

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

LUCIANO DIAS PAIVA

CÂMBIO REAL DO BRASIL: DETERMINANTES DE LONGO PRAZO
EVIDÊNCIAS A PARTIR DE TESTES NÃO PARAMÉTRICOS DE COINTEGRAÇÃO E DE
TENDÊNCIA NÃO LINEAR COMUM

SÃO PAULO

2011

LUCIANO DIAS PAIVA

CÂMBIO REAL DO BRASIL: DETERMINANTES DE LONGO PRAZO
EVIDÊNCIAS A PARTIR DE TESTES NÃO PARAMÉTRICOS DE COINTEGRAÇÃO E DE
TENDÊNCIA NÃO LINEAR COMUM

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

SÃO PAULO

2011

Paiva, Luciano Dias.
Câmbio Real do Brasil: Determinantes de Longo Prazo
Evidências a Partir de Testes Não Paramétricos de Cointegração e de Tendência Não
Linear Comum / Luciano Dias Paiva – 2011.
53 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal
Dissertação (MPFE) – Escola de Economia de São Paulo

1. Câmbio. 2. Cointegração. 3. Câmbio – Modelos matemáticos. I. Marçal, Emerson
Fernandes. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.745(81)

LUCIANO DIAS PAIVA

CÂMBIO REAL DO BRASIL: DETERMINANTES DE LONGO PRAZO
EVIDÊNCIAS A PARTIR DE TESTES NÃO PARAMÉTRICOS DE COINTEGRAÇÃO E DE
TENDÊNCIA NÃO LINEAR COMUM

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

Data de aprovação:

15 / 08 / 2011

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

(Orientador)

FGV-EESP

Prof. Dr. Paulo Sérgio de Oliveira Simões Gala

FGV- EESP

Prof. Dra. Marislei Nishijima

EACH-USP

Agradecimentos

Em primeiro lugar, agradeço a meus pais por todo apoio recebido, não apenas durante este curso de mestrado, mas em toda a minha vida acadêmica, carreira profissional e desenvolvimento pessoal.

Também não poderia deixar de agradecer ao professor Emerson Marçal, que, com muita paciência e dedicação, tanto colaborou na elaboração dessa dissertação, provendo valiosas informações, comentários sobre conteúdos e formas de análise, bem como outras sugestões em geral.

Gostaria de registrar também a gratidão a todos os amigos que, de formas diversas, contribuíram para a elaboração desse estudo. Em especial, um agradecimento aos amigos do Itaú, que tanto me incentivaram no decorrer do curso, destacadamente a Gina, por todo seu apoio ao meu desenvolvimento.

E, Fernanda, obrigado pela paciência e carinho.

Resumo

O trabalho procura investigar a existência de relação de cointegração entre a Taxa de Câmbio Real (CRER), Passivo Externo Líquido (PEL), Termos de Troca (TOT) e um fator de produtividade (BS), utilizando um teste não paramétrico proposto por Bierens (1997), aplicado a uma amostra de dados para EUA e Brasil que cobre o período de 1980 a 2010. Para os EUA, é encontrada evidência da influência das variáveis elencadas. No caso brasileiro verifica-se pouca relevância da variável BS, sendo as demais variáveis presentes no vetor de cointegração.

Palavras-chave: Taxa de Câmbio Real; Cointegração Não Paramétrica; Bierens; Faruquee; EasyReg

Abstract

The paper seeks the existence of a cointegration relation among the Real Exchange Rate (CRER), Net Foreign Assets (PEL), Terms of Trade (TOT) and a productivity measure (BS), using a nonparametric test proposed by Bierens (1997), applied to an U.S. and Brazil data sample, considering the period that goes from 1980 to 2010. For the U.S., evidence of those variables' influence is found. In the Brazilian case, little relevance from the BS variable is verified, while the remaining ones are relevant to the cointegrating vector.

Keywords: Real Exchange Rate; Nonparametric Cointegration; Bierens; Faruquee; EasyReg

LISTA DE TABELAS

TABELA 1	Reprodução da tabela de Meese & Rogoff: Erro médio quadrado nas previsões	13
TABELA 2	Reprodução da tabela de Perdomo & Botelho: Aparições no Ranking de C.P.	14
TABELA 3	Reprodução da tabela de Perdomo & Botelho: Aparições no Ranking de M.P.	15
TABELA 4	Reprodução da tabela de Perdomo & Botelho: Aparições no Ranking de L.P.	15
TABELA 5	Reprodução da tabela de Obsfeld & Rogoff: Cenários de Ajuste no Saldo em Transações Correntes dos EUA: Mudanças nas Taxas de Câmbio Real e Nominal	19
TABELA 6	Reprodução da tabela de Faruquee: Testes de Exclusão – EUA, 1950 - 1990	25
TABELA 7	Reprodução da tabela de Faruquee: Testes de Exclusão – Japão, 1951 - 1990	26
TABELA 8	Reprodução da tabela de Bayoumi, Faruquee e Lee: Erro nas Projeções (EQM)	27
TABELA 9	Testes de Raiz Unitária (ADF) para variáveis dos EUA	37
TABELA 10	Testes de Raiz Unitária (ADF) para variáveis do Brasil	37
TABELA 11	Testes de Cointegração para EUA	38
TABELA 12	Cálculo do Vetor de Cointegração para EUA	38
TABELA 13	Testes de Exclusão no Vetor de Cointegração para EUA	39
TABELA 14	Testes de Cointegração para Brasil	40
TABELA 15	Cálculo do Vetor de Cointegração para Brasil	41
TABELA 16	Testes de Exclusão no Vetor de Cointegração para Brasil	41
TABELA 17	Testes de Cointegração para Brasil (com TC)	42
TABELA 18	Cálculo do Vetor de Cointegração para Brasil (com TC)	43
TABELA 19	Testes de Exclusão no Vetor de Cointegração para Brasil (com TC)	43
TABELA 20	Teste de <i>Cotrend</i> Não Linear para EUA	46
TABELA 21	Vetores de <i>Cotrend</i> Padronizados para EUA	46
TABELA 22	Testes de Exclusão no Vetor de <i>Cotrend</i> para EUA	46

TABELA 23	Teste de <i>Cotrend</i> Não Linear para Brasil	46
TABELA 24	Vetores de <i>Cotrend</i> Padronizados para Brasil	46
TABELA 25	Testes de Exclusão no Vetor de <i>Cotrend</i> para Brasil	47

LISTA DE GRÁFICOS

CONJUNTO DE GRÁFICOS 1	Variáveis Utilizadas	30
------------------------	----------------------	----

SUMÁRIO

1. Introdução	9
2. Revisão Bibliográfica	12
2.1. Taxa de Câmbio: Um Passeio Aleatório	12
2.2. Taxas de Câmbio e as Relações Externas dos Países	16
2.3. A Abordagem do Equilíbrio Macroeconômico Interno e Externo	22
3. Metodologia	28
3.1. Variáveis Utilizadas	28
3.2. Séries Temporais, Estacionariedade e Cointegração	31
3.3. Modelo Multivariado de Cointegração Não Paramétrica	33
4. Resultados	36
4.1. Testes de Raiz Unitária	36
4.2. Testes de Cointegração Não Paramétrica para a Taxa de Câmbio Real	37
4.3. Teste de <i>Cotrend</i> para a Taxa de Câmbio Real	44
5. Conclusões	48
6. Bibliografia	50

1. Introdução

Nas duas primeiras décadas que sucederam a segunda guerra mundial, a economia internacional vivia sob o padrão ouro-dólar, que se baseava no acordo de *Bretton Woods*¹. De forma geral, a convenção determinava um valor fixo para o ouro em dólares, e todas as demais moedas do mundo seguiam uma paridade fixa em relação à moeda norte-americana. Em caso de eventuais desequilíbrios nos balanços de pagamentos dos países, o Fundo Monetário Internacional (FMI) realizaria empréstimos compensatórios. O objetivo era evitar que esses países restringissem o comércio, lançando mão de desvalorizações cambiais na tentativa de equilibrar suas contas externas e, assim, manter a estabilidade das taxas de câmbio. Contudo, esse padrão ruiu quando os Estados Unidos abandonaram o acordado, no início da década de 1970, devido basicamente às crescentes necessidades de financiamento causadas pela Guerra do Vietnã. A partir de então, deixou de haver um sistema de ajustamento automático para a correção de desvios nos balanços de pagamentos ao redor do mundo.

Diante dessas circunstâncias, a preocupação com os desequilíbrios globais ganharam notoriedade. Em 1979, o posteriormente vencedor do prêmio Nobel de economia em 2008, Paul Krugman, alertava que um governo poderia atrelar sua taxa de câmbio via instrumentos diversos, como intervenções nos mercados à vista e à termo, exigência de recolhimentos compulsórios etc. Entretanto, tais instrumentos seriam limitados. Um governo que desejasse valorizar sua moeda poderia esgotar suas reservas internacionais e/ou enfrentar dificuldades para se financiar. De outro lado, a tentativa

¹ Região em New Hampshire, Estados Unidos, onde se realizou a conferência de 1944 para definição das regras para as relações comerciais e financeiras entre os países mais industrializados do mundo, que tinha por base a conversibilidade direta do dólar em ouro.

de evitar a apreciação de uma moeda poderia ser limitada pelos efeitos inflacionários dessa ação, por exemplo. Quando um governo não é mais capaz de defender a taxa de câmbio, fica suscetível a crises no balanço de pagamentos do país.

Diante das preocupações acerca dos efeitos das taxas de câmbio sobre a economia, ganhou relevância o estudo de modelos que expliquem o comportamento dessas taxas. E passadas décadas desde o rompimento do sistema idealizado em *Bretton Woods*, avaliar o comportamento das taxas de câmbio continua sendo um grande desafio para os economistas de todo o mundo.

