian Economics*, summer 1996, vol. 18, nº 4.
- Holland, Márcio de B. - Taxa de Câmbio e Regimes Cambiais no Brasil - Tese de Doutorado, IE/UNICAMP, Campinas, 1998.
- Keynes, J. M. - A Teoria Geral do Emprego, dos Juros e da Moeda - Abril Cultural, São Paulo, 1983.
- Krueger, A. O. - Exchange Rate Determination - Cambridge University Press, 1996.
- Krugman, Paul R. - Currencies and Crises - MIT Press; cap.: 4, 5 e 6, pp. 61 a 106.
- Luca Beltrametti, Ricardo Fiorentini, Luigi Marengo e Roberto Tamborini - "A Learning-to-Forecast Experiment on the Foreign Exchange Market with a Classifier System" - *Journal of Economic Dynamics and Control*, nº 21, 1997, pp. 1543 a 1575.

- MacDonald, R & Marsh, I. W. - On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective - The Review of Economics and Statistics, 1997, pp. 655 a 664.
- MacDonald, R. & Taylor, M P. - Exchange Rate Economics - A Survey - IMF Staff Papers, vol. 39, nº 1, March 1992; International Monetary Fund.
- Marçal, Émerson F. - Paridade de Poder de Compra: A Evidência Empírica Brasileira - Tese de Mestrado; IE/UNICAMP; Campinas; 1998.
- McCallum, B T. - International Monetary Economics - Oxford, Oxford University Press, 1996, caps.: 2, 3, 5, 6 e 7.
- McKinnon, R.I. - Currency Substitution and Instability in the World Dollar in Crystal, A. (org) Monetarism. Londres: Edward Elgar, 1982; vol. II; cap. 11, pp. 330-344.
- Minsky, H. P. - Stabilizing an Unstable Economy - Yale Universtity Press, New Haven, 1986.
- Miranda, J. C. R. - Câmbio, Juros e Fisco: A Experiência Internacional - Tese de Doutorado, IE/UNICAMP, Campinas, 1992.
- Nishijima, Marislei - Fluxos de Comércio no Brasil e seus Determinantes Básicos: Uma Análise de Co-integração - Tese de Mestrado; IE/UNICAMP; Campinas; 1998.
- Papell, David H. - Cointegration and Exchange Rate Dynamics - Journal of International Money and Finance, 1997, vol. 16, nº 3, pp. 445 a 460.
- Pentecost, Eric J. - Exchange Rate Dynamics - Edward Elgar; cap. 4, pp.61 a 88.

- Plihon, D. - A Ascensão das Finanças Especulativas - Economia e Sociedade, nº 5, pp. 61 a 78, dezembro de 1991.
- Plihon, D. - Les Taux de Change - La Découverte, Paris, 1995.
- Rivera-Batiz, Francisco, L. & Luis, A. - International Finance and Open Economy Macroeconomics - Macmillan Publishing Company; Second Edition; caps.: 13 a 20.
- Rossi, José - O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio : Testes para o Brasil - Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 26, nº 2, agosto de 1996, pp. 155 a 181.
- Schumeister, Stephan - Currency Speculation and Dollar Fluctuations - in Banca Nazionale del Lavoro, Quarterly Review, 167, December 1988, pp. 343 a 365.
- Svenson, Lars - An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Target Zones - Journal of Economic Perspectives, 1992, vol. 6, nº 4, pp. 119 a 144.
- Vercelli, A. - Methodological Foundations of Macroeconomics: Keynes and Lucas - Cambridge University Press, Cambridge, 1991.
- Wu, Yangru & Zhang, Hua - Forward Premiums as Unbiased Predictors of Future Currency Depreciation : a Non-Parametric Analysis - Journal of International Finance, 1997, vol. 16, nº 4, pp. 609 a 623.
- Zini Jr, Álvaro A. & Cati, Regina C. - Co-integração e Taxa de Câmbio: Testes sobre a PPP e os Termos de Troca do Brasil de 1855 a 1990 - Pesquisa e Planejamento Econômico, agosto de 1993, vol. 23, nº 2, pp. 155 a 181.
- Zini Jr., Álvaro A. - Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil - Edusp, São Paulo, 1993.