

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

YURI VERGES

**DESALINHAMENTO CAMBIAL – TESTANDO PARA A PRESENÇA DE NÃO
LINEARIDADE NO MECANISMO DE AJUSTAMENTO CAMBIAL**

São Paulo

2013

YURI VERGES

**DESALINHAMENTO CAMBIAL – TESTANDO PARA A PRESENÇA DE NÃO
LINEARIDADE NO MECANISMO DE AJUSTAMENTO CAMBIAL**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, como requisito para
obtenção do título de Mestre em
Economia.

Campo de conhecimento:
Macroeconometria

Orientador: Prof. Dr. Emerson F. Marçal

São Paulo
2013

Verges, Yuri.

Desalinhamento Cambial – Testando para a presença de não linearidade no mecanismo de ajustamento cambial. / Yuri Verges. - 2013.

91 f.

Orientador: Emerson Marçal

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Câmbio. 2. Econometria. 3. Cointegração. 4. Modelos econométricos. I. Marçal, Emerson. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 330.115

YURI VERGES

**DESALINHAMENTO CAMBIAL – TESTANDO PARA A PRESENÇA DE NÃO
LINEARIDADE NO MECANISMO DE AJUSTAMENTO CAMBIAL**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, como requisito para
obtenção do título de Mestre em
Economia.

Campo de conhecimento:
Macroeconometria

Data de aprovação:

__/__/__

Banca examinadora:

Prof. Dr. Emerson Marçal (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Pedro Luiz Valls Pereira
FGV-EESP

Prof. Dr. Fernando Antonio Slaibe Postali
FEA - USP

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por me dar saúde, força, serenidade e sempre esperança, razões que me fazem acreditar que não existe ser humano limitado e sim desacreditado, amedrontado. Podemos sempre mais.

À minha mãe, amiga mais que tudo. Quem vibra junto comigo, sabe me ouvir, me aconselhar e me confortar nos momentos mais extremos. Amo-te mãe.

Aos meus pais que, cada um à sua maneira, me ensinou de diferentes modos como olhar à vida.

Ao meu irmão, pelo verdadeiro amigo que é e sempre foi.

Aos meus avós pelo exemplo de vida que foram. Em especial *El meu avi i la meva àvia*, sinto muita falta de vocês. Meus ídolos.

Aos meus amigos e professores. Sem vocês nada teria graça. Em especial ao meu orientador Emerson, pela sua compreensão e atenção constante.

RESUMO

Esta dissertação tem como objetivo a estimação e comparação entre modelos *VECM* com a abordagem de modelos *TVECM*, na modelagem e estudo do desalinhamento cambial e como o ajuste do câmbio real para que proceda. Como estratégia a ser abordada serão considerados modelos de correção de erros com características distintas. Utilizaremos como abordagem linear a técnica de cointegração proposta por Johansen (1988), a abordagem tradicional. Como técnica não linear utilizaremos a abordagem inicialmente proposta por BALKE, FOMBY(1997), que consideram um mecanismo de correção de erros de forma a incorporar características TAR e SETAR. Para a análise da presença ou não de não linearidade na correção de erros entre as séries, foram realizados neste trabalho os testes de Kapetanios, Shin e Snell (2003), Hansen e Seo(2002) e Seo (2006)

Palavras-chave: Câmbio. Desalinhamento cambial.

ABSTRACT

This work aims to estimate and compare VECM models with the TVECM models, in the modeling and study of exchange rate misalignment and how the adjustment of the real exchange rates proceed under a nonlinear modeling scope. Error correction models with distinct characteristics will be addressed as a strategy to study the error correction mechanism. As a linear method, this work will use the cointegration techniques proposed by Johansen (1988), the traditional approach. And as the nonlinear method the approach used was initially proposed by Balke and Fomby (1997), who consider a mechanism for error correction to incorporate features TAR and SETAR. To analyze the presence of nonlinearity in the error correction between time series, were performed in this work the proposed tests by Kapetanios, Shin and Snell, (2003), Hansen and Seo (2002) and Seo (2006)

Keywords: Real Exchange Rate Misalignments.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Coeficientes do Modelo VAR(6) estimado.

Tabela 2 – Critérios de Seleção – Modelo VAR Irrestrito – Série Trimestral – Estados Unidos

Tabela 3 – Testes ARCH-LM e Normalidade do modelo VAR(6) estimado

Tabela 4 - Teste de Portmanteau

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária – Câmbio Real – Estados Unidos - Trimestral

Tabela 6 Teste de Raiz Unitária – Passivo Externo Líquido – Estados Unidos - Trimestral

Tabela 7 – Análise testes de raiz unitária – Câmbio real e Passivo Externo Líquido

Tabela 8 – Teste de Cointegração – Johansen – Estados Unidos - Trimestral

Tabela 9 – Coeficientes do VECM estimado.

Tabela 10 - Coeficientes do TVECM estimado. β fixado igual ao estimado no VECM. *Limiar* apenas no ECT.

Tabela 11 - Coeficientes do TVECM estimado. β fixado igual ao estimado no VECM. *Limiar* em todos os elementos de cada regime.

Tabela 12 - Coeficientes do TVECM estimado. β estimado pelo método do *Gridsearch*. *Limiar* apenas no ECT.

Tabela 13 - Coeficientes do TVECM estimado. β estimado pelo método do *gridsearch*. *Limiar* em todos os elementos de cada regime.

Tabela 14 – Critérios de Informação – Modelos VECM e TVECM – Diversas abordagens

Tabela 15 – Estatísticas – Testes de Não Linearidade – Estados Unidos - Trimestral

Tabela 16 – Sumário – Modelos VAR Irrestrito estimados – Diversos Países - Anual

Tabela 17 – Teste de raiz unitária – Câmbio Real – Sumário – Diversos Países - Anual

Tabela 18 - Teste de raiz unitária – Passivo externo líquido – Sumário – Diversos Países - Anual

Tabela 19 – Modelos VECM e TVECM – Países Diversos - Anual

Tabela 20- Estatísticas – Testes de Não Linearidade – Países Diversos - Anual

Tabela A1 – Estatística t. Parâmetros críticos – Kapetanios *et al*(2003) – Caso com constante

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 LITERATURA SOBRE TAXA DE CÂMBIO	14
2.1 DESALINHAMENTO CAMBIAL – LITERATURA EMPÍRICA.....	14
3 LITERATURA ECONOMETRICA.....	16
3.1 MODELOS ECONOMETRICOS	16
3.1.1 Modelos VAR – Processo Vetor Autorregressivo.....	16
3.1.1 Modelos VECM – Modelos Vetores de Correção de Erros.....	17
3.1.1 Teste de Raiz Unitária – ADF.....	18
3.1.1 Teste de Cointegração – Procedimento de Johansen	19
3.1.2 Modelos TVECM – Modelos Vetores de Correção de Erros com Limiar	20
3.1.2 Teste de Não-Linearidade – Kapetanios, Shin e Snell (2003).....	22
3.1.2 Teste de Não-Linearidade – Hansen e Seo (2002)	24
3.1.2 Teste de Não-Linearidade – Seo (2006)	25
3.1.3 Modelagem Estrutural – Variáveis não observadas	27
4 METODOLOGIA	29
4.1 ANÁLISE DOS DADOS E REALIZAÇÃO DOS TESTES	29
4.1.1 STAMP – Modelagem da série trimestral do Passivo Externo Líquido	30
4.1.2 R – Estimação – Modelos VAR	32
4.1.2 R – Testes de Raiz Unitária – ADF	32
4.1.3 R – Teste de Cointegração – Johansen (1996).....	34
4.1.4 R – Estimação – Modelos VECM.....	34
4.1.5 R – Estimação – Modelos TVECM	35
4.1.6 EVIEWS7 - Teste de Não-Linearidade – Kapetanios, Shin e Snell (2003).....	35
4.1.7 R Teste de Não-Linearidade – Hansen e Seo(2002).....	36
4.1.8 R - Teste de Não-Linearidade – SEO (2006).....	36
5 RESULTADOS.....	37
5.1 BASE DE DADOS	37
5.2 RESULTADOS – CASO TRIMESTRAL - CASO AMERICANO	40
5.2.1 Estimação do VAR Irrestrito	40
5.2.2 Teste de Raiz Unitária.....	42
5.2.3 Teste de Cointegração – Johansen.....	44
5.2.3 Estimação do Modelo VECM	46
5.2.4 Estimação do Modelo TVECM.....	46
5.2.5 Testes de Não Linearidade.....	53

5.3 RESULTADOS – CASO ANUAL - ARGENTINA, BRASIL, CORÉIA, ESTADOS UNIDOS, INGLATERRA, JAPÃO, MÉXICO, TURQUIA	54
5.3.1 Estimação do VAR Irrestrito	54
5.3.2 Teste de Raiz Unitária	56
5.3.3 Estimação do Modelo VECM e TVECM	57
5.3.5 Testes de Não Linearidade	58
6 CONCLUSÃO	60
7 BIBLIOGRAFIA	61
APÊNDICE	67
A Tabela Da Estatística t Calculada Por Kapetanios <i>et al</i> (2003)	67
B - Câmbio Real – Passivo Externo Líquido	67
C - Estimação Do VAR Irrestrito – Anual – Critério De Seleção	71
D - Estimação Do Var Irrestrito – Anual – Teste Portmanteau	73
E - Teste De Raiz Unitária – ADF – Séries Anuais	75
F - Testes De Cointegração	81
G - Relação De Longo Prazo – Vetor De Cointegração	83
H - Modelos VECM E TVECM	87
I - Modelos VECM E TVECM – Resíduos – Anual	89

1 INTRODUÇÃO

Da teoria clássica sobre fatores que determinam a taxa real de câmbio de longo prazo, temos que a Paridade do Poder de Compra (PPC) é o principal determinante sobre o nível desta taxa de um determinado país. Esta sugere que o preço relativo dos bens entre dois países deve convergir no longo prazo quando medido em uma mesma moeda. A teoria citada foi bastante testada na década de 90 e os resultados observados indicam uma alta persistência nos desvios em relação ao nível de equilíbrio do câmbio real. Tal resultado dificulta uma modelagem do fenômeno de ajuste cambial se considerar que este seja rígido de forma a apresentar característica estacionária-linear, fazendo que abordagens, que permitam tal relaxamento, sejam consideradas.

Diversos trabalhos apresentam fatores que tornam a hipótese de não linearidade no mecanismo de ajustamento da taxa de câmbio real plausível. Custo de transação - como custo de transporte, seguro, tarifas, dentre outros - representa um dos fatores que podem contribuir para a presença da existência de regimes distintos no mecanismo de ajustamento cambial. Dumas (1992) constrói um modelo em que duas economias, cada uma com seu estoque de capital, têm residentes que consomem e investem estes estoques de forma a obter retornos reais. O autor endogeneiza o comportamento não linear da taxa real de câmbio através da incorporação de custos de transação de transporte e mostra que no equilíbrio, a taxa de câmbio real desvia da paridade e exibe persistência nos limites da região do desequilíbrio. Sercu, Uppal e Van Hulle (1995) defendem que a taxa de câmbio nominal, em um sistema em que existe a presença de custos de transação, move em uma banda em torno da Paridade do Poder de Compra. O trabalho dos autores estuda o comportamento desta banda e também da taxa de câmbio na presença desta. O modelo explica o porquê da presença de coeficientes abaixo da unidade quando realizando testes de regressão com a Paridade do Poder de compra e o porquê estes coeficientes tendem à unidade em regimes de hiperinflação. O'connell e Wei (1997) examinam a evidência da presença de não linearidades introduzidas pelos custos de transportes no comportamento de preços relativos. O modelo dos autores mostra que o comportamento dos desvios na paridade depende da

importância relativa entre custos de transporte variáveis e fixos. IMBZ et al (2003) defendem a presença de zonas em que a arbitragem não é verificada devido a presença de custos de transação. Em particular, os autores estimam um modelo auto regressivo com limiar em que existem regiões que os diferenciais de preço apresentam baixa tendência à reversão e também regiões em que este regime apresenta forte reversão à média. Isso permitiu aos autores a estimativa dos efeitos do custo de transação no ajustamento do nível do câmbio real e também sobre a velocidade de reversão para o nível de equilíbrio.

Como outro possível fator gerador de não linearidade no ajustamento do câmbio real tem a heterogeneidade entre os agentes compradores e vendedores do mercado de moedas. Taylor e Allen (1992) realizam o estudo entre os principais negociantes de câmbio do mercado londrino e constataam que, pelo menos 90% dos participantes da pesquisa, incorporam fatores não fundamentais, como análise técnica, na formação de opinião. É importante ressaltar que esta forma de ferramenta é de ordem muito subjetiva, sendo totalmente a critério do agente que está realizando a análise dos dados.

Ataques especulativos também podem representar outra fonte geradora de não linearidade sobre o comportamento do câmbio real de uma economia. Flood e Marion (1999) realizam uma análise sobre a literatura de crises na moeda que incorporam este tipo de fator.

Zonas cambiais podem inserir não linearidades no mecanismo de ajustamento do câmbio, pois influenciam na formação das expectativas dos agentes da economia. A simples presença de uma banda cambial pode afetar o comportamento da formação de preço da moeda, mesmo que dentro da banda. Como trabalhos que analisam este comportamento podemos citar os trabalhos de Krugman(1991) e Tronzano, Psaradakis e Sola(2003).

A presença de agentes que impactam o mercado de câmbio, dado o seu tamanho ou capacidade de influência nos preços também, também configura um outro fator que pode gerar efeitos de não linearidade no movimento dos preços relativos entre economias. De Long et al(1988) introduzem um modelo de mercado de ativos em que participantes, com significativo tamanho, tem capacidade de

influenciar os preços e obter lucros significativos. A imprevisibilidade destes participantes impede que os arbitradores atuem de forma agressiva nos mercados, de forma que possíveis desajustes nos preços dos ativos sejam passíveis, mesmo na falta de risco fundamental nesse mercado.

A Heterogeneidade de atuação dos bancos centrais também pode representar um fator gerador de distorções no mercado cambial. Dominguez (1998) explora os efeitos das intervenções dos bancos centrais no comportamento dos mercados de moedas. Como resultado do estudo do autor há indícios de que geralmente intervenções resultam no aumento de volatilidade no mercado cambial, principalmente quando as intervenções não são oficialmente declaradas.

Deste modo, este trabalho objetiva testar a hipótese se existe a presença de efeitos de “não linearidade” no ajustamento do nível do câmbio real. Tal análise foi realizada utilizando as abordagens de Kapetanios, Shin e Snell (2003) – que propõe um teste sobre o mecanismo de erros em que analisa como hipótese nula a presença de linearidade contra a alternativa sendo a presença de não linearidade ESTAR; de Hansen e Seo (2002) - que propõe uma abordagem sobre o mecanismo de correção de erros de um VECM, sendo que como hipótese nula tem a correção de erros sob presença de linearidade contra a hipótese alternativa de não linearidade com um limiar separando os regimes (modelos TVECM); e, como última abordagem realizada, foi analisada a presença de não linearidade sob a perspectiva proposta por Seo (2006) – neste caso o autor desenvolve uma técnica que testa uma hipótese nula de não cointegração contra uma alternativa de cointegração com um limiar separando os regimes de ajustamento. O autor defende que o poder deste teste, quando se compara a hipótese nula contra a alternativa, é superior aos testes de cointegração convencionais.

Este trabalho se encaixa na literatura que procura realizar o estudo do mecanismo de ajuste do nível do câmbio para o seu nível de equilíbrio. Tal estudo é de grande importância tanto para os formuladores de política econômica, quanto para os agentes do setor privado, pois permite entender melhor o comportamento dos ajustes da moeda de um determinado país, auxiliando em um melhor planejamento dos gastos e das decisões de investimento.