Este trabalho visa analisar o poder explicativo de certas variáveis geralmente apontadas como determinantes de longo prazo dos movimentos nas taxas de câmbio. Há estudos que sugerem que taxas de câmbio têm um comportamento próximo de passeio aleatório. Mas diversas pesquisas econômicas apontam influências na determinação dessas taxas no longo prazo. Através de testes econométricos, esta pesquisa procura evidências de que a taxa de câmbio real possa ser explicada a partir dos diferenciais de produtividade entre os setores de bens comercializáveis e não comercializáveis (aqui seguindo a tese de Balassa (1964) e de Samuelson (1964)), do passivo externo líquido (PEL) e/ou dos termos de troca (ToT) experimentados pelo país.

Para atingir tal objetivo, o estudo está dividido conforme segue. No capítulo 2, é feita uma breve revisão da bibliografia a respeito do comportamento de passeio aleatório da taxa de câmbio, bem como sua relação com as variáveis analisadas. No capítulo 3, é apresentado o modelo econométrico utilizado. O capítulo 4 traz os resultados

obtidos através dessa modelagem. E, finalmente, o capítulo 5 apresenta as considerações finais do trabalho e as propostas para futuros avanços nesse campo de pesquisa.

2. Revisão Bibliográfica

2.1. Taxa de Câmbio: Um Passeio Aleatório

De forma geral, processos em que uma observação depende apenas de sua imediata anterior e de um fator de desvio (ruído branco) são classificados como passeios aleatórios, definidos pelo modelo genérico:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Esse tipo de evolução temporal é utilizado para definir o comportamento de diversas variáveis econômico-financeiras, dentre as quais, taxas de câmbio.

O clássico estudo de Meese e Rogoff (1983) compara a capacidade explicativa de diversos modelos estruturais e séries de tempo para a taxa de câmbio nominal. Suas análises mostraram que, em linha com o que já afirmava Mussa (1979), um modelo que consistia apenas em um passeio aleatório era tão efetivo como qualquer outro nas estimações. Foram testadas as paridades dólar / libra; dólar / marco alemão; dólar / iene; e índice DXY² para os prazos de um, seis e doze meses, com dados coletados de 1973 a 1981. Dentre os modelos estruturais avaliados, constavam o de preços flexíveis (Frenkel-Bilson), de preços rígidos (Dornbusch-Frankel) e de preços rígidos que incorpora a variável transações correntes (Hooper-Morton). Meese e Rogoff estimaram os modelos utilizando Mínimos Quadrados Ordinários, Mínimos

² O índice DXY apura o valor do dólar norte-americano ponderado pelas moedas de seus seis maiores parceiros comerciais.

Quadrados Generalizados e a técnica de variáveis instrumentais de Fair (1970). Também experimentaram especificações que incorporavam ajustamentos de defasagem e uma diversidade de técnicas de séries de tempo univariadas.

Nenhuma das técnicas aplicadas, incluindo a de um passeio aleatório com *drift*, se mostrou mais eficiente para explicar o comportamento da taxa de câmbio norte-americana que o passeio aleatório. Tampouco um VAR (modelo com base num vetor autorregressivo) composto pelas taxas de câmbio e demais variáveis explicativas dos modelos estruturais superou o modelo de passeio aleatório.

Vale comentar ainda que, de acordo com tabela aqui reproduzida do trabalho de Meese e Rogoff, quanto maior o prazo de análise (entre 1 mês, 6 meses e 12 meses), menor o desvio do modelo passeio aleatório comparativamente a modelos mais sofisticados (Tabela 1).

Tabela 1 - Reprodução da tabela de Meese & Rogoff: Erro quadrado médio nas previsões

		Passeio Aleatório	Taxa Forward	Regressão Univariada	Vetor Autorregressivo	Frenkel-Bilson	Dornbush-Frankel	Hooper-Morton
dólar/marco	1 mês	3,72	3,20	3,51	5,40	3,17	3,65	3,50
	6 meses	8,71	9,03	12,40	11,83	9,64	12,03	9,95
	12 meses	12,98	12,60	22,53	15,06	16,12	18,87	15,69
dólar/íene	1 mês	3,68	3,72	4,46	7,77	4,11	4,40	4,20
	6 meses	11,58	11,93	22,04	18,90	13,38	13,94	11,94
	12 meses	18,31	18,95	52,18	22,98	18,55	20,41	19,20
dólar/libra	1 mês	2,56	2,67	2,79	5,56	2,82	2,90	3,03
	6 meses	6,45	7,23	7,27	12,97	8,90	8,88	9,08
	12 meses	9,96	11,62	13,35	21,28	14,62	13,66	14,57
DXY	1 mês	1,99	-	2,72	4,10	2,40	2,50	2,74
	6 meses	6,09	-	6,82	8,91	7,07	6,49	7,11
	12 meses	8,65	14,24	11,14	10,96	11,40	9,80	10,35

No Brasil, essa análise foi revisitada pouco tempo atrás e os resultados se mostraram consistentes com a avaliação de Meese e Rogoff. Perdomo e Botelho (2007)

compararam os resultados de um modelo em que a taxa de câmbio real / dólar é tratada como passeio aleatório à eficiência dos modelos utilizados por analistas do mercado financeiro nacional, de acordo com o grau de acerto das instituições nas previsões coletadas pela pesquisa “Focus”, conduzida pelo Banco Central do Brasil com instituições financeiras e consultorias econômicas do país.

Segundo o trabalho de Perdomo e Botelho, “se uma instituição cadastrasse a Ptax³ corrente na data crítica, ou seja, utilizando o modelo passeio aleatório para a projeção, esta instituição apareceria no *ranking* Top-5⁴ 45% das vezes até junho de 2007, de um total de 47 divulgações. Como comparação do que isto representa, a instituição que mais apareceu no *ranking* figurou entre as Top-5 47% das vezes” (tabela 2).

Tabela 2 - Reprodução da tabela de Perdomo & Botelho: Aparições no Ranking de C.P.

Classificação	Instituição	Nº	% do total
1º	GAP AM	22	47
2º	Tendências Consultoria Integrada	16	34
3º	Deutsche Bank - Banco Alemão	15	32
4º	Icatu DTVM Ltda	14	30
5º	Banco do Brasil SA	13	28
	Passeio Aleatório (Ptax crítica)	21	45
	Passeio Aleatório (Ptax crítica - 1)	19	40

³ Ptax é a média diária das taxas de câmbio efetivas de transação no mercado interbancário, ponderada pelo volume de transações.

⁴ Classificação das cinco instituições com maior grau de acerto em suas projeções econômico-financeiras avaliadas pelo Banco Central do Brasil.

Quando a análise é feita utilizando o médio prazo⁵, “o desempenho do modelo passeio aleatório é significativamente superior à projeção de qualquer instituição”, e “para a análise do *ranking* de longo prazo [...] a utilização do modelo garantiria a aparição em 100% dos *rankings*”.

Tabela 3 - Reprodução da tabela de Perdomo & Botelho: Aparições no Ranking de M.P.

Classificação	Instituição	Nº	% do total
1º	Banco BNP Paribas Brasil SA	14	30
2º	Banco Cruzeiro do Sul SA	12	26
	Tendências Consultoria Integrada	12	26
4º	GAP AM	11	23
	Icatu DTVM Ltda	11	23
	Passeio Aleatório (Ptax crítica)	27	57
	Passeio Aleatório (Ptax crítica - 1)	23	49

Tabela 4 - Reprodução da tabela de Perdomo & Botelho: Aparições no Ranking de L.P.

Classificação	Instituição	Nº	% do total
1º	Banco BNP Paribas Brasil SA	2	50
	GAP AM	2	50
3º	Banco BBM SA	1	25
	Banco BMC SA	1	25
	Banco Bradesco SA	1	25
	Banco BVA SA	1	25
	Banco Cruzeiro do Sul SA	1	25
	Banco Espírito Santo de Investimento SA	1	25
	Banco Itaú BBA	1	25
	Banco Itaú SA	1	25
	Banco Safra SA	1	25
	Deutsche Bank - Banco Alemão	1	25
	Dresdner Kleinwort - DKB	1	25
	HSBC AM	1	25
	LCA Consultores SC Ltda	1	25
	Santander Banespa	1	25
	Telefônica	1	25
	Unibanco SA	1	25
	Passeio Aleatório (Ptax crítica)	4	100
	Passeio Aleatório (Ptax crítica - 1)	4	100

⁵ A metodologia do Banco Central do Brasil na elaboração dos *rankings* de acerto de projeções está disponível em <http://www.bcb.gov.br/?METODOLOGIA>.

Portanto, Perdomo e Botelho afirmam que “estatisticamente, utilizando o teste de Dickey e Fuller, não podemos rejeitar que a taxa de câmbio real / dólar não se comporta como um passeio aleatório [...] vinte e quatro anos após a publicação do artigo de Messe e Rogoff, economistas continuam tendo sérias dificuldades para prever o comportamento da taxa de câmbio”.

2.2. Taxa de Câmbio e as Relações Externas dos Países

Apesar da avaliação de que o comportamento das taxas de câmbio é um passeio aleatório, a busca por modelos que possam explicar melhor os movimentos no valor das moedas no decorrer do tempo segue atraindo a atenção dos economistas ao redor de todo o mundo. E, nesse sentido, é constante a verificação de ligação entre taxas de câmbio e medidas das relações externas dos países.

Através de análise em painel, Gagnon (1996) verifica a existência de uma “significativa e robusta relação entre taxas de câmbio real e passivos externos líquidos [PEL]”. De acordo com sua análise, “para a maior parte dos países considerados na amostra, os passivos externos líquidos se mantêm essencialmente constantes e as taxas de câmbio real flutuam amplamente sem tendência. Para poucos países, o passivo externo líquido tem uma tendência pronunciada. É principalmente para esses países que a taxa de câmbio real parece mover-se no decorrer do tempo”.

Nesse mesmo sentido, Lane e Ferretti (2000) observam que a análise envolvendo o balanço de pagamentos dos países e as taxas de câmbio remontam a constantes debates desde a década de 1920 (Keynes e Ohlin). Mais recentemente, o aprofundamento do déficit em transações correntes vivenciado pelos Estados Unidos (em 2006, esse déficit viria a superar momentaneamente a casa de 6% do PIB) trouxe à tona mais uma vez a preocupação com os efeitos de desequilíbrios nas contas externas dos países, tendo em vista a predição de que o “efeito riqueza” e os fluxos de investimentos internacionais, associados às posições externas líquidas diferentes de zero viriam a requerer algum ajuste nas taxas de câmbio real no longo prazo⁶.

Lane e Ferretti mostram que o passivo externo líquido (PEL) de um país pode ser decomposto como:

$$PEL = FDI_A + EQ_A + DEBT_A + FX - FDI_L - EQ_L - DEBT_L \quad (2.2)$$

Na qual, FX indica o montante de reservas internacionais do país e FDI , EQ e $DEBT$ são, respectivamente, o estoque de investimentos estrangeiros diretos, investimentos em carteira e instrumentos de dívida, sendo a indicação ‘A’ usada para ativos e ‘L’ para passivos.

Ainda segundo os autores, a identidade do balanço de pagamentos define que o saldo em transações correntes (CA), os fluxos financeiros e as alterações em reservas internacionais devem somar zero, de tal forma que:

⁶ Vale comentar que, em 2008, eclodiu a maior crise financeira vivenciada pelos Estados Unidos em décadas e esta culminou em expressiva desvalorização do dólar frente às principais moedas do mundo, na medida em que a adoção de políticas econômicas estimulativas no país alterou os fluxos de capitais e aprofundou os déficits em transações correntes numa série de países em desenvolvimento, inclusive o Brasil. Como resultado, temos visto entre 2010 e 2011 um amplo debate a respeito dos desequilíbrios internacionais.

$$CA = (\Delta FDI_A - \Delta FDI_L) + (\Delta EQ_A - \Delta EQ_L) + (\Delta DEBT_A - \Delta DEBT_L) + \Delta FX - \Delta KA - EO \quad (2.3)$$

Na qual, Δ indica fluxo, ΔKA são as transferências de capital e EO os “erros e omissões” do balanço de pagamentos.

O trabalho explica que, supondo que os “erros e omissões” refletem mudanças nos créditos em posse de residentes do país em outros territórios, em linha com a literatura a respeito das movimentações de capital, e inicialmente desconsiderando variações no valor dos ativos, é possível aproximar as variações no PEL através do saldo em transações correntes, ajustado pelas transferências na conta de capitais:

$$\Delta PEL \cong CA + \Delta KA \quad (2.4)$$

Portanto, é possível observar que variações no PEL e o comportamento das transações correntes estão bastantes associados. É muito comum que uma dessas variáveis seja citada como determinante no comportamento das taxas de câmbio no decorrer do tempo.

Mesmo Rogoff, em trabalho conjunto com Obstfeld (2005), aponta a importância das transações correntes na definição das taxas de câmbio. Nesse trabalho, os autores afirmam acreditar que o risco de colateral e de estabilidade no câmbio dos Estados Unidos teria crescido substancialmente entre 2000 e 2005, por conta de fatores diversos, principalmente a queda na taxa de poupança doméstica dos norte-

americanos, mas também devido ao aumento no déficit em transações correntes do país (que de certa forma está ligado à queda na poupança supracitada).

Obstfeld e Rogoff avaliaram que, no caso de uma redução do déficit em transações correntes norte-americano pela metade (à época, de 6% do PIB para 3% do PIB), a taxa de câmbio de países não asiáticos (que adotavam um “peg cambial”⁷ em relação ao dólar) deveria se depreciar em cerca de 25%, mesmo se esse ajuste nas contas externas dos EUA levasse dois anos para ocorrer (tabela 5).

Tabela 5 - Reprodução da tabela de Obstfeld & Rogoff:
Cenários de Ajuste no Saldo em Transações Correntes dos EUA: Mudanças nas Taxas de Câmbio Real e Nominal

Variação em log (x 100) nos cenários:	Rebalanceamento Global (todos os saldos vão a zero)	Bretton Woods II (Ásia eleva seu superávit para manter dólar fixo; Europa absorve todo o ajuste dos EUA e Ásia)	Ajuste EUA/Europa (Europa absorve ajuste norte-americano; Ásia permanece com saldo inalterado)
EUA: Taxa de Câmbio Real	-33,00	-24,50	-27,80
EUA: Taxa de Câmbio Nominal	-34,60	-26,00	-29,30
Europa: Taxa de Câmbio Real	5,10	49,80	31,70
Europa: Taxa de Câmbio Nominal	5,40	52,00	33,10
Ásia: Taxa de Câmbio Real	20,90	-25,20	-2,90
Ásia: Taxa de Câmbio Nominal	21,90	-26,00	-2,85

No caso do Brasil, vários autores tratam do assunto. Matos e Resende (2003), Badani e Hidalgo (2005), Holland e Pereira (1999) e Marçal e Barbi (2010) são apenas alguns dentre os diversos. Por exemplo, ao avaliar as limitações existentes ao crescimento econômico do país, Pastore, Pinotti & Pagano (2010) avaliam que aumentos na taxa de investimentos da nação não são seguidos de elevações nas poupanças totais domésticas, requerendo mais poupanças externas, o que ocorre através de déficit em

⁷ Regime cambial em que as autoridades econômicas permitem que a taxa de câmbio "deslize" para baixo ou para cima numa determinada percentagem diária ou semanal

transações correntes. Contudo, apontam que déficits persistentes nas contas correntes elevam o passivo externo líquido, disparando forças que depreciam o câmbio real e impedem a continuidade daqueles déficits, limitando, depois de algum tempo, a absorção da poupança externa, e impedindo a continuidade das taxas de investimento mais elevadas.

Ademais, os autores ressaltam que nem sempre o país tem acesso a fluxos de capitais que lhe permitam financiar quaisquer déficits nas transações correntes. Se estes fluxos se reduzem, a limitação à expansão econômica será imposta bem antes que o crescimento do passivo externo líquido exerça seus efeitos. Como resultado da queda nos ingressos de capitais, seu estudo aponta depreciação do câmbio real, para reduzir o déficit no saldo em transações correntes.

E, no caso em que o país recebe mais capitais do que é necessário para financiar o déficit em transações correntes, Pastore, Pinotti e Pagano esperam uma forte valorização do câmbio nominal, que na presença de algum grau de rigidez de preços (que, segundo eles, de fato existe) induz uma valorização do câmbio real, que se aprecia com relação ao câmbio real de equilíbrio (um exemplo citado é o ano de 1994). O caso seria ainda mais grave se o país já estivesse enfrentando déficits elevados nas contas correntes, que levassem a um crescimento veloz do passivo externo líquido, colocando em marcha forças depreciando o câmbio real de equilíbrio. Se, neste caso, fortes ingressos de capitais forçaressam o câmbio nominal levando a uma valorização do câmbio real atual, que continuamente passa a divergir do câmbio real de equilíbrio, estaremos ingressando em uma trajetória de progressiva e grande sobrevalorização cambial. A conclusão a que chegam é que, temporariamente, o país

festejará um período de euforia. Contudo, essa euforia será seguida de um ajuste, que será tanto mais custoso quanto maior for a sobrevalorização cambial atingida.

Esse comportamento assimétrico no decorrer do tempo já havia sido abordado por Dornbush, que nos anos 1980 citava distorções nas taxas de câmbio por determinado período, numa dinâmica semelhante à citada pelos autores brasileiros.

O estudo de Dornbush e Fischer (1980) apontava o saldo em transações correntes como um elemento importante na análise de uma economia aberta e na determinação da taxa de câmbio. De acordo com esses autores, sua pesquisa fornece uma justificativa teórica para a visão popular de que há uma associação entre os saldos em transações correntes e o comportamento da taxa de câmbio. No entanto, explicam que tal visão precisa ser qualificada, pois a antecipação de desequilíbrios, que em última instância deverão depreciar a taxa de câmbio, pode, inicialmente, levar à combinação de um déficit em conta corrente e taxa de câmbio valorizada.

Isso porque existe um diferencial de velocidade nos ajustamentos que ocorrem no mercado de bens e no mercado de ativos, o chamado “*overshooting*”. Assim, o mercado de ativos tende a determinar a taxa de câmbio no curto prazo, mas o saldo em transações correntes, através de seus efeitos sobre o passivo externo líquido, determinará o câmbio no decorrer do tempo.

2.3. A Abordagem do Equilíbrio Macroeconômico Interno e Externo

Nos últimos anos, uma conjunção de fatores – que passa pela melhora na percepção internacional a respeito da economia brasileira⁸ e mesmo pelo aumento da liquidez global no período pós-crise de 2008 – colaborou para o aumento nos termos de troca⁹ vivenciados pelo país, valorização do real e certo aumento do déficit em transações correntes.