O trabalho está dividido em oito seções. Uma introdução, uma revisão sobre a literatura do desalinhamento cambial e uma revisão bibliográfica sobre as metodologias econométricas a serem abordadas são tratadas inicialmente. Nas seções finais foram abordadas a metodologia de comparação entre os modelos, seus resultados, as conclusões obtidas com a realização dos testes, a bibliografia do trabalho e um apêndice.

2 LITERATURA SOBRE TAXA DE CÂMBIO

2.1 DESALINHAMENTO CAMBIAL – LITERATURA EMPÍRICA

Existem diversos estudos que tem como objetivo a determinação do que seria o nível de equilíbrio da taxa de câmbio real para uma economia e como o mecanismo de ajustamento ocorre quando o câmbio real se encontra fora do equilíbrio. Uma revisão não extensiva é realizada.

Goldfajn e Valdes (1999), sob a hipótese de que o nível da taxa de câmbio é importante para a explicação de futuros colapsos e desvalorizações do câmbio real, os autores analisam a probabilidade de desvalorização, para diversos níveis, para uma amostra de 93 países. Os autores concluem que o ajustamento de forma suave, sem colapsos, é pouco provável, sendo este preponderantemente nominal.

Mccown *et al*(2007) realiza um estudo que analisa as diversas metodologias empíricas disponíveis para a estimação do desalinhamento cambial e salienta que é difícil para qualquer modelo descrever de forma adequada todas as características de economias modernas que são relevantes para a determinação do movimento do câmbio real. A primeira conclusão determinada pelos autores é da limitação dos modelos existentes na incorporação de características relevantes das economias, tendo como exemplo o mercado financeiro.

Muitas das metodologias existentes são embasadas na análise das relações de troca e não incorporam as influencias de mercado na precificação do câmbio real. Outra importante conclusão dos autores é de que as modelagens do nível de

equilíbrio do câmbio real tem que ser analisadas dentro do arcabouço matemático em que o modelo foi construído.

Dufrenot *et al* (2006) encontra evidências de não linearidade para o ajustamento do câmbio real para a amostra de países testadas pelo autor. Ele propõe um teste de raiz unitária contra cointegração STAR.

Dufrenot *et al* (2008) analisa a dinâmica de ajustamento da taxa de câmbio real tentando discriminar se este processo é caracterizado por uma dinâmica com memória curta seguindo um processo STAR ou se este segue um processo com linearidade na média de longa memória ARFIMA. Para a amostra de cinco países utilizada pelo autor não foi possível a generalização de uma modelagem única para o fenômeno do ajustamento, sendo que existiram casos em que uma dinâmica de longa memória se ajusta melhor ao fenômeno (caso francês), casos em que a não linearidade na média é a modelagem mais adequada (caso alemão) e casos em que é inconclusivo qual modelagem representa melhor ajustamento aos dados (caso do reino unido e dos países baixos).

Chand (2001) realiza um estudo para a Austrália em que o taxa de câmbio real de equilíbrio é modelada em função de variáveis fundamentais, e que esta corrige segundo um mecanismo de correção de erros, similar a abordagem aqui realizada. Como variáveis utilizadas pelo autor para a análise do estudo de desalinhamento ele utiliza a produtividade do trabalho, o percentual que o investimento tem sobre o PIB (investimentos tem alto grau de bens importados na sua constituição) e transações correntes como percentual do PIB (medida de abertura da economia). Marçal (2011) realizou estudo similar para o câmbio real brasileiro, contudo ele utilizou como variáveis fundamentais os termos de troca, o passivo externo líquido, o diferencial de produtividade entre os bens transacionáveis e não transacionáveis, a paridade real das taxas de juros. Marçal e Ribeiro (2011) realizaram estudo seguindo abordagem similar a Marçal (2011) para o caso americano. Égert (2002) e Égert *et al* (2004) realizam um estudo em que estimam a relação entre o passivo externo líquido de economias em transição na Europa (Hungria, Polônia, Eslováquia, Eslovênia e República Tcheca) e o respectivo câmbio

real de cada economia. Os autores obtêm alguns resultados que não são esperados e sugerem que uma análise prudente seja realizada sobre as relações estimadas.

Bénassy-Quéré *et al* (2008) realizam a comparação de diversas metodologias para analisar o desalinhamento e tentam realizar uma abordagem que unifique um tratamento do comportamento cambial baseado no comportamento dos agentes (fluxos) a uma análise baseada em fundamentos, dado que os autores mostram que cada abordagem analisada atuam em um horizonte de tempo distinto. O estudo realizado pelos autores é feito sobre o eurodólar.

Camarero *et al* (2002) realizam uma abordagem econométrica para o estudo do comportamento da taxa de câmbio real do dólar. Primeiro, através de técnicas de painel dinâmicas, os autores estimam um modelo de correção de erros para a taxa de câmbio real do dólar contra sete economias desenvolvidas. Como segunda parte do estudo, os autores agregam as variáveis referentes à zona europeia e estimam um modelo para o eurodólar real através do uso de técnicas de séries temporais. O objetivo dos autores quando realizando as duas abordagens foi a comparação do resultado obtido em cada uma delas, chegando a resultados similares.

Macdonald (1999) realizam uma abordagem baseada em métodos de cointegração multilaterais. O autor implementou este estudo para as taxas de câmbio real americana, alemã e japonesa para o período entre 1974 a 1993 e detecta a evidência da presença de relações de longo prazo para estas. O autor utiliza essas relações estimadas de longo prazo para a construção de um modelo com equações dinâmicas e demonstra que este modelo tem melhor resultado a um passeio aleatório.

3 LITERATURA ECONOMETRICA

3.1 MODELOS ECONOMETRICOS

3.1.1 Modelos VAR – Processo Vetor Autorregressivo

Como definido em Hamilton (1994), um processo Vetor auto regressivo de ordem p , denotado VAR(p), é uma generalização vetorial de uma modelagem de séries temporais que seguem um processo auto regressivo

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

No qual y_t é um vetor de dimensão $n \times 1$, c é um vetor de constantes de dimensão $n \times 1$, Φ_j é a matriz dos coeficientes auto regressivos $n \times n$ e ε_t é uma generalização vetorial de um ruído branco em que

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_t] &= 0 \\ E[\varepsilon_t \varepsilon_\tau] &= \begin{cases} \Omega, & \text{para } t = \tau \\ 0, & \text{para } t \neq \tau \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

Ω representa a variância para os resíduos dos modelo proposto.

O processo y_t é dito estável se o polinômio característico deste não tiver raízes dentro ou sobre o círculo unitário, ou seja,

$$\det(I_n - z\Phi_1 - z^2\Phi_2 - \dots - z^p\Phi_p) \neq 0 \text{ para } |z| \leq 1 \quad (3)$$

Em que I_n representa uma matriz identidade e z representa as raízes do polinômio característico.

3.1.1 Modelos VECM – Modelos Vetores de Correção de Erros

Suponha que y_t é um vetor composto por variáveis integradas de ordem $I(d)$

Definição: Define-se um modelo VECM de ordem p como

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \alpha \beta' y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad \text{em que } t = 1, \dots, T \quad (4)$$

quando a matriz $\Pi_{p \times p} = \alpha_{p \times r} \beta'_{r \times p}$ tem posto reduzido, ou seja, $r \leq p$ de modo que seja possível escrever uma relação de dependência entre as variáveis do vetor do modelo acima de modo a eliminar a não estacionariedade gerada pelo termo $\alpha \beta' y_{t-1}$

O vetor α têm dimensões $r \times p$ e representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros de cointegração, que configura uma visão sobre as relações de curto prazo entre os ajustamentos de entre as variáveis y_t .

O vetor β' têm dimensões $r \times p$ e representa as relações estacionárias de cointegração entre as variáveis do modelo, que configura uma visão sobre as relações de longo prazo entre as variáveis y_t .

3.1.1 Teste de Raiz Unitária – ADF

O procedimento de teste consiste no teste de 3 regressões com três diferentes combinações da componente determinística.

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Nos modelos acima y_t representa a série temporal sendo analisada; β_1 , β_2 , π , γ_j são constantes; t representa o termo de evolução temporal e ε_t o resíduo do modelo que é assumido independente e identicamente distribuído seguindo uma distribuição normal.

Como estatísticas do teste ADF temos:

- τ_3 como sendo a estatística t que teste $H_0 : \pi = 0$ contra $H_a : \pi < 0$ na equação (5)
- ϕ_2 como sendo a estatística razão de máxima verossimilhança que testa $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \pi = 0$ na equação (5)

- ϕ_3 como sendo a estatística razão de máxima verossimilhança que testa $H_0 : \beta_2 = \pi = 0$ na equação (5)
- τ_2 como sendo a estatística t que teste $H_0 : \pi = 0$ contra $H_a : \pi < 0$ na equação (6)
- ϕ_1 como sendo a estatística razão de máxima verossimilhança que testa $H_0 : \beta_1 = \pi = 0$ na equação (6)
- τ_1 como sendo a estatística t que teste $H_0 : \pi = 0$ contra $H_a : \pi < 0$ na equação (7)

Essas estatísticas são construídas como uma estatística t e F comuns, contudo as distribuições destas precisam ser estimadas, pois não seguem tais distribuições. MACKINNON (1996) determina uma estimativa para a distribuição destas estatísticas no seu trabalho.

3.1.1 Teste de Cointegração – Procedimento de Johansen

É importante ressaltarmos que uma modelagem VECM faz sentido apenas quando o vetor y_t é composto por variáveis integradas e quando existem relações de cointegração entre elas, de tal modo que o modelo como o descrito na equação (4) tenha em sua constituição apenas relações que sejam estacionárias. Deste modo, para a determinação da existência ou não de relações de cointegração no modelo VECM proposto em (4), este trabalho utilizou do teste proposto por Johansen e Juselius (1990) que consiste na análise do posto da matriz $\Pi_{p \times p} = \alpha_{p \times r} \beta'_{r \times p}$.

De forma resumida, como descrito em Johansen e Juselius (1990), se o posto de $\Pi_{p \times p}$, r , for igual a zero, não existem relações de cointegração entre as variáveis do modelo; se este for completo, todas as séries temporais sendo analisadas no modelo são estacionárias (integradas de ordem zero), ou seja, não existe relação comum no longo prazo entre as séries temporais; e caso o posto da

matriz $\Pi_{p \times p}$ seja reduzido, ou seja, $0 < r < p$, existe uma combinação linear no longo prazo comum às séries temporais sendo analisadas, ou seja, existe relação de cointegração entre as variáveis.

Johansen e Juselius (1990) propõe que a análise do posto da matriz seja feito através de um teste em que as hipóteses são

$$H_0 : r = r_0 \text{ contra a hipótese alternativa } H_1 : r_0 < r < r_1 \quad (8)$$

Através de uma estatística razão de máxima verossimilhança dada por

$$\lambda_{LR}(r_0, r_1) = -T \sum_{i=r_0+1}^{r_1} \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

$\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_r$ são os autovalores da matriz $\Pi_{p \times p}$.

Permitindo que r_1 tenha diferentes valores no intervalo $[r_0 + 1, r]$, é obtido as diferentes versões da análise proposta por Johansen. Para $r_1 = r_0 + 1$, o teste do traço estará sendo realizado. Se $r_1 = r$, o teste do máximo auto-valor será o da vez.

3.1.2 Modelos TVECM – Modelos Vetores de Correção de Erros com Limiar

Existem diversos argumentos que defendem a não-linearidade nos ajustamentos em relação ao equilíbrio de longo prazo. Segundo Balke e Fomby(1997), o conceito de cointegração supõe que o termo de correção de erros é definido de forma em que os ajustamentos em relação ao equilíbrio de longo prazo ocorre de maneira a obedecer um regime único para todo instante de tempo. A presença de custos de transação na economia, bandas de arbitragem segundo a teoria de finanças, políticas macroeconômicas com estabilizadores automáticos, geram não-linearidade na forma em que o mecanismo de correção de erros acontece, fazendo com que este muitas vezes possa ser composto por mais de um regime dependendo do desvio do equilíbrio de longo prazo.

Outro ponto também defendido quando se fala em ajustamentos não lineares, retoma à questão da possibilidade de existirem de diferentes regimes no mecanismo de ajustamento de uma série: não necessariamente pequenos desvios se ajustam da mesma maneira que desvios maiores. Como exemplo de variáveis que modelos com limiar se ajustam com melhora significativa se comparados à modelagem linear tradicional, pode-se citar o estudo realizado por Chauvet, Lima e Vasquez, (2002) em que é utilizada uma modelagem do PIB brasileiro de forma a incorporar não linearidade, tendo um melhor resultado para momentos de quebra estrutural.

Balke e Fomby(1997) introduziram o conceito de cointegração com limiar entre regimes, em que os ajustamentos para o equilíbrio de longo prazo entre variáveis relacionadas não eram necessários ocorrer de forma instantânea. Nesta abordagem os autores sugeriram a possibilidade da existência de um limiar segregando diferentes regimes sendo que o mecanismo de ajustamento se comporta de maneira distinta de forma a incorporar não linearidade na média deste processo. Este tratamento possibilita a inserção de conceitos como, por exemplo, bandas de arbitragem.

Deste modo, é definido um modelo de cointegração com limiar como sendo uma extensão de um modelo VECM, como definido em (4), contudo com o mecanismo de ajustamento dependendo do regime em que se encontra

$$\Delta y_t = C + \begin{cases} \begin{bmatrix} a_{xl} \\ a_{yl} \end{bmatrix} ECM_{L,t-1} \\ \begin{bmatrix} a_{xh} \\ a_{yh} \end{bmatrix} ECM_{H,t-1} \end{cases} + \Pi \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

O modelo proposto acima se divide em dois regimes, sendo que o mecanismo de correção de erros ECM_i , depende do regime em que o sistema se encontra. Este é limitado por um limiar θ .

3.1.2 Teste de Não-Linearidade – Kapetanios, Shin e Snell (2003)

Kapetanios, Shin e Snell (2003) propõe um procedimento para a detecção da presença de relações de cointegração não lineares em um contexto de um mecanismo de correção de erros STAR (Smooth Transition Autorregressive Process). Inicialmente, os autores propõe o modelo de regressão linear em que u_t , dependendo do seu formato, garante a existência de cointegração.

$$y_t = \beta' x_t + u_t \quad (11)$$

O termo u_t representa a parte do modelo de regressão que não é explicada pela relação linear entre y_t e x_t . Se o comportamento deste termo não for da forma ruído branco e for presente autocorrelação nesta variável é possível a existência de um processo que defina esse mecanismo de ajustamento entre as variáveis y_t e x_t .