Nesse ambiente, muitos pesquisadores procuram avaliar qual seria a taxa de câmbio de equilíbrio para a economia brasileira. Em face dos fundamentos econômicos, Marçal e Barbi (2009) estimara que, no primeiro trimestre de 2008, o real estava de 16% a 19% sobrevalorizado. À época de sua análise, Marçal ressaltava que “uma parte relevante da valorização [...] pode ser explicada pela melhoria dos fundamentos da economia brasileira, especialmente os ganhos nos termos de troca e a queda do passivo externo líquido. Há alguns sinais de que essa trajetória virtuosa talvez tenha se esgotado — em especial, a economia brasileira começou a operar em 2008 com déficits em transações correntes. Embora sejam financiáveis e moderados no futuro próximo, esses déficits podem, num prazo mais longo, estancar a melhoria de fundamentos recentes e exigir ajustes da taxa de câmbio”.

Em trabalho conjunto com Barbi (2010), Marçal também obteve evidências de que os termos de troca, o Passivo Externo Líquido e o diferencial de produtividade explicam a

⁸ O que inclusive permitiu a atribuição do selo *Investment Grade* ao país, uma classificação atribuída a dívidas que sejam consideradas por agências de classificação de risco como de baixo risco de calote

⁹ Termos de Troca dizem respeito à relação entre preços de produtos exportados e preços de produtos importados por um país.

evolução da taxa de câmbio no longo prazo e que havia relevante persistência de desalinhamentos cambiais no decorrer do tempo.

Assim como na pesquisa de Marçal, este trabalho segue a abordagem de um balanço macroeconômico, que tem ênfase numa evolução do Passivo Externo Líquido (PEL) compatível com o equilíbrio interno e externo, conforme a utilizada por Faruquee (1995) e revisitada por Bayoumi, Faruquee e Lee (2005).

Faruquee (1995) avalia as moedas de Estados Unidos e Japão através da abordagem do equilíbrio macroeconômico na determinação da taxa de câmbio.

Nesse formato, a taxa de câmbio real é definida como o valor coerente com o equilíbrio macroeconômico interno (patamar de produção em linha com seu potencial, em conjunto com uma taxa de inflação bem comportada) e externo (que qualquer desequilíbrio em conta corrente seja financiado por uma taxa sustentável de fluxos de capitais).

Uma vez que os fluxos de capitais são apenas transferências internacionais de créditos financeiros, a sustentabilidade da conta de capitais repousa sobre o nível desejado de ativos ou passivos líquidos entre nações (PEL). Assim, nessa abordagem não apenas os fluxos de capital, mas também os estoques de capital externo são relevantes na determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio para a economia – ademais, mudanças no patamar do ativo ou passivo externo líquido no longo prazo, que refletem as alterações nos fundamentos, podem ter consequências de longo

prazo para os preços relativos (e os fluxos de comércio líquido), como parte do mecanismo de ajustamento em direção ao equilíbrio.

Faruqee explica também que fatores que tenham potencial para causar mudanças no comportamento do balanço de pagamentos do país podem ter efeitos de longo prazo sobre a taxa de câmbio real. Dentre esses fatores, o autor destaca a evolução da produtividade dos países, na linha da hipótese elaborada por Balassa (1964) e Samuelson (1964), segundo a qual os diferentes ritmos de ganhos de produtividade nos mais diversos setores da economia podem gerar movimentos nos preços relativos entre bens não comercializáveis versus os comercializáveis e, portanto, sobre a taxa de câmbio real de longo prazo.

Por fim, Faruqee cita que alguns outros elementos podem afetar a taxa de câmbio no longo prazo, dentre os quais, para este trabalho, foi selecionada a relação entre preços de produtos exportados e preços de produtos importados (termos de troca - ToT).

Utilizando o modelo multivariado de cointegração, conforme proposto por Johansen (1988), o autor conclui que, em conjunto, as variáveis avaliadas constituem um vetor de cointegração e, assim, participam na determinação da taxa de câmbio real (CRER) no longo prazo, com exceção dos termos de troca (ToT). De acordo com ele, no caso do dólar norte-americano, os testes de cointegração sugerem que o passivo externo líquido (PEL) e o diferencial de produtividade (PROD) mantêm uma relação de longo prazo com a taxa de câmbio real (tabela 6).

Já para o iene japonês, os resultados são menos evidentes – a conclusão é que “certamente os ganhos de produtividade fazem diferença no comportamento da taxa de câmbio real [do Japão] no longo prazo”, mas a evolução do PEL não parece ter tamanha relevância (tabela 7).

Para ambos os países, os termos de troca não desempenharam papel de grande importância.

**Tabela 6 - Reprodução da tabela de Faruquee:
Testes de Exclusão¹ - Estados Unidos, 1950-1990**

Modelo: $\beta_1 \text{ CRER} + \beta_2 \text{ PEL} + \beta_3 \text{ TOT} + \beta_4 \text{ PROD} + \mu \sim I(0)$

Hipótese Nula	Estatística LR (1) ² (assumindo 1 vetor de cointegração)	Estatística LR (2) (assumindo 2 vetores de cointegração)
$\beta_1 = 0$	9,96*	10,18*
$\beta_2 = 0$	7,81*	8,83*
$\beta_3 = 0$	1,95	2,13
$\beta_4 = 0$	8,78*	8,88*

* indica significância ao nível de 1%

1: a exclusão da constante μ é rejeitada a 1% de significância, tanto no modelo com 1 como no modelo do 2 vetores de cointegração

2: o teste de máxima verossimilhança LR (k) possui distribuição χ^2 (rk), onde k é o número de restrições e r o número de vetores de cointegração

**Tabela 7 - Reprodução da tabela de Faruquee:
Testes de Exclusão - Japão, 1951-1990**

Modelo: $\beta_1 \text{ CRER} + \beta_2 \text{ PEL} + \beta_3 \text{ TOT} + \beta_4 \text{ PROD} + \mu \sim I(0)$

Hipótese Nula	Estatística LR (1) (assumindo 1 vetor de cointegração)	Estatística LR (2) (assumindo 2 vetores de cointegração)
$\beta_1 = 0$	1,89	21,07*
$\beta_2 = 0$	1,61	20,27*
$\beta_3 = 0$	1,76	19,39*
$\beta_4 = 0$	0,81	19,78*

* indica significância ao nível de 1%

Uma década mais tarde, em obra conjunta com Bayoumi e Lee, Faruquee (2005) utilizou modelo semelhante para avaliar o comportamento da taxa de câmbio real de 12 países industrializados, com dados em painel. Mais uma vez, as variáveis foram avaliadas como relevantes no comportamento de longo prazo das taxas e se constatou “forte evidência de que o ritmo de convergência em direção ao equilíbrio é afetado pela magnitude do desvio em relação a esse equilíbrio”.

Os autores apresentam tabela (aqui, a tabela 8) com o desvio de previsões utilizando o modelo de passeio aleatório e utilizando modelos que levam em conta as variáveis cointegradas. No curto prazo, o modelo de passeio aleatório é mais eficiente, mas, com o passar do tempo, sua capacidade de acerto se reduz e os modelos com variáveis cointegradas passam a apresentar resultados mais eficientes.

**Tabela 8 - Reprodução da tabela de Bayoumi, Faruquee e Lee:
Erros nas Projeções (Erro Quadrado Médio)**

Horizonte de Projeção	Passeio Aleatório	Modelo (2)	Modelo (3)
1 ano	0,040	0,017	0,015
2 anos	0,010	0,017	0,017
3 anos	0,014	0,016	0,018
4 anos	0,018	0,017	0,020
5 anos	0,023	0,018	0,018

Seguindo a sugestão destes autores de estender o modelo a nações em desenvolvimento, nessa dissertação é feita uma avaliação semelhante para a taxa de câmbio real do Brasil – porém, com a aplicação de um novo conceito econométrico, conforme será detalhado na seção metodológica. A título de comparação dos resultados, os mesmos testes são aplicados à taxa de câmbio real dos Estados Unidos.

3. Metodologia

3.1. Variáveis Utilizadas

Seguindo a teoria de Faruquee, nessa dissertação é analisada a influência de longo prazo das seguintes variáveis sobre as taxas de câmbio real dos Estados Unidos e do Brasil:

- Termos de Troca (ToT): termos de troca mais favoráveis resultam numa melhor situação em transações correntes e, com isso, possibilitam a vigência de uma taxa de câmbio real mais apreciada, sem acúmulo de desequilíbrio externo. Fonte para dados referentes ao Brasil: Funcex; Fonte para dados referentes aos EUA: FMI.
- Passivo Externo Líquido (PEL): a trajetória de acúmulo de passivos líquidos crescentes no exterior pelos residentes não pode ser sustentada com estabilidade da taxa de câmbio real. À medida que essa se desvaloriza, uma série de incentivos econômicos induz os agentes a reduzirem seus gastos no exterior, o que leva à interrupção dessa trajetória. Logo, existe uma relação entre a taxa de câmbio real e a posição externa líquida do país. Fonte para dados referentes ao Brasil e aos EUA: FMI.
- Diferencial de Produtividade entre Bens Transacionáveis e Não Transacionáveis (BS): seguindo a linha desenvolvida por Balassa (1964) e Samuelson (1964), a variável procura identificar o diferencial de produtividade entre o setor que produz bens transacionáveis (que podem ser comercializados entre os países) e os bens não

transacionáveis. Calculado a partir da relação entre os preços desses dois tipos de bens (IPA/IPC). Fonte de informações para dados referentes ao Brasil: IBGE e FGV. Fonte para dados referentes aos EUA: FMI.

- Taxa de Câmbio Real (CRER): para o Brasil, utilizam-se os índices de preços ao consumidor dos parceiros comerciais e o IPCA brasileiro para a construção do índice de câmbio real. Para os Estados Unidos, utilizam-se os índices de preços ao consumidor dos parceiros comerciais e o CPI norte-americano. (O trabalho desenvolvido é muito similar ao de Nilsson (2004), que utiliza abordagem e metodologia parecidas para estimar a taxa de câmbio real para a Suécia). Fonte para os dados referentes ao Brasil: FMI e IBGE. Fonte para os EUA: FMI.

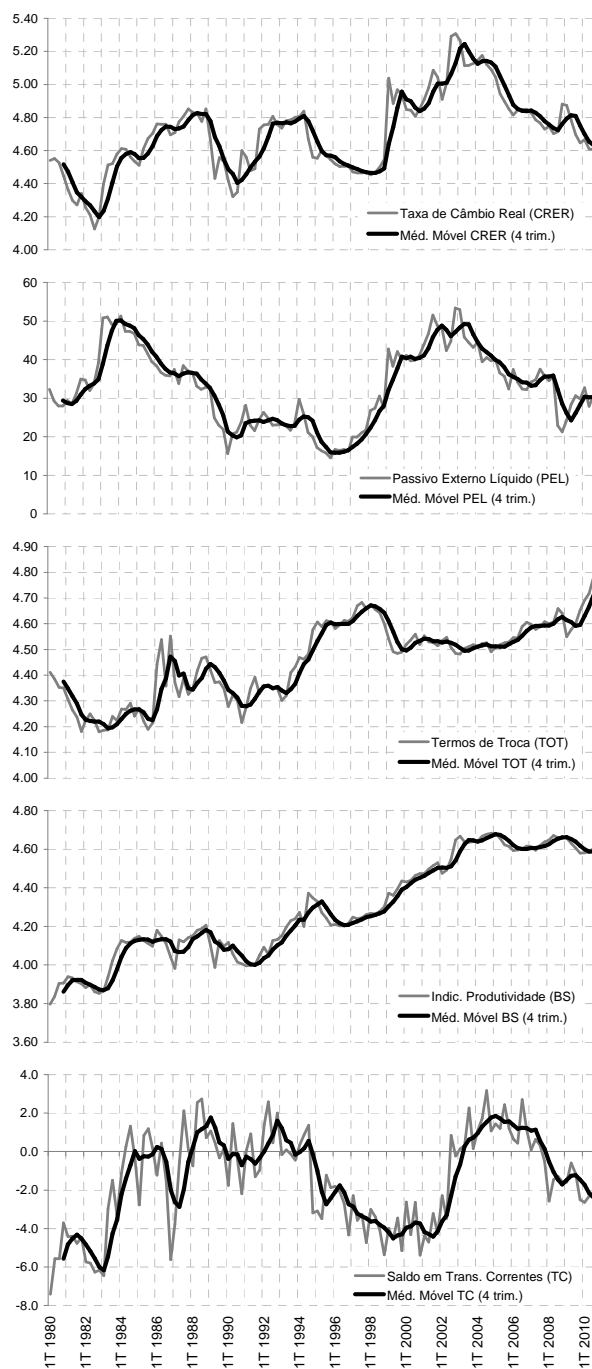
Alternativamente, apenas para o caso brasileiro, é testado o uso do Saldo em Transações Correntes (percentual do PIB) no lugar do Passivo Externo Líquido, uma vez que essas duas medidas de relação externa do país encontram algum paralelo, conforme citado no capítulo anterior (equação 2.4). A fonte desses dados é o IPEA.

Para ambos os países, os dados são trimestrais. No caso do Brasil, o período avaliado vai do quarto trimestre de 1981 ao terceiro trimestre de 2010. Para os EUA, o início da série é o mesmo que para o Brasil, mas seu final se dá no quarto trimestre de 2009.

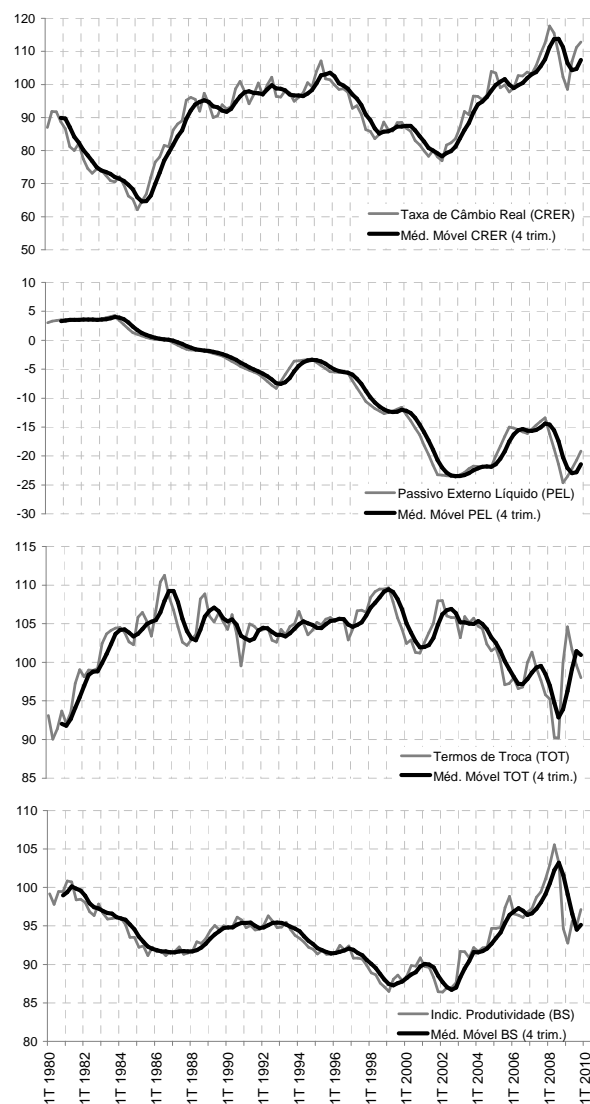
A análise é feita com as médias móveis em quatro trimestres das variáveis consideradas, a fim de evitar possíveis distorções associadas a sazonalidade (conforme sugerido por Bierens (1997; pág. 26)).

Conjunto de gráficos 1: Variáveis utilizadas

Dados utilizados para a análise da moeda brasileira



Dados utilizados para a análise da moeda norte-americana



Para a organização básica dos dados utiliza-se o *software* MS-Excel. Para a análise dessas variáveis, utiliza-se o modelo Multivariado de Cointegração Não Paramétrica de Bierens (1997), disponível no *software* EasyReg International¹⁰.

3.2. Séries Temporais, Estacionariedade e Cointegração

Uma série temporal pode ser entendida como um conjunto de observações sequenciais no tempo e definida como uma função aleatória y de uma variável independente t . Assim, os valores possíveis das séries temporais em um dado tempo t são descritos por uma variável aleatória Y_t e pela distribuição de probabilidades a ela associada.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

O conjunto ordenado de variáveis aleatórias Y_t em associação com sua distribuição de probabilidades é chamado processo estocástico.

Uchôa (2006), citando Hamilton (1994), explica que inferir sobre a natureza dessas distribuições de probabilidade a partir de uma única ou um pequeno número de séries torna-se um exercício de pouca significância prática. Sendo assim é necessário fazer algumas simplificações. Uma das mais importantes é admitir que o correspondente processo estocástico seja estacionário. Considera-se uma série estacionária aquela que está em equilíbrio estatístico, ao passo que numa série não-estacionária as propriedades mudam no decorrer do tempo.

¹⁰ EasyReg International é o *software* para estudos econométricos desenvolvido pelo professor Herman J. Bierens, da universidade do Estado da Pensilvânia, disponível no website <http://econ.la.psu.edu/~hbierens/easyreg.htm>

Quando há estacionariedade, pressupõe-se que a média e a função de autocorrelação de uma série de dados não muda e, portanto, diferentes amostras de uma série de dados estacionária podem ser consideradas como tendo uma mesma média e variância. Apesar de ser bastante útil, o conceito de estacionariedade não pode ser aplicado ou admitido em todas as séries econômicas. É comum que as séries em estudo apresentem algum tipo de tendência (determinística ou estocástica) na sua trajetória temporal.

De acordo com Uchôa, um processo de passeio aleatório é o exemplo mais comum de uma série que contém tendência estocástica (também conhecido como processo de raiz unitária).

Através de alguns métodos de “transformação”, pode-se obter uma série estacionária a partir de um processo com tendência estocástica.

Em geral, variáveis que podem ser tornadas estacionárias através de uma transformação são denominadas variáveis integradas. Uma variável X_t é integrada de ordem d e denota-se por $X_t \sim I(d)$ se tiver que ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária.

No entanto, regredir séries não-estacionárias através de suas diferenças não é o modo mais adequado se existe a suspeita de que elas mantenham determinada relação ao longo do tempo. A fim de definir o conceito de duas séries que são integradas de mesma ordem e mantêm determinada relação ao longo do tempo,

utiliza-se o termo cointegração. As formas adequadas de representação, estimação e testes de hipóteses, foram apresentadas no artigo seminal de Engle e Granger (1987). Para entender o sentido de cointegração, pode-se tomar o seguinte raciocínio: se duas ou mais séries não estacionárias estiverem ligadas por uma combinação de forma que exista uma relação de equilíbrio de longo prazo, então, mesmo que isoladamente contenham uma tendência estocástica, elas manterão um percurso bastante próximo ao longo do tempo. Engle e Granger mostraram que, quando é possível encontrar uma relação entre séries deste tipo que seja estacionária, uma forma adequada de estimação é efetuar uma auto-regressão vetorial em que estejam incluídos os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo.

3.3. Modelo Multivariado de Cointegração Não Paramétrica

Conforme explica Bierens (1997), há algumas alternativas para a elaboração da cointegração multivariada. O professor da Universidade da Pennsylvania cita as propostas de Stock e Watson (1988), Phillips (1991) e as mais populares e utilizadas, de Johansen (1988, 1991) e de Johansen e Juselius (1994).