Para a proposição do teste em que é permitida a presença de não linearidade no mecanismo de ajustamento, os autores propõe o seguinte mecanismo de correção de erros

$$\Delta u_t = F(u_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

em que $F(u_{t-1})$ contempla formas funcionais das mais diversas formas e o termo ε_t representa os resíduos independente e identicamente distribuídos seguindo uma distribuição normal. Para o trabalho dos autores este é um funcional ESTAR (Processo Autorregressivo com Limiar Exponencial Suave)

$$F(u_{t-1}) = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2} \right) \quad (13)$$

Deste modo a equação acima toma a seguinte forma

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2} \right) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Para que a modelagem permita o tratamento para correlação serial e exogeneidade fraca, Kapetanios, Shin e Snell (2003) propõe um modelo em que o processo de geração de dados segue um modelo VAR com lag de ordem $p+1$

$$y_t = \sum_{i=1}^{p+1} \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t, t=1, 2, \dots, T \quad (15)$$

$\Phi_i, i=1, \dots, p+1$, com dimensão $(k+1) \times (k+1)$

Reescrevendo o modelo acima na sua forma ECM e após algum tratamento algébrico, os autores obtêm a seguinte forma generalizada de um mecanismo de correção de erros não linear ESTAR

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi'_i \Delta y_{t-i} + e_t, t = 1, \dots, T \quad (16)$$

Para a realização do procedimento de teste, e evitar o problema de que γ não é identificado sob a hipótese nula, os autores, seguindo Luukkonen *et al*(1988), expandem o termo $\gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right)$ em séries de Taylor para a hipótese nula em que $\theta = 0$, aproximando a equação acima para

$$\Delta y_t = \delta u_{t-1}^3 + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi'_i \Delta y_{t-i} + e_t, t = 1, \dots, T \quad (17)$$

Deste modo, os autores mostram que uma estatística t para $\delta = 0$ (não existência de cointegração) contra uma hipótese alternativa $\delta < 0$ (existência de cointegração não linear ESTAR) pode ser determinada. Esta é denotada como sendo

$$t_{NLECM} = \frac{\hat{u}_{-1}^3 Q_1 \Delta y}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{u}_{-1}^3 Q_1 \hat{u}_{-1}^3}} \quad (18)$$

Tal que

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta y_t - \hat{\delta} \hat{u}_{t-1}^3 + \hat{\omega}' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \hat{\psi}'_i \Delta y_{t-i} \right)^2 \quad (19)$$

3.1.2 Teste de Não-Linearidade – Hansen e Seo (2002)

Hansen e Seo (2002) analisam um modelo TVECM de dois regimes com um vetor único de cointegração em que o limiar atua sobre mecanismo de correção de erros.

$$\Delta y_t = \begin{cases} A'_1 y_{t-1}(\beta) + \varepsilon_t & \text{se } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A'_2 y_{t-1}(\beta) + \varepsilon_t & \text{se } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (20)$$

Este modelo pode ser escrito alternativamente na forma

$$\Delta y_t = A'_1 y_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A'_2 y_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + \varepsilon_t \quad (21)$$

em que

$$\begin{cases} d_{1t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma) \\ d_{2t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) > \gamma) \end{cases} \quad (22)$$

O modelo é composto por dois regimes em que A'_1 e A'_2 determinam a dinâmica do modelo em cada regime; d_{it} representa um funcional *dummy* em que para i igual a 1 o modelo se encontra no regime 1 e para i igual a 2 o modelo se encontra no regime 2; β representa a relação de longo prazo entre as variáveis presentes no vetor y_t ; γ representa o limiar que separa os regimes 1 e 2. Este modelo permite que todos os seus coeficientes possam ser dependentes do regime em que o mecanismo de correção de erros esteja atuando, salvo o caso do vetor de cointegração que é único para os dois regimes. Os erros no modelo acima são independentes e identicamente distribuídos segundo uma distribuição normal.

Hansen e Seo (2002) definem que o limiar apenas atua se existir uma probabilidade finita de se existir um mecanismo de correção de erros que dependa do estado em que este se encontrava. Deste modo, os autores impõe esta restrição de maneira que

$$\pi_0 \leq P(w_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \Delta y_t \quad (23)$$

em que π_0 representa o parâmetro de corte da amostra. Este parâmetro define o percentual mínimo da amostra necessário que de deverá pertencer em cada regime. Os autores usam este parâmetro igual a 5% para aplicações empíricas.

Para a estimação de (21), dado que os termos dos erros são considerados gaussianos independentes identicamente distribuídos, os autores propõe que seja feita através da maximização de uma função de probabilidade gaussiana.

$$L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log \Sigma - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i(A_1, A_2, \beta, \gamma)' \Sigma^{-1} \varepsilon_i(A_1, A_2, \beta, \gamma) \quad (24)$$

A estimação por máxima verossimilhança dos parâmetros $(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ é composta pelos valores que maximizam a função de probabilidade acima.

Como hipótese H_0 os autores tem que o modelo proposto tem seu mecanismo de correção de erros atuando de forma linear como em um VECM ($A_1 = A_2$) e, como hipótese alternativa, estes mecanismos de correção de erros atuam de forma a apresentar um limiar entre regimes distintos.

Como estatística de teste proposta, é utilizada uma estatística multiplicador de lagrange (LM) sob as justificativas de baixo custo computacional e também de que testes de razão de máxima verossimilhança e testes de Wald necessitam uma teoria sobre a distribuição dos parâmetros estimados. Entretanto, no momento da realização do estudo, os autores apenas conjecturavam que os testes eram assintóticos equivalentes ao teste LM. Esse trabalho foi finalizado por SEO(2006).

3.1.2 Teste de Não-Linearidade – Seo (2006)

Seo(2006) considera um modelo TVECM da forma

$$\Phi(L) \Delta y_t = \alpha_1 z_{t-1} 1\{z_{t-1} \leq \gamma_1\} + \alpha_2 z_{t-1} 1\{z_{t-1} \geq \gamma_2\} + \mu + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, n \quad (25)$$

$\Phi(L)$ é o operador polinomial lag de ordem q $\Phi(L) = I - \Phi_1 L^1 - \dots - \Phi_q L^q$.

O mecanismo de correção de erros é definido como pelo funcional $z_t = y_t' \beta$ para um dado vetor de cointegração β . O limiar $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)$, que satisfaz $\gamma_1 \leq \gamma_2$, tem valores no conjunto compacto Γ ; α_1 , α_2 e μ representam constantes no modelo acima. Outra característica importante deste modelo é que ele permite para regiões de não ajustamento, característica do modelo que permite a modelagem de fenômenos como intervenções de política, como por exemplo, estabilizadores automáticos. Os erros no modelo acima são independentes identicamente distribuídos segundo uma distribuição normal.

Restrições no modelo acima como $\alpha_1 = \alpha_2$, $\gamma_1 = -\gamma_2$, $\gamma_1 = \gamma_2$ são comuns.

Segundo as restrições mencionadas no parágrafo anterior existem quatro possíveis hipóteses a serem testadas, fazendo com que uma estratégia adequada de teste seja necessária.

Hansen e Seo (2002) tem como hipótese H_0 : “Cointegração Linear”, contra uma hipótese alternativa H_a : TVECM de dois regimes.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 \text{ e } \gamma_1 = \gamma_2 \text{ sujeitos a } \alpha_1 \text{ e } \alpha_2 \neq 0 \quad (26)$$

SEO (2006) propõe como hipótese de teste H_0 a não existência de cointegração linear

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0 \quad (27)$$

contudo, sobre a hipótese nula, o limiar não é identificado, o que torna o teste não convencional.

Como estatística de teste Seo(2006) propõe o uso da estatística *supremum Wald* (supW). Este teste é tipicamente aplicado nos modelos VECM linear para testar a hipótese H_0 de não cointegração contra H_a em que existe uma relação de cointegração que somente é conhecida sobre a hipótese alternativa. Outra característica que o autor ressalta sobre este teste é, sob normalidade, a estatística supW é assintoticamente equivalente à estatística LR.

3.1.3 Modelagem Estrutural – Variáveis não observadas

Este tópico tem como objetivo introduzir a teoria da técnica implementada na reconstrução do dado do passivo externo líquido para o caso norte americano. Para o período entre 1976 e 2005 é disponível a série com valorização patrimonial para o período anual apenas. Para o mesmo período é disponível a série trimestral dos fluxos de ativos, ou seja, os fluxos do passível externo líquido sem a componente de valorização patrimonial. Deste modo, para a construção de uma série trimestral de modo a tentar incorporar a componente de reavaliação patrimonial, foi utilizada a técnica de modelagem estrutural de variáveis não observadas.

Harvey (2003) propõe uma metodologia para a decomposição de séries de tempo em componentes de tendência, sazonais, cíclicos e irregulares através de um filtro de Kalman. O autor propõe que as séries de tempo estruturais sejam colocadas na forma de espaço-estado, sendo o estado representado pelas componentes não observadas do modelo. O estado é atualizado pelo filtro de Kalman que atualiza o estado a cada nova informação.

Desta forma o autor propõe uma decomposição da série na forma estrutural

$$\begin{aligned}
 y_t &= \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \\
 \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\
 \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t \\
 \gamma_t &= \sum_{j=1}^{\frac{s}{2}} \left(\gamma_j \cos(\lambda_j t) + \text{sen}(\lambda_j t) \right) \\
 \lambda_j &= 2\pi \frac{j}{s} \\
 \psi_t &= \cos(\lambda_c) \psi_{t-1} + \text{sen}(\lambda_c) \psi_{t-1}^* + k_t \\
 \psi_t^* &= -\text{sen}(\lambda_c) \psi_{t-1} + \cos(\lambda_c) \psi_{t-1}^* + k_t^*
 \end{aligned} \tag{28}$$

Em que μ_t representa a componente de tendência, γ_t a componente sazonal, ψ_t a componente cíclica, λ_j a frequência da sazonalidade e os termos ε_t , η_t , ξ_t , k_t e k_t^* representam resíduos identicamente e independentemente distribuídos seguindo uma distribuição normal.

Em seguida é necessário escrever este modelo no formato espaço-estado. Neste tipo de modelagem se realiza uma decomposição entre o espaço e em uma equação de estado, sendo que esta última tem como função atualizar o sistema de equações. Na forma geral, temos que o modelo de espaço estado pode ser escrito como

$$y_t = Z_t \alpha_t + X_t b + G_t u_t \quad (29)$$

com uma equação de transição que permite os estados α_t evoluírem de acordo com o processo autoregressivo

$$\alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + W_t b + H_t u_t \quad (30)$$

A equação de transição é inicializada com o ponto de entrada

$$\alpha_1 = W_0 b + H_0 u_0$$

Temos também que o vetor de regressores b e o processo u_t são assumidos independentes e normalmente distribuídos

$$\begin{aligned} u_t &\sim NID(0, \sigma^2 I) \\ b &= c + B\delta \\ \delta &\sim N(\mu, \sigma^2 \Lambda) \end{aligned} \quad (31)$$

As matrizes de Z_t e T_t são matrizes fixas que contém valores conhecidos. As matrizes do sistema de regressão X_t e W_t são sempre conhecidas. Desta forma, cada componente da decomposição estrutural realizada acima – tendência, sazonal e cíclica – deve ser especificada como uma componente do vetor y_t e o sistema acima deverá ser estimado recursivamente.

4 METODOLOGIA

Este trabalho utilizará abordagem sobre câmbio real como a realizada no trabalho de Marçal (2011), em que se analisa o desalinhamento cambial em função de variáveis fundamentais. Para a estimação da taxa real de equilíbrio, o autor sugere que não é possível uma manutenção de uma trajetória de piora da posição externa líquida sem que exista deterioração no valor do câmbio real. Marçal(2011) segue as recomendações de Kubota(2009) e Faruquee(1995) em que são empregadas as seguintes variáveis, obtidas a partir de um modelo teórico: câmbio real, passivo externo líquido, termos de troca, produtividade relativa entre bens transacionáveis e não transacionáveis e diferencial de juros real. Aqui faremos a análise do comportamento do mecanismo de ajustamento em função do passivo externo líquido da economia, como em Égert(2002) e Égert *et al*(2004). A escolha do passivo externo líquido no trabalho do autor é justificada pelo modelo teórico proposto por Montiel (1999): a riqueza líquida acumulada pelas famílias para uma economia aberta é estocada na forma de moeda local, títulos do país local e títulos da economia exterior. Deste modo, o mecanismo de ajuste para esta economia quando em momentos de desequilíbrio se dá através de ajustes no nível de riqueza das famílias e/ou no nível do câmbio segundo essa abordagem.

Uma base de dados que seja a mais longa possível e confiável configura um determinante fator em qualquer análise estatística. Deste modo escolheu como foco desta análise o caso norte americano, dada a facilidade na obtenção de estatísticas trimestrais confiáveis e de longa data. Objetivando uma maior robustez no resultado obtido, o mesmo estudo foi realizado para o caso anual para outros países. Como crítica para esta última abordagem temos uma possível suavização na base de dados, o que pode dificultar a mensuração de efeitos de não linearidade.

4.1 ANÁLISE DOS DADOS E REALIZAÇÃO DOS TESTES

Para a implementação dos testes de cointegração e análise dos respectivos dados foram utilizados os pacotes estatísticos/econométricos Eviews5,

OxMetrics6/STAMP e o R. De acordo com a facilidade para a implementação/análise a ser realizada foi optado pelo uso de determinado sistema.

Para a realização do teste proposto por Kapetanios, Shin e Snell (2003) foi utilizado o Eviews5.

O uso do STAMP foi realizado na criação da série trimestral do passivo externo líquido trimestral para os EUA, através do pacote de modelagem de componentes não observadas para séries temporais STAMP. Uma breve descrição da modelagem realizada pelo pacote e como este funciona será abordada a seguir.

Para a estimação dos modelos VAR, VECM, TVECM e análise das séries temporais foi utilizado o pacote estatístico R. Devido a grande produção de novas ferramentas de análise e confiabilidade provida por esta interface, consequência de uma consolidação deste na comunidade científica, foi optado pelo uso deste sistema. Para a estimação dos modelos VAR foi utilizado o pacote VARS; para a realização dos testes de cointegração linear e o teste ADF de raiz unitária foi utilizado o pacote URCA; para a estimação dos modelos VECM e TVECM e realização dos testes de Hansen e Seo(2002) e Seo(2006) utilizou-se o pacote de modelagem não linear de séries temporais TsDYN. Como referência metodológica para a realização dos testes no R, foram utilizados os trabalhos de Stigler(2012) e Di Narzo(2008).

4.1.1 STAMP – Modelagem da série trimestral do Passivo Externo Líquido

O dado do passivo externo líquido (*NFA*) de uma economia representa o valor em nível dos ativos que um determinado país tem no exterior subtraído do valor em nível dos ativos que nações estrangeiras tem no país sendo analisado. Como descrito em Milesi e Lane(1999), a estimativa desta série é baseada em medidas de estoque, sendo esta variada por fluxos de entrada e saída de capitais mais termos de variação dos preços dos ativos da sua composição e do mercado de moedas.

Como composição da variável NFA temos que

$$NFA_t = FDIA_t^* + EQA_t^* + DEBTA_t^* + FX_t - FDIL_t^* - EQL_t^* - DEBTL_t^* \quad (32)$$

em que

$FDIA_t^*$ (L) estoque de ativos(passivos) em investimento direto

EQA_t^* estoque de ativos(passivos) investimento em ações

$DEBTA_t^*$ estoque de ativos(passivos) investimento em bonds

FX_t reservas em moeda estrangeira

Para o caso Norte-Americano este dado é divulgado pelo BEA, sendo publicado entre 1976 a 2005 apenas de forma anual e, a partir deste momento, também na forma trimestral. É importante ressaltar que esta publicação incorpora ajustes patrimoniais.

Desta forma, objetivando uma estimativa do que seria o NFA trimestral para o caso americano, foi realizada uma modelagem de variáveis não observáveis, através do pacote econométrico STAMP (OX Metrics). Através desta técnica de modelos estruturais de espaço-estado, uma série temporal pode ser representada através de um conjunto aditivo de variáveis não observáveis que são de comum interpretação. Esta decomposição ocorre de modo a ser representada por uma componente de tendência, cíclica, sazonal e irregular. Dummies de intervenção podem ser consideradas na modelagem para o tratamento de pontos discrepantes.

Logo, fazendo uso da série anual do NFA divulgada pelo BEA, mais as série trimestrais dos fluxos de investimentos presentes no balanço de pagamentos trimestral dos EUA, foi possível uma modelagem do que seria uma série de NFA trimestral americana através do STAMP.

Para a realização deste procedimento foi adotado como o ano de 1970 ponto comum entre a série anual contendo os ajustes patrimoniais (divulgada) e a série trimestral sem os ajustes patrimoniais(construída). Foi construída a série sem os ajustes patrimoniais somando os fluxos financeiros de ativos ao nível do NFA

divulgado referente ao ano de 1974. Segue exemplo abaixo de como ficou a preparação das séries de dados que foram inseridas para a modelagem realizada no STAMP.

	Série NFA Divulgada	Série NFA Construída
	(c/ Ajustes Patrimoniais)	(s/ Ajustes Patrimoniais)
4Q1974	Dado Divulgado	Dado Divulgado(4Q1974)
1Q1975	Dado Faltante	Dado Divulgado(4Q1974) + $\Delta\text{fluxo}(i)$
2Q1975	Dado Faltante	Dado Divulgado(4Q1974) + $\Delta\text{fluxo}(i)$ + $\Delta\text{fluxo}(j)$
3Q1975	Dado Faltante	Dado Divulgado(4Q1974) + $\Delta\text{fluxo}(i)$ + $\Delta\text{fluxo}(j)$ + $\Delta\text{fluxo}(k)$
4Q1975	Dado Divulgado	Dado Divulgado(4Q1974) + $\Delta\text{fluxo}(i)$ + $\Delta\text{fluxo}(j)$ + $\Delta\text{fluxo}(k)$ + $\Delta\text{fluxo}(l)$
1Q1976

Inseridas as séries no pacote OxMetrics/STAMP foi considerada a série do NFA divulgada a variável dependente na modelagem e a série do NFA construída a variável independente. Durante a modelagem, foi permitida a presença de componentes de tendência, cíclica, sazonal e irregular. A série do NFA trimestral modelada resultante é resultado da soma destas componentes modeladas.

4.1.2 R – Estimação – Modelos VAR

Para a estimação do modelo VAR do modelo VAR, representado pela equação (4), no R foi utilizado o pacote VARS. Para a análise dos resíduos do modelo estimado foram utilizados os pacotes VARS, URCA, LMTEST que possibilitaram a realização dos testes de Correlação serial de Portmanteau, Teste ARCH-LM para análise de heterocedasticidade e Teste de normalidade respectivamente. É importante esta análise para a verificação se o modelo estimado tem as suas premissas respeitadas.

4.1.2 R – Testes de Raiz Unitária – ADF

Para a realização dos testes ADF de raiz unitária foi utilizado o pacote URCA no sistema econométrico R. O teste é realizado através da função “ur.df” e os testes das equações (5), (6) e (7) são realizados quando o parâmetro *type* for igual a “trend”, “drift” e “none” respectivamente.

O procedimento de teste deve seguir o seguinte algoritmo:

1. Primeiro a equação (5) deve ser estimada para a presença de raiz unitária através da estatística τ_3 . Se $H_0: \pi = 0$ for rejeitada, é concluído que a série temporal não tem raiz unitária.
2. Caso a hipótese nula do item anterior não for rejeitada, o teste para presença de tendência através da estatística ϕ_3 deverá ser realizado. Neste caso $H_0: \beta_2 = \pi = 0$. Se o teste for rejeitado, testa-se novamente através de uma distribuição normal padrão para raiz unitária. Se o teste não puder rejeitar a hipótese nula, o procedimento é encerrado e é concluído que a série temporal tem uma raiz unitária como tendência. Se o teste for rejeitado, é concluído que não existe raiz unitária na série sendo analisada.
3. Se $H_0: \beta_2 = \pi = 0$ não puder ser rejeitada, é concluído que a equação (5) tem o seu termo de tendência igual a zero, logo a equação (6) deverá ser testada para a presença de raiz unitária através da estatística τ_2 . Se $H_0: \pi = 0$ for rejeitada, é concluído que a série temporal não tem raiz unitária
4. Caso a hipótese nula do item anterior não for rejeitada, o teste para presença de tendência através da estatística ϕ_1 deverá ser realizado. Neste caso $H_0: \beta_1 = \pi = 0$. Se o teste for rejeitado, testa-se novamente através de uma distribuição normal padrão para raiz unitária. Se o teste não puder rejeitar a hipótese nula, o procedimento é encerrado e é concluído que a série temporal tem uma raiz unitária como uma constante diferente de zero. Se o teste for rejeitado, é concluído que não existe raiz unitária na série sendo analisada.
5. Se $H_0: \beta_1 = \pi = 0$ não puder ser rejeitada, é concluído que a equação (6) tem o seu termo constante igual a zero e o , logo a equação (7) deverá ser testada para a presença de raiz unitária através da estatística τ_1 . Se $H_0: \pi = 0$ for rejeitada, é concluído que a série temporal não tem raiz unitária.

4.1.3 R – Teste de Cointegração – Johansen (1996)

Para a realização dos testes de cointegração de Johansen foi utilizado o pacote econométrico R, sendo os testes de cointegração realizados através da função *ca.jo*, presente no pacote URCA. A função *ca.jo* tem como parâmetros de entrada necessários as séries em que a análise está sendo realizada, o número de defasagens a ser considerado na modelagem sendo este determinado através de um modelo VAR, se o teste a ser realizado é da forma “máximo autovalor” ou “traço”, dentre outras especificações.

O pacote *ca.jo* também reporta os valores críticos para as estatísticas LR a níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Deste modo, a hipótese nula deve ser rejeitada quando a estatística LR tem valor maior que o valor crítico desejado a um determinado nível de significância.

4.1.4 R – Estimação – Modelos VECM

Para a estimação dos modelos VECM no R, após a determinação do traço de cointegração foi utilizado a função **VECM**, presente no pacote **tsDyn**, para a estimativa do VECM restrito com *r* relações de cointegração. Esta função permite desde a inserção de variáveis exógenas, possibilita a imposição de um valor de cointegração, inserção do número de relações de cointegração, dentre outras possibilidades de configuração.

4.1.5 R – Estimação – Modelos TVECM

Segundo Hansen e Seo(2002), é sugerido que seja realizada a maximização do modelo TVECM proposto da seguinte maneira: Para um dado valor fixo dos parâmetros (β, γ) , computar a estimação por máxima verossimilhança dos parâmetros (A_1, A_2, Σ) que é o mesmo que a estimação destes parâmetros via OLS. Deste modo, a estimação dos parâmetros $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ é proposta a ser realizada pelo método de *gridsearch* que consiste em uma varredura das possibilidades para os parâmetros (β, γ) , determinação via OLS dos estimadores dos parâmetros $(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma})$ para cada proposição de relação de cointegração e limiar, e, de todos os modelos estimados, é configurado como o modelo ótimo o que maximiza a função de probabilidade gaussiana proposta.

Para a estimação do modelo TVECM, foi utilizada a função **TVECM** presente no pacote **tsDyn**. Este pacote determina a busca da relação de cointegração e do limiar ótimos através da metodologia de *gridsearch*, como mencionada acima, contudo a determinação dos estimadores eficientes é determinada pelo modelo de menor soma dos quadrados dos resíduos.

Este pacote permite que o modelo a ser estimado apresente limiar em todas as variáveis do modelo ou apenas no mecanismo de correção de erros.

4.1.6 EVIEWS7 - Teste de Não-Linearidade – Kapetanios, Shin e Snell (2003)

Para a realização deste foi utilizado o pacote econométrico EVIEWS. Inicialmente, como sugerido por Kapetanios, Shin e Snell (2003) o teste deve ser realizado em uma abordagem residual de duas etapas. Como primeira etapa configura a estimação da série u_t , logo é regredida uma série y_t com x_t , sendo capturados estes resíduos

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}'x_t \quad (33)$$

O termo $\hat{\beta}'$ é o estimador de β' é através do método OLS.

Dada à série estimada \hat{u}_t , esta é elevada ao cubo de modo a obter \hat{u}_t^3 e é estimada, via OLS, uma equação no formato de (17) de modo a ser obtida a estatística t para o termo δ . Como proposto pelos autores, é através desta estatística que será feita a análise de rejeição ou não de linearidade. Após a obtenção desta estatística, deverá ser comparado o seu valor com a tabela assintótica de valores críticos calculada por Kapetanios, Shin e Snell (2003), devendo ser aceita a hipótese de linearidade para valores de estatística t que não conseguem eliminar a hipótese nula, sendo a hipótese alternativa é a de não linearidade.

4.1.7 R Teste de Não-Linearidade – Hansen e Seo(2002)

Para a realização do teste proposto por Hansen e Seo(2002) foi utilizada a função TVECM.HStest implementada em R no pacote **tsDyn**. Este pacote computa a distribuição da estatística supLM das duas abordagens propostas de bootstrap sugeridas pelos autores: bootstrap de regressor fixo e residual.

Embora no paper o teste do supLM seja condicional a ambos o valor do limiar e do parâmetro de cointegração, os autores tomam o vetor de cointegração como dado, baseado no valor estimado para um modelo VECM.

4.1.8 R - Teste de Não-Linearidade – SEO (2006)

O teste proposto por Seo(2006) foi realizado através da função TVECM.SeoTest, escrito em R presente no pacote tsDyn. Como proposto pelo autor esta função gera uma distribuição supWald baseada em uma abordagem Bootstrap residual. O autor no seu trabalho mostra que esta é consistente.

Um importante ponto levantado por Seo(2006), na conclusão de seu trabalho, é relacionado à realização do teste quando é necessária a estimação do vetor de cointegração quando não existe alguma relação econômica que pre-especifica este. Versões anteriores do artigo escrito em 2006 propões uma metodologia recursiva de estimação mas não foram satisfatórias. Deste modo foi utilizado neste trabalho o vetor de cointegração obtido na estimação do modelo VECM para a realização do teste proposto por Seo(2006).

5 RESULTADOS

5.1 BASE DE DADOS

Os dados utilizados foram coletados de diversas fontes.

Para o caso do dado do passivo externo líquido americano, no caso trimestral, foi modelada uma série de modo a conter os ajustes patrimoniais utilizando o pacote econométrico STAMP. Através do uso de uma modelagem de variáveis não observadas e com o uso da série anual modelada com ajuste patrimonial por Milesi-Ferreti e Lane¹(1999) (período de 1970 até 1975), a série anual contendo ajustes patrimoniais disponibilizada pelo BEA²(período entre 1976 até 2005), a série trimestral com ajustada patrimonialmente disponibilizada pelo BEA (período de 2006 até os dias atuais), dos dados de fluxo de ativos americanos no exterior³ e de ativos de estrangeiros nos estados unidos⁴ disponibilizados pelo BEA – sem ajuste patrimonial -(consulta das séries foi realizada no site do FED de *Saint Louis* – período de disponibilidade destas séries compreende os anos entre 1960 até os dias atuais), foi modelada uma série trimestral para o passivo externo líquido americano contendo o termo de ajuste patrimonial. É importante ressaltar que as séries de fluxos de ativos consultadas no site do FED *Saint Louis* não incorporam o fluxo de derivativos, contudo, a presença de derivativos na série do passivo externo líquido

¹ [http://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/BCH/data/LMF/EWN II update for web \(August 2009\).xls](http://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/BCH/data/LMF/EWN II update for web (August 2009).xls)

² <http://www.bea.gov/international/#IIP>

³ <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/BOPON>

⁴ <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/BOPIN>

divulgada pelo BEA passa a ser presente somente a partir de 2005, momento que coincide com o início da divulgação trimestral da série do passivo externo líquido pelo mesmo. Foram utilizados os dados de fechamento de ano da série modelada trimestralmente do passivo externo líquido americano para a série anual.

Para as séries anuais do passivo externo líquido das economias da Argentina, Brasil, Inglaterra, Japão, Coréia, México e Turquia foram utilizadas as séries do passivo externo líquido modeladas no trabalho de Milesi-Ferreti e Lane (1999) para o período entre os anos de 1970 e 2009, ano da última atualização do trabalho do autor. Para os anos posteriores, foram utilizados os dados divulgados no relatório do IIP – *International Investment Position* – divulgado no site do FMI⁵.

Para o dado de câmbio real dos Estados Unidos, na forma trimestral e anual, foram utilizadas as séries disponibilizadas no site do BIS⁶ - estas são computadas considerando 27 economias como parceiros comerciais dos EUA.

⁵ <http://imfstext.imf.org/WBOS-query/Index.aspx?QueryId=6325>

⁶ <http://www.bis.org/statistics/eer/>

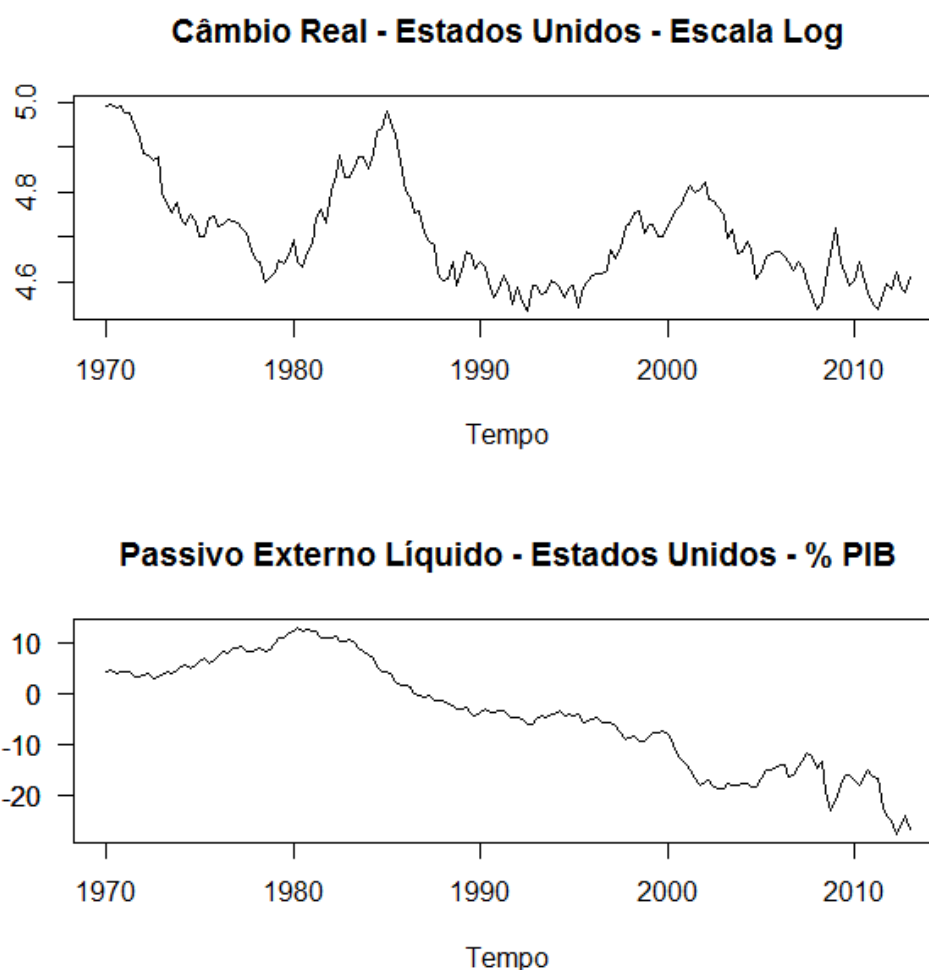


Figura 1 – Câmbio Real Norte Americano e Passivo Externo Líquido

Para as economias da Argentina, Brasil, Inglaterra, Japão, Coréia, México e Turquia, foram utilizados os dados de câmbio real calculadas segundo a metodologia do instituto BRUEGEL⁷ que incorporam 67 economias como parceiros econômicos. Foram utilizadas as séries para o período que compreende os anos entre 1970 até 2011 (última atualização – ver Apêndice).

O dado do PIB para a economia americana foi obtido no portal de dados do IPEA⁸. Para as outras economias, foram utilizados os dados de PIB presentes no próprio trabalho de Milesi-Ferreti e Lane (1999) para o período entre os anos de

⁷ <http://www.bruegel.org/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>

⁸ <http://www.ipeadata.gov.br/>

1970 e 2009. Para os anos entre 2010 até 2011 foram utilizados os valores de PIB disponibilizados no site do FMI.