De acordo com Bierens, essas abordagens têm por base um modelo de correção de erros (VECM) para o processo de raiz unitária de ordem “q”, z_t :

$$\Delta z_t = \Pi_0 d_t + \sum_{j=1}^{p-1} \Pi_j \Delta z_{t-j} + \alpha \beta^T z_{t-p} + e_t \quad (3.2)$$

onde, $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$, d é um vetor de variáveis determinísticas, como uma *dummy* referente a uma constante ou sazonalidade, o $\Pi_{i,j} > 0$ é uma matriz $q \times q$ e α e β são matrizes $q \times r$ de coluna cheia, sendo r o número de vetores de cointegração lineares independentes (colunas de β), e_t é um erro do tipo i.i.d. $N_q(0, \Sigma)$ e $\det(I - \sum_{j=1}^{p-1} \Pi_j L^j)$ que tem todas suas raízes fora do círculo unitário.

Johansen (1988) mostra que o estimador de máxima verossimilhança de β pode ser derivado como a solução de um problema de autovalor generalizado. Testes de hipótese para a razão de verossimilhança sobre o número de vetores de cointegração podem então ser conduzidos com base nesses valores. Além disso, Johansen também propõe testes de razão de verossimilhança para restrições lineares nos vetores de cointegração.

No entanto, esse método de cointegração multivariada por máxima verossimilhança (e os demais que seguem a mesma linha econométrica) exigem parâmetros estruturais, uma vez que cada um deles possui sua própria distribuição de hipóteses nulas para os testes que definem o número de vetores de cointegração a serem utilizados. E a cada elemento adicional incluído na análise (restrições nos vetores de intercepto ou de tendência, por exemplo) levam a novos valores para as hipóteses nulas.

A abordagem proposta por Bierens (1997) traz testes de cointegração consistentes que não precisam de especificação dos processos geradores dos dados, além de algumas condições de regularidade nas estimativas dos parâmetros. Assim, estes testes são completamente não paramétricos. Seus testes são realizados de forma análoga aos testes de Johansen, inclusive o teste de restrições paramétricas sobre os

vetores de cointegração, ou seja, com base na solução ordenada para o problema de autovalor generalizado. Além disso, à semelhança de abordagem de Johansen pode-se estimar de forma consistente os vetores de cointegração, usando os autovetores do problema de autovalor generalizado. No entanto, as duas matrizes utilizadas nesse método são construídas de forma independente do processo gerador dos dados, com base em médias ponderadas de z_t e Δz_t , nas quais os pesos envolvidos são polinômios temporais de Chebyshev¹¹ de mesma ordem [cf. Hamming (1973)].

A idéia básica dessa metodologia (abordagem de cointegração não paramétrica) é que o diferencial no comportamento assintótico de certas ponderações entre as médias e z_t e Δz_t sob cointegração podem ser exploradas para a construção de testes de cointegração. Em particular, estas médias ponderadas podem ser usadas para construir duas matrizes aleatórias, tais que os testes de cointegração sejam baseadas em seus autovalores generalizados.

Uma explicação mais detalhada sobre a forma de construção desta abordagem e suas diferenças em relação à metodologia utilizada por Johansen pode ser encontrada em *Cointegration Analysis* (Bierens, H.; 2010).

Um teste ADF (Augmented Dickey–Fuller, versão aumentada do teste proposto por Dickey e Fuller (1997)) para verificação da não estacionariedade das séries e os testes de cointegração não paramétrica podem ser feitos através do *software* EasyReg International. Os resultados desses testes são apresentados no próximo capítulo.

¹¹ Em alusão ao matemático russo Pafnuty Lvovich Chebyshev

4. Resultados

4.1. Testes de Raíz Unitária

Para verificar a não estacionariedade das séries, aplica-se o teste ADF¹², que tem como hipótese nula (H_0) um processo de raiz unitária com *drift*, e como hipótese alternativa (H_1) um processo estacionário com tendência.

No EasyReg International, esse teste é feito a partir do “t” estatístico de “a”. A hipótese nula é de que o valor de “a” é zero e a hipótese alternativa de que o valor de “a” é maior que zero no modelo auxiliar:

$$z(t)-z(t-1) = a.z(t-1) + b(1).(z(t-1)-z(t-2)) + \dots + b(p).(z(t-p)-z(t-p-1)) + b(p+1) + b(p+2).t + u(t)$$
$$t = p+2, \dots, n, \quad (4.1)$$

no qual $u(t)$ é um ruído branco.

As médias móveis de quatro trimestres testadas para todas as variáveis, tanto para Brasil como para EUA confirmaram a hipótese de não estacionariedade dos dados, com exceção à Taxa de Câmbio Real dos Estados Unidos. Para essa variável, o teste ADF apontou que, se considerarmos 5% de significância, não é possível assegurar que o processo se trata de um passeio aleatório (tabela 9). Ainda assim, tendo em vista a série de estudos anteriores relatando o comportamento de não estacionariedade para a moeda norte-americana, os demais testes foram conduzidos.

¹² O teste ADF (Augmented Dickey–Fuller) de hipótese nula de raiz unitária é realizado a partir da estimação de uma auto-regressão de y_t em função de y_{t-1} e dos termos defasados de Δy_t por mínimos quadrados

Tabela 9 - Teste de Raiz Uniária (ADF) para variáveis dos EUA

H0: Raiz Uniária com Drift; H1: Estacionário com trend Linear

z(t) = mmCRER		z(t) = mmPEL		z(t) = mmTOT		z(t) = mmBS	
MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:	MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:	MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:	MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:
-0.0483	-33.422 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)	-0.0239	-23.082 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)	-0.0393	-16.478 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)	-0.0453	-23.289 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)
p-valor = 0.06000		p-valor = 0.42000		p-valor = 0.77000		p-valor = 0.41000	
E. P. Residual:	0.37358E-002	E. P. Residual:	1.49E+02	E. P. Residual:	4.65E+04	E. P. Residual:	3.31E+04
R quadrado	0.81447	R quadrado	0.96387	R quadrado	0.81043	R quadrado	0.82500
n:	100	n:	100	n:	100	n:	100
Resultado do Teste:		Resultado do Teste:		Resultado do Teste:		Resultado do Teste:	
H0 é rejeitado a 5%		H0 não é rejeitado		H0 não é rejeitado		H0 não é rejeitado	
H0 não é rejeitado a 10%		a 10% de significância		a 10% de significância		a 10% de significância	

Tabela 10 - Teste de Raiz Uniária (ADF) para variáveis do Brasil

H0: Raiz Uniária com Drift; H1: Estacionário com trend Linear

z(t) = mmCRER		z(t) = mmPEL		z(t) = mmTOT		z(t) = mmBS		z(t) = mmTC	
MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:	MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:	MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:	MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:	MQO estimado	Valor-T Região Crítica Assintótica:
-0,0555	-19,981 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)	-0,0362	-26,327 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)	-0,0771	-23,911 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)	-0,0455	-22,210 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)	-0,0679	-2,716 < -3.40 (5%) < -3.13 (10%)
p-valor = 0.60000		p-valor = 0.27000		p-valor = 0.38000		p-valor = 0.47000		p-valor = 0.23000	
E. P. Residual:	2.54E+03	E. P. Residual:	9.13E+04	E. P. Residual:	1.38E+03	E. P. Residual:	1.10E+03	E. P. Residual:	3.44E+04
R quadrado	0.71839	R quadrado	0.72227	R quadrado	0.70786	R quadrado	0.72106	R quadrado	0.56426
n:	103	n:	103	n:	103	n:	103	n:	103
Resultado do Teste:		Resultado do Teste:		Resultado do Teste:		Resultado do Teste:		Resultado do Teste:	
H0 não é rejeitado		H0 não é rejeitado		H0 não é rejeitado		H0 não é rejeitado		H0 não é rejeitado	
a 10% de significância		a 10% de significância		a 10% de significância		a 10% de significância		a 10% de significância	

4.2. Testes de Cointegração Não-Paramétrica para a Taxa de Câmbio Real

Para a taxa de câmbio real norte-americana, o teste de cointegração não paramétrico aponta a existência de 1 vetor de cointegração, utilizando, além da taxa de câmbio real (CRER), as variáveis Passivo Externo Líquido (PEL), Termos de Troca (ToT) e fator de produtividade (BS) (tabela 11).

Tabela 11 - Testes de Cointegração para EUA

r é o número de vetores de cointegração identificados para o sistema
os resultados são calculados a partir das matrizes $A(m)$ e $B(m)$, conforme artigo de Bierens

Hipótese $H_0: r = 0$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 1$:

$m = 4$	Test stat. =	0,00000	0,2 Crit.reg.: (0,0.003)	->	Rejeita H_0
$m = 5$	Test stat. =	0,00427	0,1 Crit.reg.: (0,0.011)	->	Rejeita H_0
$m = 5$	Test stat. =	0,00427	0,05 Crit.reg.: (0,0.005)	->	Rejeita H_0

Hipótese $H_0: r = 1$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 2$:

$m = 4$	Test stat. =	0,21201	0,2 Crit.reg.: (0,0.037)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,21201	0,1 Crit.reg.: (0,0.017)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,21201	0,05 Crit.reg.: (0,0.008)	->	Aceita H_0

Hipótese $H_0: r = 2$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 3$:

$m = 4$	Test stat. =	0,64358	0,2 Crit.reg.: (0,0.134)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,64358	0,1 Crit.reg.: (0,0.076)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,64358	0,05 Crit.reg.: (0,0.046)	->	Aceita H_0

Hipótese $H_0: r = 3$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 4$:

$m = 4$	Test stat. =	561,32500	0,2 Crit.reg.: (0,0.400)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	561,32500	0,1 Crit.reg.: (0,0.244)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	561,32500	0,05 Crit.reg.: (0,0.158)	->	Aceita H_0

Tabela 12 - Cálculo do Vetor de Cointegração para EUA

Generalized Eigenvectors of A w.r.t. $(A+c[A^{-1}]/n^2)^{-1}$ for $m = 8$ and $c = 3$

1,0000000	-0,3535753	0,0379044	-0,0010327
0,0018174	0,0050956	0,0123870	1,0000000
-0,1979945	-0,9131075	1,0000000	-0,0039485
0,1727758	1,0000000	0,9264465	-0,0090662

O espaço dos vetores de cointegração é determinado pelo seguinte vetor padronizado:

CRER	-0,001033
PEL	1,000000
TOT	-0,003949
BS	-0,009066

Seguindo o modelo de Bierens, os testes de exclusão de variáveis aqui aplicados apontam que não é possível eliminar qualquer das variáveis empregadas na constituição do vetor de cointegração, em contraste com o estudo de Faruquee, segundo o qual a variável que mede a evolução dos termos de troca poderia ser excluída do modelo (conforme tabela 6 dessa dissertação).