5.2 RESULTADOS – CASO TRIMESTRAL - CASO AMERICANO

5.2.1 Estimação do VAR Irrestrito

Inicialmente foi realizada a estimativa do modelo VAR irrestrito para a série trimestral norte americana. Segue na Tabela 2 o resultado do procedimento implementado no EVIEWS de seleção da estrutura de LAGS ótima para um modelo VAR. Como resultado deste procedimento foi apontado que uma estrutura VAR(6) é a que melhor se ajusta aos dados analisados. Como variáveis dependentes desse modelo VAR foram consideradas o logaritmo do câmbio real norte americano e o passivo externo líquido como percentual do PIB. Três dummies sazonais mais um intercepto foram inseridos na estrutura desse modelo VAR.

Tabela 1 – Coeficientes do Modelo VAR(6) estimado. Os símbolos ‘***’, ‘**’ e ‘.’ representam significância a um nível de 0.1%, 1% e 10% respectivamente

VAR - ESTADOS UNIDOS	LN_REER	NFAGDP
LN_REER -1	0.945603(0.083078) ***	0.011715 (0.027003)
NFAGDP -1	-0.786431(0.246643) **	1.455868 (0.080168) ***
LN_REER -2	-0.144073(0.114537)	0.056001 (0.037229)
NFAGDP -2	0.581493(0.406351)	-0.588985 (0.132078) ***
LN_REER -3	0.271507(0.11582) *	-0.107234 (0.037646) **
NFAGDP -3	0.252381(0.409081)	0.404168 (0.132966) **
LN_REER -4	-0.08679(0.117433)	0.088607 (0.03817) *
NFAGDP -4	0.350576(0.439782)	-0.709284 (0.142945) ***
LN_REER -5	0.043625(0.116748)	-0.13303 (0.037947) ***
NFAGDP -5	-0.496861(0.443069)	0.642417 (0.144013) ***
LN_REER -6	-0.129238(0.080084)	0.08592 (0.02603) **
NFAGDP -6	0.153409(0.274905)	-0.201883 (0.089354) *
INTERCEPTO	0.46588(0.118428) ***	-0.010425 (0.038493)
SD1	0.015118(0.008182) .	-0.005051 (0.002659) .
SD2	0.013133(0.008645)	0.000194 (0.00281)
SD3	0.021688(0.008835) *	-0.02046 (0.002872) ***

Tabela 2 – Critérios de Seleção – Modelo VAR Irrestrito – Série Trimestral – Estados Unidos

ESTADOS UNIDOS - TRIMESTRAL						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	292.78	NA	0.00	-3.49	-3.34	-3.43
1	861.22	1095.02	0.00	-10.42	-10.19	-10.33
2	872.84	22.10	0.00	-10.51	-10.21	-10.39
3	876.74	7.32	0.00	-10.51	-10.13	-10.36
4	879.61	5.32	0.00	-10.50	-10.04	-10.31
5	889.83	18.68	0.00	-10.57	-10.04	-10.36
6	900.07	18.47	0.00	-10.65	-10.04	-10.40
7	900.52	0.80	0.00	-10.61	-9.92	-10.33
8	902.57	3.59	0.00	-10.58	-9.82	-10.28
9	903.60	1.78	0.00	-10.55	-9.71	-10.21
10	904.89	2.21	0.00	-10.51	-9.60	-10.14

As Tabela 3 e Tabela 4 resumam uma breve análise sobre os resíduos do modelo VAR(6) estimado. O teste ARCH-LM tem como hipótese nula a ausência de efeitos ARCH na estruturada de dados analisada. Na Tabela 3 apenas nos resíduos da equação do Câmbio real a hipótese nula de ausência de efeitos ARCH não é rejeitada. As séries dos resíduos do da equação do passivo externo líquido e a série multivariada dos resíduos rejeitam esta hipótese, indicando evidência de heterocedasticidade nestas séries. O teste de Jarque- Bera é um teste que tem como hipótese nula que os resíduos das séries analisadas se comportam de forma Gaussiana. Esta hipótese é rejeitada para o caso multivariado e também para cada equação isolada do modelo VAR. Isso evidencia a presença de assimetria e curtose nas séries de dados analisadas.

Tabela 3 – Testes ARCH-LM e Normalidade do modelo VAR(6) estimado

	GL	ESTADOS UNIDOS
NDADOS		173
PERIODICIDADE		TRIMESTRAL
NLAGS		6
ARCH_LM MULTIVARIADO - P-VALOR	45	0.00%
ARCH_LM NFAGDP - P-VALOR	16	0.00%
ARCH_LM LN_REER - P-VALOR	16	87.81%
Teste Jarque-Bera Multivariado - P-VALOR	4	0.00%
Teste Jarque-Bera NFAGDP - P-VALOR	2	0.00%
Teste Jarque-Bera LN_REER - P-VALOR	2	15.63%
Teste de Assimetria Multivariada - P-VALOR	4	0.00%
Teste de Curtose Multivariada - P-VALOR	4	0.00%

O teste de Portmanteau tem como objetivo analisar a presença de autocorrelação nos resíduos do modelo estimado. Como hipótese nula o teste tem a não presença de autocorreção até a defasagem “k”. Na Tabela 4 mostra que a estrutura de 6 defasagens escolhida se ajusta bem aos dados, eliminando a presença de autocorreção nos resíduos do modelo.

Tabela 4 - Teste de Portmanteau

ESTADOS UNIDOS - TESTE DE PORTMANTEAU - TRIMESTRAL			
Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=6	2.57	0	0.00
K=7	6.19	4	0.19
K=8	7.53	8	0.48
K=9	11.90	12	0.45
K=10	13.91	16	0.61
K=11	21.67	20	0.36
K=12	23.62	24	0.48
K=13	26.07	28	0.57
K=14	32.00	32	0.47
K=15	33.26	36	0.60
K=16	40.91	40	0.43
K=17	45.53	44	0.41
K=18	53.48	48	0.27
K=19	57.19	52	0.29
K=20	58.98	56	0.37

5.2.2 Teste de Raiz Unitária

É importante que as séries temporais sejam integradas de ordem maior que zero para que possa existir uma relação de cointegração entre as séries. Um outro ponto importante é sobre a análise das raízes do polinômio característico. Como uma das raízes do polinômio característico do VAR(6) estimado na sessão anterior tem seu valor igual a 1.005, é necessário também a realização do teste para verificação se existe a presença de raiz unitária neste sistema.

Deste modo foi realizado o teste para a presença de raiz unitária através da metodologia augmented Dickey-Fuller. A Tabela 5 e Tabela 6 consolidam os resultados para a aplicação do teste nas duas séries temporais para o caso Americano. Primeiro foi testado para as duas séries a situação contendo tendência e um termo constante. Em seguida apenas contendo o termo constante e, não

conseguida a eliminação da hipótese de raiz unitária após aplicação do algoritmo como descrito na sessão metodologia, foi aplicado o teste sobre a série das diferenças de cada série. Esta última etapa do procedimento de teste objetiva analisar se o grau de integração das séries em análise é superior a 1. Como mostrado nas tabelas abaixo, para as séries em nível, não é possível a eliminação da hipótese de raiz unitária. Para as séries em diferença essa hipótese é refutada com 99 % de confiança em ambos os casos.

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária – Câmbio Real – Estados Unidos - Trimestral

Teste de raiz unitária - ADF - Câmbio Real - c/ Tendência + Constante						
País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-2.74	-3.99	-3.43	-3.13	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.00	6.22	4.75	4.07	$H_0: \beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_3	4.11	8.43	6.49	5.47	
Teste de raiz unitária - ADF - Câmbio Real - c/ Constante						
País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ESTADOS UNIDOS	τ_2	-2.77	-3.46	-2.88	-2.57	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @ 90%
	ϕ_1	4.24	6.52	4.63	3.81	$H_0: \beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada
Teste de raiz unitária - ADF - 1ª Diferença Câmbio Real - c/ Tendência + Constante						
País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-9.46	-3.99	-3.43	-3.13	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @ 99%
	ϕ_2	29.84	6.22	4.75	4.07	
	ϕ_3	44.76	8.43	6.49	5.47	

Tabela 6 Teste de Raiz Unitária – Passivo Externo Líquido – Estados Unidos - Trimestral

Teste de raiz unitária - ADF - NFA - c/ Tendência + Constante						
País	Estatística	1%	5%	10%	Teste	
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-2.39	-4.15	-3.5	-3.18	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.54	7.02	5.13	4.31	$H_0: \beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_3	3.82	9.31	6.73	5.61	
Teste de raiz unitária - ADF - NFA - c/ Constante						
País	Estatística	1%	5%	10%	Teste	
ESTADOS UNIDOS	τ_2	0.33	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	1.49	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada
Teste de raiz unitária - ADF - 1ª Diferença NFA - c/ Tendência + Constante						
País	Estatística	1%	5%	10%	Teste	
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-9.22	-4.15	-3.5	-3.18	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @ 99%
	ϕ_2	28.37	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	42.55	9.31	6.73	5.61	

Deste modo existem fortes evidências de que as séries trimestrais do câmbio real norte americano e do passivo externo líquido aqui utilizadas sejam integradas de ordem 1.

Tabela 7 – Análise testes de raiz unitária – Câmbio real e Passivo Externo Líquido

País	Série em Nível - Tendência + Constante Teste	Série em Nível - Constante Teste	Série em 1ª Diferença - Tendência + Constante Teste	Análise
Câmbio Real	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada $H_0: \beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @ 90% $H_0: \beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @ 99%	Evidências da série ser Integrada de ordem 1
NFAGDP	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada $H_0: \beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada $H_0: \beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @ 99%	Série Integrada de ordem 1

5.2.3 Teste de Cointegração – Johansen

A Tabela 8 mostra os resultados dos testes de cointegração de Johansen segundo a metodologia do máximo autovalor e segundo a metodologia do traço. Em ambos os casos é rejeitada a hipótese de que o número de relações de cointegração

é igual a zero a um nível de confiança de 95%. Para a parte dos testes em que se analisa a hipótese de que o número de relações entre as séries é menor ou igual a 1 não foi possível a eliminação da hipótese nula, nem a baixos níveis de confiança estatística.

Tabela 8 – Teste de Cointegração – Johansen – Estados Unidos - Trimestral

ESTADOS UNIDOS		Estatística	1%	5%	10%	Análise
Teste do Traço	$r \leq 1$	0.25	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95%
	$r = 0$	17.02	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
Teste do MaxAutovalor	$r \leq 1$	0.25	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95%
	$r = 0$	16.77	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada

Para o vetor de cointegração estimado no caso norte americano (1 , -0,561075) o gráfico abaixo mostra como essa relação se comporta no longo prazo. É visível a existência de uma relação que relaciona as duas variáveis.

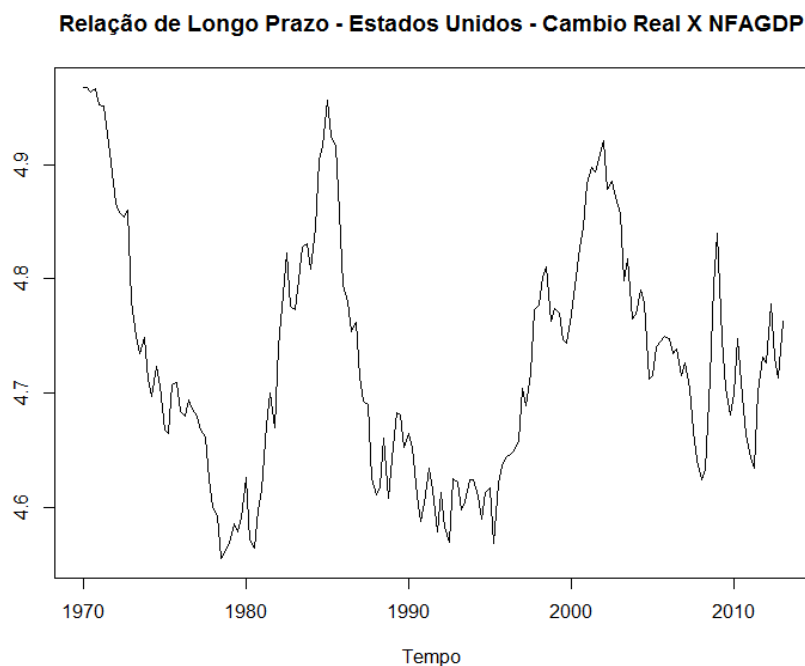


Figura 2 – Vetor de Cointegração

5.2.3 Estimação do Modelo VECM

Abaixo seguem os coeficientes do modelo VECM estimado para o caso trimestral norte americano que será utilizado para a comparação com os modelos TVECM na próxima sessão.

Tabela 9 – Coeficientes do VECM estimado. Os símbolos '****', '**' e '.' representam significância a um nível de 0.1%, 1% e 10% respectivamente

VECM - ESTADOS UNIDOS	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.0949(0.0252)****	-0.0028(0.0099)
INTERCEPTO	0.4452(0.1189)****	0.0119(0.0467)
LN_REER -1	0.0475(0.0788)	-0.0075(0.0310)
NFAGDP -1	-0.5271(0.2124)*	0.2671(0.0835)**
LN_REER -2	-0.1127(0.0780)	0.0519(0.0307) .
NFAGDP -2	-0.4250(0.2190) .	-0.1213(0.0861)
LN_REER -3	0.1323(0.0781) .	0.0006(0.0307)
NFAGDP -3	0.0353(0.2249)	0.0665(0.0884)
LN_REER -4	0.1157(0.0782)	0.0432(0.0307)
NFAGDP -4	0.0895(0.2264)	0.0215(0.0890)
LN_REER -5	0.1279(0.0789)	-0.0647(0.0310)*
NFAGDP -5	0.2344(0.2211)	-0.0873(0.0869)
Relação de Cointegração	1	-0.5601075

5.2.4 Estimação do Modelo TVECM

Para a estimação do modelo TVECM, no caso trimestral norte americano, foi realizado um estudo que se divide em quatro partes.

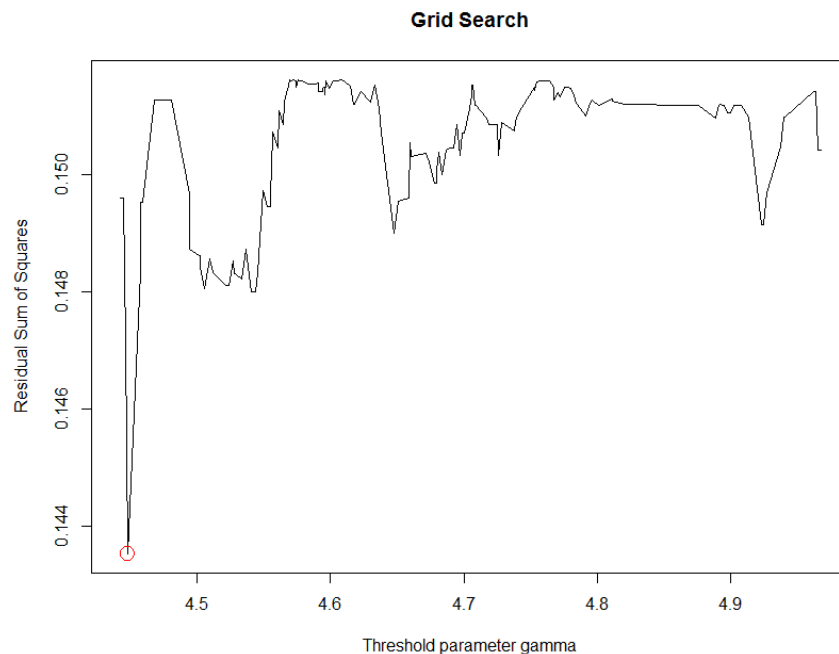
Como primeiro caso o parâmetro β foi imposto igual ao obtido na modelagem do VECM e foi considerado que o limiar atuaria apenas sobre o mecanismo de correção de erros, sendo as outras componentes do modelo comuns em ambos regimes. Se encontram na Tabela 10 os coeficientes estimados.

O limiar estimado tem o valor de 4.44799. Apenas 2,4% dos dados se encontram no primeiro regime segundo esta abordagem; os 97,6% restantes se encontram no outro regime. Este tipo de resultado gera dúvidas sobre sua importância e pode ser consequência da presença de discrepâncias que podem gerar viés na hora da estimação dos regimes. Outro ponto a ser considerada esta relacionado à baixa significância estatística do termo do mecanismo de correção de

erros o que gera questionamentos se existe ganho do ponto de vista de modelagem para esta abordagem se comparada com a tradicional.

Tabela 10 - Coeficientes do TVECM estimado. β fixado igual ao estimado no VECM. Limiar apenas no ECT. Os símbolos '***', '**' e '.' representam significância a um nível de 0.1%, 1% e 10% respectivamente

Caso 1: β VECM; Threshold apenas ECT	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
TVECM - ESTADOS UNIDOS	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.0163(0.3825)	-0.0159(0.0180)	-0.0258(0.1324)	-0.0258(0.1324)
INTERCEPTO	0.1190(0.1386)	0.0376(0.1901)	0.1190(0.1386)	0.0376(0.1901)
LN_REER -1	0.0656(0.4130)	-0.0178(0.5342)	0.0656(0.4130)	-0.0178(0.5342)
NFAGDP -1	-0.4559(0.0339)*	0.3158(5.4e-05)***	-0.4559(0.0339)*	0.3158(5.4e-05)***
LN_REER -2	-0.1057(0.1829)	0.0512(0.0718).	-0.1057(0.1829)	0.0512(0.0718).
NFAGDP -2	-0.2310(0.2939)	-0.1599(0.0429)*	-0.2310(0.2939)	-0.1599(0.0429)*
LN_REER -3	0.1445(0.0696).	-0.0016(0.9562)	0.1445(0.0696).	-0.0016(0.9562)
NFAGDP -3	0.3771(0.1082)	-0.0629(0.4513)	0.3771(0.1082)	-0.0629(0.4513)
LN_REER -4	0.1374(0.0863).	0.0269(0.3451)	0.1374(0.0863).	0.0269(0.3451)
NFAGDP -4	0.1359(0.5533)	0.0908(0.2680)	0.1359(0.5533)	0.0908(0.2680)
LN_REER -5	0.0880(0.2734)	-0.0486(0.0913).	0.0880(0.2734)	-0.0486(0.0913).
NFAGDP -5	0.5933(0.0134)*	-0.2531(0.0033)**	0.5933(0.0134)*	-0.2531(0.0033)**
Relação de Cointegração	1	-0.5601075		
	Threshold: 4.44799		% Reg 1: 2.4%	% Reg 2: 97.6%



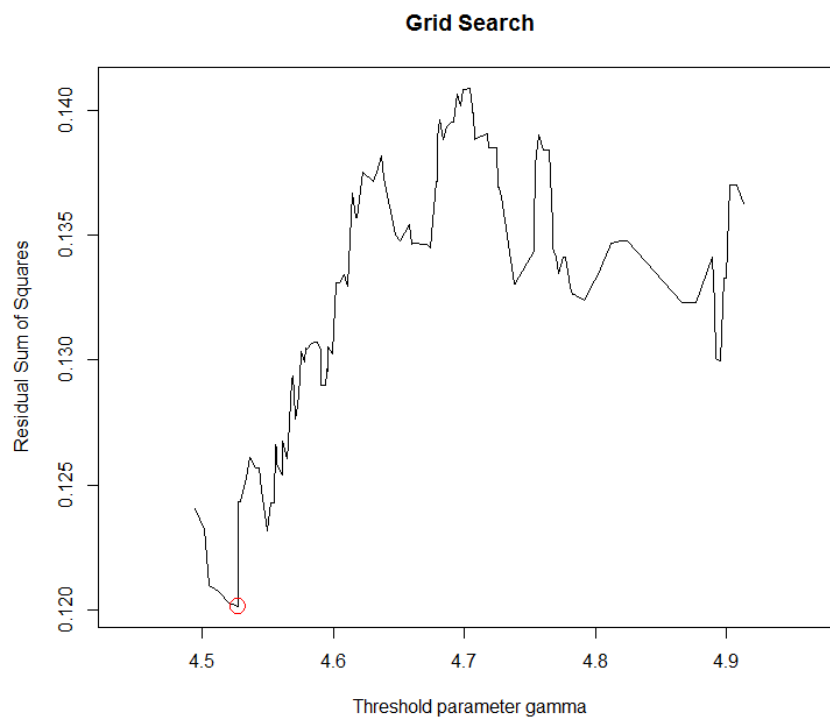
Como segundo caso, o modelo VECM é relaxado de modo que o limiar passe a atuar sobre todas as componentes do modelo. Deste modo, existem dois modelos distintos, um para cada regime.

Neste caso, o vetor de cointegração também foi imposto como sendo igual ao estimado durante o processo de Johansen. Se comparado com o caso anterior é

percebido uma melhora na estrutura do modelo pelo maior número de componentes com significância estatística e uma distribuição entre os regimes menos singular, contendo 12% das observações no primeiro regime e 88% no segundo.

Tabela 11 - Coeficientes do TVECM estimado. β fixado igual ao estimado no VECM. Limiar em todos os elementos de cada regime. Os símbolos '***', '**' e '.' representam significância a um nível de 0.1%, 1% e 10% respectivamente

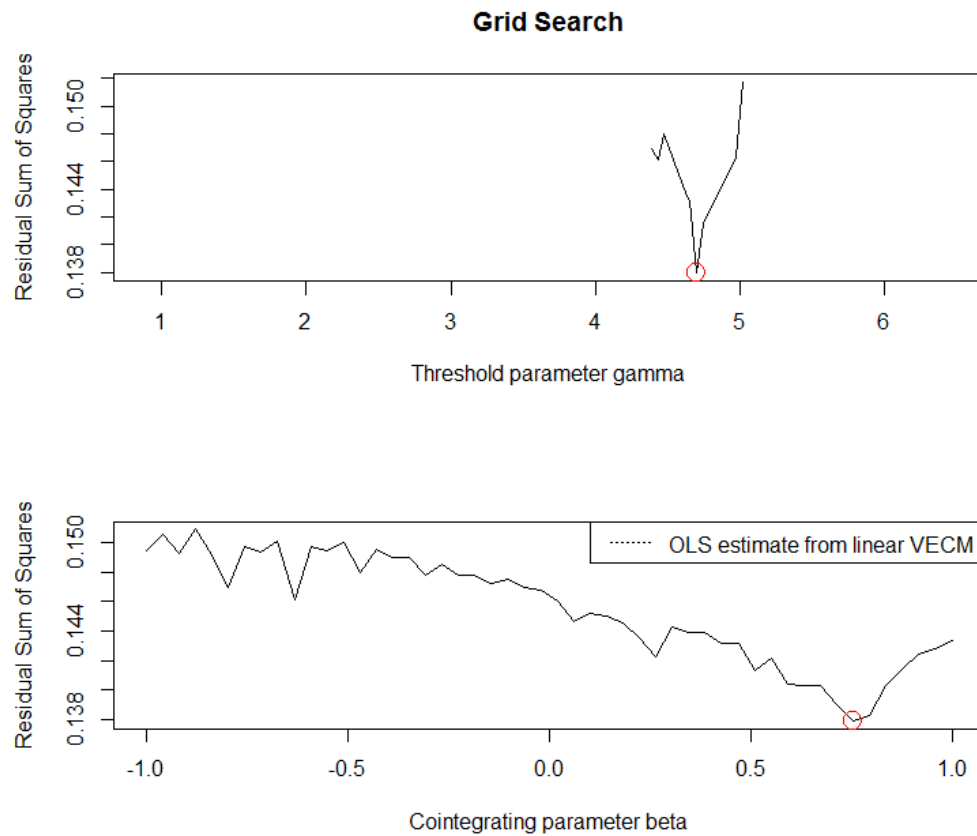
Caso 2: β VECM; Threshold nos regimes	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
TVECM - ESTADOS UNIDOS	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	0.7204(0.1070)	-0.0341(0.8027)	-0.0248(0.1880)	-0.0125(0.0322)*
INTERCEPTO	-3.2709(0.1048)	0.1492(0.8087)	0.1138(0.1984)	0.0580(0.0336)*
LN_REER -1	-0.9583(0.0662).	-0.2035(0.2025)	0.0736(0.3687)	-0.0122(0.6258)
NFAGDP -1	-0.4660(0.4383)	-0.6201(0.0010)***	-0.2218(0.5051)	0.4112(8.8e-05)***
LN_REER -2	-1.1524(0.0328)*	0.4983(0.0029)**	-0.0999(0.2174)	0.0286(0.2503)
NFAGDP -2	-0.2845(0.7136)	-0.1721(0.4700)	-0.4634(0.0997).	-0.2236(0.0102)*
LN_REER -3	-1.4965(0.0272)*	0.6367(0.0024)**	0.1348(0.0996).	-0.0104(0.6777)
NFAGDP -3	-2.2783(0.0345)*	0.6076(0.0657).	0.6578(0.0210)*	-0.0521(0.5480)
LN_REER -4	-1.5012(0.0050)**	0.5074(0.0021)**	0.2055(0.0137)*	0.0084(0.7402)
NFAGDP -4	-1.2944(0.1695)	0.1868(0.5174)	-0.1943(0.4713)	0.2861(0.0007)***
LN_REER -5	-0.0169(0.9719)	0.3252(0.0291)*	0.0724(0.3801)	-0.0358(0.1580)
NFAGDP -5	-1.1056(0.0597).	0.4072(0.0243)*	0.5540(0.0814).	-0.2073(0.0341)*
Relação de Cointegração	1	-0.5601075		
	Threshold: 4.526858		% Reg 1: 12%	% Reg 2: 88%



Como terceira abordagem apenas o mecanismo de correção de erros é quem sofre o atuação de um limiar separando os regimes. Contudo como característica interessante deste caso é o fato de que o vetor de cointegração é estimado através do método *gridsearch*. Existe o ganho de significância estatística dos mecanismos de correção de erros. Outra característica interessante está relacionada à classificação dos dados aos regimes do modelo: 45,5% das informações se encontra no primeiro regime, 54,5% se encontra no segundo. Um questionamento que surge é relacionado à alternância entre regimes que é mais intensa neste caso. Mais a frente será realizada uma análise comparativa entre as quatro metodologias.

Tabela 12 - Coeficientes do TVECM estimado. β estimado pelo método do *Gridsearch*. Limiar apenas no ECT. Os símbolos '***', '**' e '.' representam significância a um nível de 0.1%, 1% e 10% respectivamente

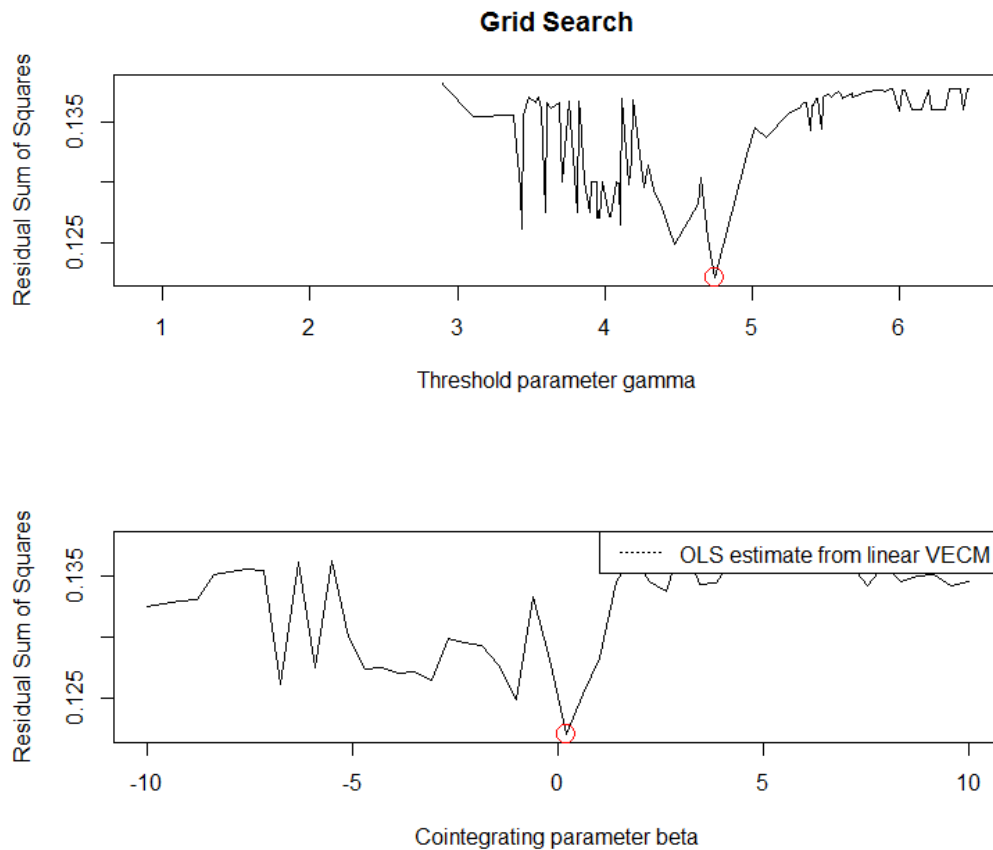
Caso 3: β Gridsearch; Threshold apenas ECT	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
TVECM - ESTADOS UNIDOS	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.1931(7.5e-06)***	-0.0240(0.1522)	-0.1879(6.6e-06)***	-0.0230(0.1559)
INTERCEPTO	0.8966(7.2e-06)***	0.1093(0.1597)	0.8966(7.2e-06)***	0.1093(0.1597)
LN_REER -1	0.0571(0.4601)	-0.0051(0.8692)	0.0571(0.4601)	-0.0051(0.8692)
NFAGDP -1	-0.5481(0.0093)**	0.2632(0.0019)**	-0.5481(0.0093)**	0.2632(0.0019)**
LN_REER -2	-0.1139(0.1372)	0.0524(0.0885)	-0.1139(0.1372)	0.0524(0.0885)
NFAGDP -2	-0.5061(0.0204)*	-0.1366(0.1165)	-0.5061(0.0204)*	-0.1366(0.1165)
LN_REER -3	0.1522(0.0490)*	0.0052(0.8666)	0.1522(0.0490)*	0.0052(0.8666)
NFAGDP -3	0.0518(0.8153)	0.0707(0.4266)	0.0518(0.8153)	0.0707(0.4266)
LN_REER -4	0.1166(0.1287)	0.0442(0.1509)	0.1166(0.1287)	0.0442(0.1509)
NFAGDP -4	0.0546(0.8059)	0.0151(0.8654)	0.0546(0.8059)	0.0151(0.8654)
LN_REER -5	0.1390(0.0736).	-0.0616(0.0481)*	0.1390(0.0736).	-0.0616(0.0481)*
NFAGDP -5	0.1839(0.3987)	-0.0958(0.2727)	0.1839(0.3987)	-0.0958(0.2727)
Relação de Cointegração	1	0.755102		
	Threshold: 4.699097		% Reg 1: 45.5%	% Reg 2: 54.5%



Como última abordagem temos o caso em que o vetor de cointegração é estimado através da metodologia do *gridsearch* e em que limiar atua sobre todas componentes da modelagem. Para esta abordagem existe uma distribuição entre os regimes mais uniforme, sendo que 70,1% dos dados se encontram no primeiro regime e 29,9% se encontram no segundo.