Ainda assim, guardando certa semelhança com os estudos de Faruquee (consultar tabela 6), é possível inferir que, dentre todas, a variável PEL apresenta maior importância dentro do modelo, sendo altamente rejeitada a hipótese de sua exclusão (tabela 13).

Tabela 13 - Testes de Exclusão no Vetor de Cointegração para EUA

Variável (is) Excluída (s)	CRER	PEL	TOT	BS	CRER e PEL	CRER e TOT	CRER e BS	PEL e TOT	PEL e BS	TOT e BS
Conclusão do Software	Não Permite Excluir ¹	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir ¹	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir ¹	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir
Teste do Traço	3,15	460731	3,47	5,55	399759	3,47	5,91	1472282	1047653	4,48
5%	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32
10%	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14
20%	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14

1: a 10% de significância

No caso brasileiro, também se verifica a existência de 1 vetor de cointegração (tabela 14).

Tabela 14 - Testes de Cointegração para Brasil

r é o número de vetores de cointegração identificados para o sistema

os resultados são calculados a partir das matrizes $A(m)$ e $B(m)$, conforme artigo de Bierens

Hipótese $H_0: r = 0$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 1$:					
$m = 4$	Test stat.	= 0,00001	0,2	Crit.reg.: (0,0.003)	-> Rejeita H_0
$m = 5$	Test stat.	= 0,00017	0,1	Crit.reg.: (0,0.011)	-> Rejeita H_0
$m = 5$	Test stat.	= 0,00017	0,05	Crit.reg.: (0,0.005)	-> Rejeita H_0
Hipótese $H_0: r = 1$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 2$:					
$m = 4$	Test stat.	= 0,02012	0,2	Crit.reg.: (0,0.037)	-> Rejeita H_0
$m = 4$	Test stat.	= 0,02012	0,1	Crit.reg.: (0,0.017)	-> Aceita H_0
$m = 4$	Test stat.	= 0,02012	0,05	Crit.reg.: (0,0.008)	-> Aceita H_0
Hipótese $H_0: r = 2$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 3$:					
$m = 4$	Test stat.	= 0,81656	0,2	Crit.reg.: (0,0.134)	-> Aceita H_0
$m = 4$	Test stat.	= 0,81656	0,1	Crit.reg.: (0,0.076)	-> Aceita H_0
$m = 4$	Test stat.	= 0,81656	0,05	Crit.reg.: (0,0.046)	-> Aceita H_0
Hipótese $H_0: r = 3$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 4$:					
$m = 4$	Test stat.	= 103,57600	0,2	Crit.reg.: (0,0.400)	-> Aceita H_0
$m = 4$	Test stat.	= 103,57600	0,1	Crit.reg.: (0,0.244)	-> Aceita H_0
$m = 4$	Test stat.	= 103,57600	0,05	Crit.reg.: (0,0.158)	-> Aceita H_0

Mas, diferente do que se observa no caso norte-americano, para a moeda brasileira o teste de exclusão permite a retirada da variável que indica a produtividade (BS) quando se considera 10% de significância no teste estatístico. Isso pode ser uma indicação de que as variações de longo prazo na taxa de câmbio real do Brasil dependem da evolução do PEL e dos termos de troca (TOT), mas que a produtividade tem pouca influência sobre essa taxa (tabela 16).

Ademais, é possível observar que a rejeição estatística à hipótese de exclusão da variável termos de troca é a maior dentre os fatores avaliados, num possível sinal de que sua participação na determinação da taxa de câmbio brasileira é maior que para as taxas de câmbio de países desenvolvidos (tabela 16).

Tabela 15 - Cálculo do Vetor de Cointegração para Brasil
Generalized Eigenvectors of A w.r.t. $(A+c[A^{-1}]^m)^{-1}$ for $m = 8$ and $c = 1$

0,0148170	1,0000000	-0,3339208	-0,1951269
1,0000000	-0,0146992	0,0030197	0,0067080
-0,0028776	0,2829647	0,2787957	1,0000000
0,0027303	0,2550759	1,0000000	-0,3439729

O espaço dos vetores de cointegração é determinado pelo seguinte vetor padronizado:

CRER	-0,195127
PEL	0,006708
TOT	1,000000
BS	-0,343973

Tabela 16 - Testes de Exclusão no Vetor de Cointegração para Brasil

Variável (is) Excluída (s)	CRER	PEL	TOT	BS	CRER e PEL	CRER e TOT	CRER e BS	PEL e TOT	PEL e BS	TOT e BS
Conclusão do Software	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Permite Excluir ¹	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir
Teste do Traço	3,67	5,51	14,41	2,42	4,16	16,23	5,36	16,22	4,90	45,09
5%	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32
10%	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14
20%	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14

1: a 10% de significância

Por fim, foi testada a alternativa de se utilizar o Saldo em Transações Correntes em lugar do Passivo Externo Líquido no sistema brasileiro. Nesta configuração, o *software* não acusa a existência de vetores de cointegração (tabela 17).

Tabela 17 - Testes de Cointegração para Brasil (com TC)

r é o número de vetores de cointegração identificados para o sistema
os resultados são calculados a partir das matrizes $A(m)$ e $B(m)$, conforme artigo de Bierens

Hipótese $H_0: r = 0$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 1$:

$m = 4$	Test stat. =	0,19365	0,2 Crit.reg.: (0,0.003)	->	Aceita H_0
$m = 5$	Test stat. =	0,22859	0,1 Crit.reg.: (0,0.011)	->	Aceita H_0
$m = 5$	Test stat. =	0,22859	0,05 Crit.reg.: (0,0.005)	->	Aceita H_0

Hipótese $H_0: r = 1$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 2$:

$m = 4$	Test stat. =	0,51537	0,2 Crit.reg.: (0,0.037)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,51537	0,1 Crit.reg.: (0,0.017)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,51537	0,05 Crit.reg.: (0,0.008)	->	Aceita H_0

Hipótese $H_0: r = 2$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 3$:

$m = 4$	Test stat. =	0,89383	0,2 Crit.reg.: (0,0.134)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,89383	0,1 Crit.reg.: (0,0.076)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	0,89383	0,05 Crit.reg.: (0,0.046)	->	Aceita H_0

Hipótese $H_0: r = 3$; contra hipótese alternativa $H_1: r = 4$:

$m = 4$	Test stat. =	992,82100	0,2 Crit.reg.: (0,0.400)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	992,82100	0,1 Crit.reg.: (0,0.244)	->	Aceita H_0
$m = 4$	Test stat. =	992,82100	0,05 Crit.reg.: (0,0.158)	->	Aceita H_0

Ainda assim, é possível solicitar ao *software* que determine um vetor, que será o mais adequado possível tendo em vista as restrições existentes (tabela 18).

Tabela 18 - Cálculo do Vetor de Cointegração para Brasil (com TC)
Generalized Eigenvectors of A w.r.t. $(A+c[A^{-1}]/n^2)^{-1}$ for $m = 8$ and $c = 1$

0,9979820	1,0000000	0,3848374	0,2469093
1,0000000	-0,2286421	-0,6300348	-0,8640522
0,2799503	-0,5626648	1,0000000	-0,5960945
0,7845180	-0,7798695	-0,0433084	1,0000000

O espaço dos vetores de cointegração é determinado pelo seguinte vetor padronizado:

CRER	0,246909
TC	-0,864052
TOT	-0,596095
BS	1,000000

Com a utilização de TC em lugar de PEL, não é possível eliminar nenhuma das variáveis na constituição do vetor de cointegração (lembrando que esse vetor não foi identificado pelo *software*, mas sim exigido para essa simulação, o que reduz a confiabilidade do teste neste caso específico - tabela 19).

Tabela 19 - Testes de Exclusão no Vetor de Cointegração para Brasil (com TC)

Variável (is) Excluída (s)	CRER	TC	TOT	BS	CRER e TC	CRER e TOT	CRER e BS	TC e TOT	TC e BS	TOT e BS
Conclusão do Software	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir
Teste do Traço	789146	2293543	856774	2636589	1682141	871745	4203287	4423210	1621604	2648459
5%	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32	2,32
10%	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14	3,14
20%	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14	4,14

4.3. Testes de *Cotrend* Não Linear para a Taxa de Câmbio Real

Além dos vetores de cointegração, o EasyReg International permite que se avalie a existência de vetores de tendência não linear comum entre as variáveis (*cotrend* não linear).

Bierens (1999) explica que há tendência não linear comum entre duas ou mais séries temporais quando há uma ou mais combinações dessas séries que sejam estacionárias ao redor de uma tendência ou constante. Nesse caso, pode-se dizer que as séries têm tendências determinísticas não lineares comuns no decorrer do tempo.

O autor afirma que, empiricamente, há indícios de que algumas séries macroeconômicas de longo prazo inicialmente vistas como processos de raiz unitária na realidade sejam séries estacionárias com tendência não linear.

Ele explica também que há alguns exemplos de séries que não compõem um processo de raiz unitária, mas, ainda assim, se comportam como cointegradas, visto que se movem “juntas” no decorrer do tempo. Como relações de cointegração só existem no caso de séries com raiz unitária, há alguma outra explicação para esse comportamento e o pesquisador sugere que, possivelmente, seja a existência de uma tendência não linear comum entre as séries.

Em seu artigo Bierens considera uma tendência não linear do tipo $z_t = g(t) + u_t$, na qual $g(t) = \beta_0 + \beta_1 t + f(t)$, z_t é uma série temporal “ k -variada”; u_t é um processo estacionário com média zero “ k -variado”; e $f(t)$ é uma função de tendência não linear “ k -variada”, que representa mudança estrutural. Então, o *cotrend* não linear é o fenômeno de existência de um vetor θ , tal que $\theta^T f(t) = 0$.

A abordagem de Bierens (1999) permite que se construa, sem a necessidade de parametrização, duas matrizes (\hat{M}_1 e \hat{M}_2), tais que seus autovalores generalizados possam ser utilizados para testar a existência de *cotrend* não linear. O número de vetores de *cotrend* é determinado com base nos autovalores dessas duas matrizes e na distribuição assintótica nula dos testes aplicados sobre estas matrizes.

Nessa dissertação, tanto para a taxa de câmbio norte-americana como para a brasileira foram identificados 3 vetores desse tipo, sinalizando a existência de 3 grandes movimentos nas taxas reais de câmbio dos dois países entre 1980 e 2010 (tabelas 20 e 23).

Testes de exclusão aplicados aos vetores de *cotrend* não permitiram a retirada de qualquer das variáveis, tanto para EUA como para Brasil, o que indica que a tendência é uniforme para todos os fatores analisados nesse período.

Tabela 20 - Teste de Cotrend Não Linear para EUA
Hipótese nula de r vetores contra alternativa de r-1 vetores

r	test statistic	10% critical region (concl.)	5% critical region (concl.)
1	.06723	>0.35183 (accept)	>0.46577 (accept)
2	.12606	>0.53561 (accept)	>0.67420 (accept)
3	.32268	>0.70366 (accept)	>0.86038 (accept)
4	129378,00	>0.86182 (reject)	>1.03454 (reject)

Tabela 21 - Vetores de Cotrend Padronizados para EUA

CRER	0,00662	0,10461	-0,03201
PEL	1,00000	0,07505	-0,00044
TOT	-0,03727	0,90826	1,00000
BS	-0,04190	1,00000	-0,90487

Tabela 22 - Testes de Exclusão no Vetor de Cotrend para EUA

Variável (is) Excluída (s)	CRER	PEL	TOT	BS
Conclusão do Software	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir
Teste Lambda	1,28	0,86	1,25	1,26
5%	0,704	0,704	0,704	0,704
10%	0,860	0,860	0,860	0,860

Tabela 23 - Teste de Cotrend Não Linear para Brasil
Hipótese nula de r vetores contra alternativa de r-1 vetores

r	test statistic	10% critical region (concl.)	5% critical region (concl.)
1	.06454	>0.35183 (accept)	>0.46577 (accept)
2	.09395	>0.53561 (accept)	>0.67420 (accept)
3	.21468	>0.70366 (accept)	>0.86038 (accept)
4	130812,00	>0.86182 (reject)	>1.03454 (reject)

Tabela 24 - Vetores de Cotrend Padronizados para Brasil

CRER	0,03863	1,00000	0,61930
PEL	0,00711	-0,00296	-0,02414
TOT	1,00000	-0,28697	0,49728
BS	-0,52104	-0,47667	1,00000

Tabela 25 - Testes de Exclusão no Vetor de Cotrend para Brasil

Variável (is) Excluída (s)	CRER	PEL	TOT	BS
Conclusão do Software	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir	Não Permite Excluir
Teste Lambda	1,29	1,30	1,31	1,12
5%	0,704	0,704	0,704	0,704
10%	0,860	0,860	0,860	0,860

5. Conclusões

Essa dissertação procura avaliar a existência de vetores de cointegração compostos pela taxa de câmbio real (CRER), o Passivo Externo Líquido (PEL), Termos de Troca (TOT) e um fator de produtividade (BS), que ajudem no entendimento da evolução dessas taxas no longo prazo, utilizando a abordagem de Faruquee (1995).

Tanto para os EUA como para o Brasil, testes de cointegração não paramétrica, conforme proposto por Bierens, mostram a existência de um vetor de cointegração quando se analisa o período de 1980 a 2010.

Testes de exclusão mostram que no caso norte-americano não é possível excluir qualquer das variáveis utilizadas, em contraste com o estudo de Faruquee, no qual notava-se menor relevância da variável termos de troca. Os testes mostram ainda que a variável PEL é aquela que apresenta a menor probabilidade de ser excluída do modelo.

Já para o Brasil, ainda que testes de tendência não linear comum indiquem haver uma uniformidade na tendência de todas as variáveis analisadas, o teste para a variável BS aponta possibilidade de retirá-la do vetor de cointegração, com 10% de significância estatística.

Esse resultado sugere que, ao contrário do que ocorre nos Estados Unidos, no caso brasileiro ganhos de produtividade não tiveram grande influência na determinação da

taxa de câmbio nas últimas décadas. Levando em consideração os coeficientes estatísticos, a variável que parece ter maior relevância na evolução da cotação da moeda brasileira é aquela que mede os termos de troca – um resultado que vem ao encontro das percepções empíricas atuais.

Portanto, é razoável imaginar que a moeda brasileira sofra maior volatilidade que a moeda dos Estados Unidos ou do Japão, por exemplo, uma vez que ganhos de produtividade tendem a ser duradouros, ao passo que os termos de troca possuem um termo cíclico mais pronunciado. Mas essa é uma teoria que precisa ser avaliada em novos estudos acerca do comportamento da taxa da câmbio.

6. Bibliografia

BADANI, P.; HIDALGO, A. (2005). A Taxa de Câmbio Real de Equilíbrio no Brasil.

Universidade Federal de Pernambuco – Econ. Aplic., 9 (4): 543-555, out-dez 2005

BAYOUMI, T; FARUQEE, H; LEE, J. (2005). *A Fair Exchange? Theory and Practice of Calculating Equilibrium Exchange Rates*. IMF Working Paper

BIERENS, H. (1997). *Nonparametric Cointegration Analysis*. Pennsylvania State University, U.S.A., and Tilburg University, the Netherlands

BIERENS, H. (1999). *Nonparametric Nonlinear Co-Trending Analysis, With Application to Interest and Inflation in the U.S..* Pennsylvania State University, Department of Economics, University Park, PA 16802 & Tilburg University, the Netherlands

BIERENS, H. (2010). *Cointegration Analysis*. Pennsylvania State University

BIERENS, H. (2011), "EasyReg International", Department of Economics, Pennsylvania State University (<http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EASYREG.HTM>)

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. (1980). *Exchange Rates and the Current Account*. American Economic Review

ENGLE, R.; GRANGER, C. (1987). *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 (March, 1987), 251-276

FARUQEE, H. (1995). *Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective*. IMF Working Paper

GAGNON, J. (1996). *Net Foreign Assets and Equilibrium Exchange Rates: Panel Evidence*. Federal Reserve – Board of Governors of the Federal Reserve System

HOLLAND, M.; PEREIRA, P. (1999). Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. Escola de Economia de São Paulo – FGV

KRUGMAN, P. (1979). *A Model of Balance-of-Payment Crises*. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, No. 3. (Aug., 1979), pp. 311-325.

LANE, P.; FERRETTI, G. (2000). *The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates*. IMF Working Paper

MARÇAL, E. (2009). *Estimando a taxa de Câmbio Real de Equilíbrio para a Economia Brasileira*. Fundap – Grupo de Conjuntura

MARÇAL, E.; BARBI, F. (2010). *Quo Vadis Real? Estimating the Brazilian Real Exchange Misalignment in Vector Error Correction Model with Structural Change*. Escola de Economia de São Paulo – FGV

MATOS, G.; RESENDE, M. (2005). Determinantes da taxa de câmbio real no Brasil: 1971-2002. Universidade Federal de Minas Gerais – XXXIII Econtro ANPEC

MEESE, R.; ROGOFF, K. (1983). *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies – Do They Fit Out of Sample?*. Journal of International Economics 14 (1983) 3-24. North-Holland Publishing Company

MENDES, L. (2005). *Do Padrão-Ouro a Bretton Woods: Algumas Considerações*. Universidade de Brasília – Departamento de Economia

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K.. (2005). *Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments*

PASTORE, A.; PINOTTI, M.; PAGANO, T. (2010). *Limites ao Crescimento Econômico*

PERDOMO, J.; BOTELHO, F. (2007). *Meese-Rogoff Revisitados: Uma Análise Empírica das Projeções para a Taxa de Câmbio no Brasil*. ANPEC - XXXV Encontro Nacional de Economia (dez/2007)

UCHÔA, C. (2006). *Investigando a Dinâmica da Assimetria nos Preços da Gasolina Brasileira: uma Abordagem de Séries Temporais*. Universidade Federal da Bahia – Faculdade de Ciências Econômicas