Tabela 13 - Coeficientes do TVECM estimado. β estimado pelo método do *gridsearch*. Limiar em todos os elementos de cada regime. Os símbolos '***', '**' e '.' representam significância a um nível de 0.1%, 1% e 10% respectivamente

Caso 4: β Gridsearch; Threshold nos regimes	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
TVECM - ESTADOS UNIDOS	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.0663(0.2064)	0.0384(0.0615).	-0.1021(0.1332)	-0.0040(0.8810)
INTERCEPTO	0.3103(0.2038)	-0.1796(0.0602).	0.4800(0.1431)	0.0180(0.8873)
LN_REER -1	0.0494(0.6100)	-0.0202(0.5927)	0.1599(0.2465)	-0.0254(0.6362)
NFAGDP -1	-0.2793(0.2188)	0.1493(0.0926).	-1.8469(0.0035)**	0.5914(0.0160)*
LN_REER -2	-0.2192(0.0300)*	0.0662(0.0918).	0.1228(0.3502)	-0.0011(0.9826)
NFAGDP -2	-0.5721(0.0130)*	-0.1027(0.2488)	0.3008(0.6477)	-0.0629(0.8064)
LN_REER -3	0.2075(0.0295)*	0.0119(0.7471)	-0.1322(0.3594)	-0.0042(0.9403)
NFAGDP -3	-0.0898(0.7262)	0.1543(0.1244)	-0.5225(0.3717)	-0.0172(0.9400)
LN_REER -4	0.0467(0.6248)	0.0758(0.0432)*	0.2024(0.1342)	0.0005(0.9926)
NFAGDP -4	0.4008(0.1059)	-0.0971(0.3139)	-0.5840(0.3452)	0.6895(0.0048)**
LN_REER -5	0.0600(0.5073)	-0.0498(0.1591)	0.1824(0.2410)	0.0085(0.8889)
NFAGDP -5	0.0360(0.8820)	-0.0269(0.7765)	1.9116(0.0014)**	-0.5352(0.0204)*
Relação de Cointegração	1	0.2040816		
	Threshold: 4.741771		% Reg 1: 70.1%	% Reg 2: 29.9%



A Tabela 14 realiza a comparação entre as quatro metodologias ilustradas acima. Existe uma melhora do ponto de vista de SSR nas quatro abordagens. Analisando os critérios de informação, o critério AIC também sinaliza que uma abordagem TVECM também melhora a modelagem econométrica. Destaque é dado

para o critério AIC da segunda abordagem quando comparado com as outras: o critério AIC para o segundo caso indica que esta tática de modelagem é bem superior às outras estratégias. Isso também é perceptível no resultado do teste ARCH-LM, pois a segunda estratégia é a única capaz de conseguir a eliminação de efeitos de não linearidade que estão sendo tratados como efeitos ARCH em uma modelagem VECM (P-VALOR para ARCH-LM test – TVECM igual a 23,2%). Para o critério BIC o resultado foi o oposto. Contudo é importante considerar a análise feita por Burnham e Anderson (2002, Sec. 6.4) e Burnham e Anderson (2004) que argumentam sobre a superioridade do critério AIC quando comparado com o BIC por penalizar menos questões relacionadas ao número de parâmetros.

Tabela 14 – Critérios de Informação – Modelos VECM e TVECM – Diversas abordagens

		Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
	GL	ESTADOS UNIDOS	ESTADOS UNIDOS	ESTADOS UNIDOS	ESTADOS UNIDOS
NDADOS		173	173	173	173
PERIODICIDADE		TRIMESTRAL	TRIMESTRAL	TRIMESTRAL	TRIMESTRAL
NLAGS		6	6	6	6
VECM SSR		0.145	0.145	0.145	0.145
TVECM SSR		0.144	0.120	0.138	0.122
VECM AIC		-2675.2	-2675.2	-2675.2	-2675.2
TVECM AIC		-2692.5	-2744.9	-2686.4	-2679.9
VECM BIC		-2597.3	-2597.3	-2597.3	-2597.3
TVECM BIC		-2608.3	-2592.1	-2602.2	-2527.1
ARCH-LM VECM - P - VALOR	45	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
ARCH-LM TVECM - P - VALOR	45	0.2%	23.2%	0.2%	0.1%
TVECM % REGIME 1		2.4%	12.0%	45.5%	70.1%
TVECM % REGIME 2		97.6%	88.0%	54.5%	29.9%

O gráfico a seguir compara os resíduos de uma abordagem VECM com os resíduos TVECM com mesmo vetor de cointegração e limiar atuando sobre todas as componentes do modelo. É visível um melhor ajustamento dos resíduos para a modelagem TVECM.

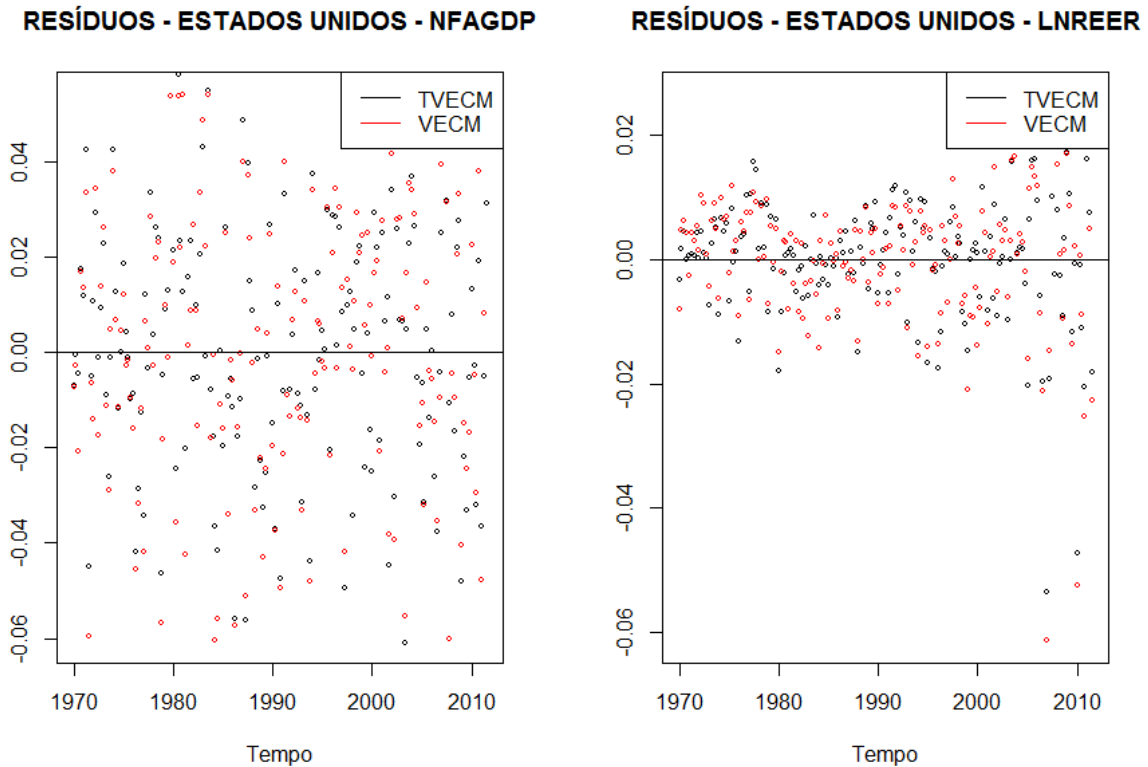


Figura 3 – Resíduos VECM e TVECM – β estimado no modelo VECM

A partir deste momento os modelos TVECM a ser considerados, quando realizando a comparação entre modelos VECM e TVECM, terão o mesmo vetor de cointegração que os estimados para o vetor VECM e o limiar irá atuar sobre todas as componentes da modelagem.

5.2.5 Testes de Não Linearidade

A Tabela 15 sumariza o resultado obtido aplicando as diversas metodologias de teste de não linearidade para o caso trimestral norte americano. Temos que para as metodologias de Hansen E Seo(2002) e Kapetanios, Shin e Snell (2003) as hipóteses nulas de cointegração linear (contra cointegração com limiar) e de não cointegração (contra cointegração ESTAR), respectivamente, são rejeitadas a 99% e a 90%, dando fortes indícios da presença de não linearidade no mecanismo de

ajustamento cambial. As duas versões de bootstrap utilizadas no teste de Hansen e Seo(2002), bootstrap de regressor fixo e residual, foram rodadas com 1000 bootstraps. Para o teste do Seo(2006) o resultado foi muito contraditório. Este também foi rodado com 1000 bootstraps e segue uma metodologia residual. Um importante ponto a ser considerado quando na realização do teste de Seo(2006) está relacionado ao fato de que o vetor de cointegração, como mencionado anteriormente, precisa ser sugerido ao teste. Em versões anteriores do trabalho do autor ele tenta chegar alguma metodologia de estimação deste parâmetro beta, contudo não foi bem sucedido. Deste modo, para a realização deste teste foi considerado como relação de longo prazo o vetor estimado pelo caso linear. Esta divergência no resultado do teste pode ser consequência desta sugestão de vetor de cointegração, que também é uma estimativa.

Tabela 15 – Estatísticas – Testes de Não Linearidade – Estados Unidos - Trimestral

	ESTADOS UNIDOS
NDADOS	173
NLAGS - VAR	6
PERIODICIDADE	TRIMESTRAL
KAPETANIOS <i>et al</i> (2003) - t - est.	-4.08
HANSEN SEO (2002) - FRB - P - VALOR	0.0%
HANSEN SEO (2002) - RB - P - VALOR	0.0%
SEO(2006) - P - VALOR	73.0%

5.3 RESULTADOS – CASO ANUAL - ARGENTINA, BRASIL, CORÉIA, ESTADOS UNIDOS, INGLATERRA, JAPÃO, MÉXICO, TURQUIA

A análise dos dados de forma anualizada tem objetivo a aplicação desta metodologia para outras economias buscando entender o funcionamento das ferramentas econométricas utilizadas neste trabalho de forma mais generalizada.

5.3.1 Estimação do VAR Irrestrito

A Tabela 16 faz sumariza as características dos modelos VAR Irrestrito e seus resíduos. Todos os modelos tiveram seus resíduos testados através do teste de

Portmanteau objetivando a verificação da presença de correlação serial (Ver apêndice). A estrutura de defasagens na tabela abaixo é a ótima de tal modo a eliminar correlação serial. É importante notar que das economias abaixo, apenas a americana e a inglesa tem os resíduos do modelo VAR estimado de forma gaussiana e sem efeitos ARCH. Para as economias argentina, brasileira, coreana, mexicana e turca a estrutura não apresenta efeitos ARCH, contudo os resíduos não são normalmente distribuídos. Para a economia japonesa existem efeitos ARCH sobre os resíduos do modelo estimado e estes não são gaussianos.

Tabela 16 – Sumário – Modelos VAR Irrestrito estimados – Diversos Países - Anual

	ARGENTINA	BRASIL	CORÉIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÃO	MÉXICO	TURQUIA
NDADOS	42	42	42	42	42	42	42	42
PERIODICIDADE	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL
NLAGS	2	1	2	4	2	5	2	3
ARCH_LM MULTIVARIADO - P-VALOR	71,2%	6.83%	97.62%	34.88%	94.53%	0.00%	71.18%	81.41%
ARCH_LM NFAGDP - P-VALOR	45.91%	98.26%	21.60%	32.56%	59.51%	0.00%	34.07%	53.84%
ARCH_LM LN_REER - P-VALOR	80.48%	32.12%	87.34%	36.53%	32.87%	87.81%	41.04%	92.67%
Teste Jarque-Bera Multivariado - P-VALOR	0.00%	0.76%	3.33%	75.96%	90.14%	0.00%	48.77%	0.00%
Teste Jarque-Bera NFAGDP - P-VALOR	0.62%	2.97%	2.65%	19.54%	84.10%	0.00%	0.00%	2.75%
Teste Jarque-Bera LN_REER - P-VALOR	1.01%	14.85%	1.33%	73.03%	96.43%	0.00%	0.00%	0.00%
Teste de Assimetria Multivariada - P-VALOR	0.00%	3.74%	3.06%	67.39%	90.14%	0.33%	0.00%	0.00%
Teste de Curtose Multivariada - P-VALOR	0.00%	2.55%	17.47%	58.25%	82.64%	0.00%	0.54%	0.29%

5.3.2 Teste de Raiz Unitária

As Tabela 17 e Tabela 18 resumizam os resultados dos testes de raiz unitária realizados nas para os casos das economias com dados de frequência anual.

Tabela 17 – Teste de raiz unitária – Câmbio Real – Sumário – Diversos Países - Anual

Câmbio Real	Série em Nível - Tendência + Constante	Série em Nível - Constante	Série em 1ª Diferença - Tendência + Constante	
País	Teste	Teste	Teste	Análise
ARGENTINA	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 99%	Série Integrada de ordem 1
BRASIL	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 90%	Série Integrada de ordem 1
CORÉIA	H0: $\pi=0$: Rejeita @ 99% H0: $\beta_2=\pi=0$: Rejeita @ 99%	H0: $\pi=0$: Rejeitada @99% H0: $\beta_1=\pi=0$:Rejeitada @99%	Rejeita @ 99%	Série Integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
ESTADOS UNIDOS	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Rejeitada @95% H0: $\beta_1=\pi=0$:Rejeitada @90%	Rejeita @ 90%	Indícios de que a série seja integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
INGLATERRA	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Rejeitada @95% H0: $\beta_1=\pi=0$:Rejeitada @90%	Rejeita @ 99%	Indícios de que a série seja integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
JAPÃO	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Rejeitada @ 90%	Rejeita @ 99%	Série Integrada de ordem 1
MÉXICO	H0: $\pi=0$: Rejeitada @90% H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Rejeitada @ 95% H0: $\beta_1=\pi=0$: Rejeitada @ 95%	Rejeita @ 99%	Indícios de que a série seja integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
TURQUIA	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Não rejeita	Indícios de que a série seja integrada de ordem 2. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno

Tabela 18 - Teste de raiz unitária – Passivo externo líquido – Sumário – Diversos Países - Anual

NFAGDP	Série em Nível - Tendência + Constante	Série em Nível - Constante	Série em 1ª Diferença - Tendência + Constante	
País	Teste	Teste	Teste	Análise
ARGENTINA	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 95%	Série Integrada de ordem 1
BRASIL	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 95%	Série Integrada de ordem 1
CORÉIA	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 95%	Série Integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
ESTADOS UNIDOS	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 99%	Indícios de que a série seja integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
INGLATERRA	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 99%	Indícios de que a série seja integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
JAPÃO	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Rejeita @ 90%	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 99%	Série Integrada de ordem 1
MÉXICO	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Não Rejeitada	Rejeita @ 99%	Indícios de que a série seja integrada de ordem 0. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno
TURQUIA	H0: $\pi=0$: Rejeita @ 95% H0: $\beta_2=\pi=0$: Rejeita @ 95%	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_1=\pi=0$: Rejeitada @ 99%	Rejeita @ 99%	Indícios de que a série seja integrada de ordem 2. Resultado relativizado pelo tamanho da amostra ser pequeno

5.3.3 Estimação do Modelo VECM e TVECM

Na Tabela 19 consta de forma consolidada os critérios de informação, os testes ARCH e o percentual dos dados em cada regime para cada modelagem TVECM realizada. Os vetores de cointegração são fixados e iguais aos estimados na modelagem VECM para os modelos TVECM. O limiar de cada modelo é estimado através da metodologia de *gridsearch*. Os coeficientes dos modelos VECM e TVECM, as relações de longo prazo entre as variáveis e os gráficos dos resíduos dos modelos aqui sumarizados são encontrados no apêndice deste trabalho.

Embora as amostras sejam pequenas, contendo 42 dados cada, o resultado aqui presente corrobora, salvo alguns casos, com o resultado obtido no caso trimestral para os Estados Unidos, dando evidências de que uma abordagem TVECM possa ter um melhor ajuste quando analisando o fenômeno de desalinhamento cambial. Na maioria dos casos abaixo, a estatística SSR sinaliza que uma modelagem TVECM se ajusta melhor à estrutura dos dados e, para países como Turquia, Brasil, Argentina, em que regimes de ajustamentos são mais comuns

consequência de regimes de crise em suas histórias, esta estatística tem uma melhora significativa. Para a Turquia, por exemplo, a soma quadrática dos resíduos cai de 1.42, em uma modelagem VECM, para 0.97 quando as séries são analisadas sob o escopo de uma abordagem TVECM. Outro ponto é relacionado à questão de não linearidade na média sendo tratada como sendo efeitos ARCH. Através de uma abordagem TVECM, existe melhora quase que consistente no p-valor da estatística ARCH se comparado com o p-valor gerado para uma modelagem VECM. Quando analisando o critério de informação BIC, como no caso trimestral, a abordagem VECM é superior à TVECM. Para o critério de informação AIC esse resultado não fica bem definido. Contudo é importante relativizar este resultado dado o tamanho da amostra ser muito menor e também pelo fato da frequência dos dados aqui serem anuais. Esses fatores geram imprecisão na hora da estimação dos parâmetros e também suavizam muito efeitos de não linearidade.

Tabela 19 – Modelos VECM e TVECM – Países Diversos - Anual

	GL	ARGENTINA	BRASIL	CORÉIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÃO	MÉXICO	TURQUIA
NDADOS		42	42	42	42	42	42	42	42
PERIODICIDADE		ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL
NLAGS		2	1	2	4	2	5	2	3
VECM SSR		3.714	0.835	0.331	0.092	0.216	0.188	0.652	1.420
TVECM SSR		2.115	0.629	0.283	0.059	0.182	0.131	0.492	0.974
VECM AIC		-294.1	-369.2	-426.5	-492.4	-458.9	-423.7	-415.1	-346.5
TVECM AIC		-301.3	-380.7	-423.8	-493.2	-457.0	-406.4	-416.4	-340.8
VECM BIC		-278.9	-354.0	-411.3	-464.5	-443.7	-389.9	-399.9	-324.9
TVECM BIC		-272.6	-352.0	-395.1	-439.2	-428.3	-340.3	-387.7	-299.2
ARCH-LM VECM - P - VALOR	45	26.9%	5.5%	94.5%	20.2%	81.8%	51.4%	86.3%	81.1%
ARCH-LM TVECM - P - VALOR	45	68.2%	90.5%	100.0%	85.3%	22.5%	42.1%	99.9%	89.2%
TVECM % REGIME 1		90.0%	80.0%	17.5%	55.3%	42.5%	48.6%	82.5%	48.7%
TVECM % REGIME 2		10.0%	20.0%	82.5%	44.7%	57.5%	51.5%	17.5%	51.3%

5.3.5 Testes de Não Linearidade

A Tabela 20 consolida as estatísticas dos testes de não linearidade realizados. O resultado é um pouco difuso e parte disso tem que ser relativizado por estarmos tratando de amostras contendo 42 períodos e de frequência anual.

Analisando inicialmente a presença de não linearidade segundo a metodologia de Kapetanios, Shin e Snell (2003), apenas o caso da Coréia consegue rejeitar a hipótese nula de não linearidade no mecanismo de ajustamento. Essa rejeição

acontece a um nível de confiança de 95% (t crítico @95% = -3.28 – Ver Tabela A1). Para os outros casos a rejeição da hipótese nula, da não presença de cointegração não linear ESTAR, não consegue ser rejeitada, embora casos como Argentina e México apresentem uma estatística t elevada.

Tabela 20- Estatísticas – Testes de Não Linearidade – Países Diversos - Anual

	ARGENTINA	BRASIL	CORÉIA	ESTADOS UNIDOS	INGLATERRA	JAPÃO	MÉXICO	TURQUIA
NDADOS	42	42	42	42	42	42	42	42
NLAGS - VAR	2	2	2	4	2	5	2	3
PERIODICIDADE	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL	ANUAL
KAPETANIOS <i>et al</i> (2003) - t - est.	-2.64	-1.44	-3.64	-2.88	-1.87	-1.15	-2.03	-1.07
HANSEN SEO (2002) - FRB - P - VALOR	22.9%	93.4%	12.1%	35.5%	50.6%	42.7%	0.6%	1.1%
HANSEN SEO (2002) - RB - P- VALOR	20.3%	61.5%	13.3%	36.5%	47.8%	32.7%	0.9%	0.9%
SEO(2006) - P - VALOR	30.9%	49.0%	24.9%	86.7%	82.5%	46.1%	4.3%	74.8%

Para o teste de Hansen e Seo (2002) foi utilizado $n=1000$ para a realização das duas abordagens de *bootstrap*. Para os casos coreano, mexicano e turco foram rejeitadas a hipótese nula de cointegração linear. Logo, foi verificado para estas três economias a presença de cointegração com limiar segundo esta abordagem de teste. Para a economia argentina o p -valor, da ordem de 20%, é bastante representativo se considerarmos que estamos trabalhando com uma amostra de tamanho reduzido. Isso nos fornece indícios de não linearidade no mecanismo de ajustamento cambial desta economia. Já para as economias brasileira, americana, inglesa e japonesa não é possível através do teste proposto realizar a eliminação da hipótese nula. Contudo este resultado deve ser relativizado dada as condições das amostras analisadas.

Para o teste proposto por Seo (2006), foi utilizado $n=1000$ para a realização da abordagem residual do *bootstrap*. Como vetores de cointegração utilizados para a realização do teste foram utilizados os estimados na modelagem VECM. Analisando a Tabela 20, apenas o estudo para da economia mexicana rejeita a hipótese nula de não cointegração proposta pelo autor. Para a economia coreana o p -valor também é bastante significativo (p -valor = 24,9%) dado o tamanho e periodicidade da amostra sendo analisada.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho propõe a análise do fenômeno de ajustamento cambial através de uma metodologia que incorpore não linearidade na média. O estudo foi realizado através da estimação de modelos de ajustamento TVECM – Modelos Vetores de Correção de Erros com Limiar – e comparação com modelos VECM para os dados de câmbio real e passivo externo líquido de diversas economias. Como metodologias de testes realizadas foram utilizadas as propostas por Kapetanios, Shin e Snell (2003), Hansen e Seo(2002) e Seo (2006). A contribuição desta dissertação foi a de realizar um estudo sobre efeito do desalinhamento cambial utilizando uma abordagem TVECM, de forma a incorporar efeitos de não linearidade e verificar se existe ganho na aplicação desta forma de modelagem no estudo do desalinhamento.

Diversas economias foram analisadas para a problemática aqui levantada. O caso americano de desalinhamento foi analisado com dados em frequência trimestral. Para as economias argentina, brasileira, coreana, inglesa, japonesa, mexicana e turca o estudo foi realizado em frequência anual. Esta análise no contexto anual surge numa busca por robustez nos resultados obtidos para o caso trimestral. Contudo, esta análise deve ser relativizada por essas séries temporais ter um prazo menor, 42 períodos, e também por sua frequência anual ter como provável consequência a suavização de efeitos de não linearidade no fenômeno do ajustamento.

Foram encontradas evidência de não linearidade no mecanismo de ajustamento cambial em algumas economias. Para o caso americano quando analisado em frequência trimestral, os testes propostos por Kapetanios, Shin e Snell (2003), Hansen e Seo (2002) sugerem a não presença de linearidade no ajustamento do desalinhamento cambial. Para o caso em que a frequência dos dados é anual, o resultado foi menos conclusivo. Para algumas economias é possível afirmar que existem evidências de que o fenômeno de ajustamento acontece de forma não linear enquanto para outras não. Independente se confirmada ou não a não linearidade para o caso anual com significância estatística,

foi percebido um melhor ajustamento dos dados à estrutura com relaxamento para a não linearidade na média.

7 BIBLIOGRAFIA

BALKE, N.S, FOMBY, T.B **Threshold Cointegration**. International Economic Review, 38 (3), 627-645, 1997.

BÉNASSY-QUÉRÉ, A. *et al.* **Equilibrium exchange rate: a guidebook for the euro-dollar rate.**, Paris: Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales-CEPII, 2008.

BÉREAU,S., VILLAVICENCIO, A.,L., MIGNON, V., **Nonlinear adjustment of the real exchange rate towards its equilibrium value: A panel Smooth Transition Error Correction Modeling**. CEPII, Working Paper, No 2008 -23, 2008.

BILSON, J. F. , **Recent developments in monetary models of exchange rate determination**. IMF Staff Paper 26(2): 201-223, 1979.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach** , Springer-Verlag, 2ªEd., 2002.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Multimodel inference: understanding AIC and BIC in model Selection** , Springer-Verlag, 2ªEd., 2004.

CALDERON, C. A.; AGUIRRE, A. **Real exchange rate misalignments and economic Performance** . Santiago: Banco Central do Chile, Working Paper, n. 315, 2005.

CAMARERO, M. et al. **The euro-dollar exchange rate: is it fundamental?** Venice: CESIFO, Working Paper, n. 798, 2002.

CHAND, S. **How misaligned is the Australian real exchange rate?**, Working Paper – International and Development Economics. Sidney: East Asian Bureau of Economic Research, 2001.

CHAUVET, M.; LIMA E. C. R.; VASQUEZ, B. **Forecasting Brazilian output in the presence of breaks: A comparison of linear and nonlinear models**. Working Paper 2002-28 Series of The Federal Reserve Bank of Atlanta, 2002

CLINE, W. R. , **Estimating consistent fundamental equilibrium exchange rate**. Working paper Series. Washington, Peterson Institute for International Economics: 1-26, 2008.

COUDERT, V.; COUHARDE, C. **Real equilibrium exchange rate in European union new members and candidate countries**. 3rd Eurofram Conference on Economic policy Issues in the European Union. Berlin, 2006.

DE LONG, J., SHLEIFER, A., SUMMERS, L. AND WALDMANN, R. , **Noise Trader Risk in Financial Markets**, Harvard Institute of Economic Research, Harvard University, (1988).

DI NARZO, A. F., **Nonlinear autoregressive time series models in R using tsDyn version 0.7**. Disponível em <<http://cran.r-project.org/web/packages/tsDyn/>>, 2008.

DOMINGUEZ, K., **Central bank intervention and exchange rate volatility**, Journal of International Money and Finance 17(1), 161–190, 1998.

DUFRENOT, G. L. et al. **Persistent misalignments of the European exchange rates: some evidence from non-linear cointegration**. Applied Economics, v. 38, p. 203-229, 2006.

_____ ; et al. **Explaining the European exchange rates deviations: long memory or non-linear adjustment?**, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, v. 18, n. 3, p. 207-215, 2008.

_____ ; MIGNON, V. **Recent developments in nonlinear cointegration with applications to macroeconomics and finance**. Boston: Kluwer Academic Publishers,. xxvii, 299 p, 2002.

DUMAS, B., **Dynamic equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world**, Review of Financial Studies 5(2), 153–180, 1992.

ÉGERT, B. **Equilibrium real exchange rates in Central Europe's transition economies: knocking on heaven's door**. Paris: University of Paris, 2002 (William Davidson Working Paper).

_____ ; et al. **The stock-flow approach to the real exchange rate of CEE transition economies**. Paris: Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales-CEPII, 2004. 42 p.

FARUQEE, H., **Long-run determinants of the real exchange rate: A stock Flow Perspective**. IMF Staff Paper 42: 80-107, 1995.

FLOOD, R. AND MARION, N. **Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature**, International Journal of Finance & Economics 4(1), 1, 1999.

HAMILTON, J., **Time Series Analysis**. Princeton University Press, 1994.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Newyork: Cambridge University Press, 2003.

FROOT, K. A. and K. ROGOFF, Eds., **Perspectives on PPP and Long-run Real exchange rates**. Handbook of International Economics. Amsterdam, North-Holland, 1995.

GOLDFAJN, I.; VALDES, R. **The aftermath of appreciations**. Quartely Journal of Economics, v. 114, n. 1, p. 229-262, 1999.

HANSEN, B., SEO, M . **Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models**. Journal of econometrics, v. 110, 293-318, 2002

IMBS, J., MUMTAZ, H., RAVN, M. AND REY, H., **Nonlinearities and Real Exchange Rate Dynamics**, Journal of the European Economic Association 1(2- 3), 639–649, 2003.

KAPETANIOS, G., SHIN, Y., SNELL, A. **Testing for cointegration in nonlinear STAR error correction models** Working Papers 497, Queen Mary, University of London, School of Economics and Finance, 2003.

JOHANSEN, S., **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**, 2nd ed. Oxford University Press, Oxford, 1996.

_____ ; **The interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 67, p. 93-104, 2005.

_____ ; **Some identification problems in the cointegrated vector autoregressive model**. Copenhagen: Department of Economics, (Working Paper), 2007.

_____ ; JUSELIUS, K. **Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analisys of the PPP and UIP for UK**. Journal of Econometrics, v. 53, p. 211-224, 1992.

JUSELIUS, K. **The cointegrated VAR model methodology and applications**. Oxford: Oxford University Press, 2009 (Advanced Texts in Econometrics).

KRUGMAN, P., **Target Zones and Exchange Rate Dynamics**, Quarterly Journal of Economics 106, 231–254, 1991.

KUBOTA, M. **Real Exchange Rate Misalignments: Theoretical modelling and empirical evidence**. Discussion Papers in Economics. York, University of York, 2009.

LARSEN, B. **A threshold cointegration analysis of Norwegian interest rates**, Dissertação de mestrado em estatística, 2012.

LO, M., ZIVOT, E. **Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price** Macroeconomic Dynamics, 5(4), 533-576, 2001.

MACDONALD, R. **What determines real exchange rate? The long and short of it**. , STEIN, J. (Ed.). Dordrecht, 1999.

MACKINNON, J. G., **Critical values for cointegration tests**, Working Paper no 1227, Queen's Economics Departament

MARÇAL, E.F., **Estimando o Desalinhamento Cambial Brasileiro a partir de Modelos Multivariados com Cointegração**. Texto de discussão do Ipea, nº 1666, 2011.

_____ ; **Desalinhamentos Cambiais, Interdependência, Crises, Guerras cambiais: Uma avaliação empírica** Working Paper no XXXIII , BNDS/ANPEC, 2012.

_____ ; RIBEIRO, P. F. **Levado pelos fundamentos? Estimando o desalinhamento cambial norte-americano a partir de técnicas de cointegração**. Texto de discussão do Ipea, nº 1674, 2011.

MILESI-FERRETI, G.M., LANE, P.R., **The transfer problem revisited: Net foreign assets and real exchange rates**. IMF Working paper 123, 2000.

_____ ; _____ ;, **The transfer problem revisited: Net foreign assets and real exchange rates**. The review of Economics and Statistics, Vol LXXXVI, 2004.

MCCOWN, T. A. et al. **Equilibrium exchange rate models and misalignments**. Office of International Affairs. Washington: Department of Treasury, 2007

MONTIEL PETER J., **Determinants of the long-run equilibrium real exchange rate: an analytical model**, in Hinkle Lawrence. E., 1999

_____ ; **Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries**, World Bank, Oxford Press University, New York, 1999

O'CONNELL, P. AND WEI, S., **The Bigger They Are, The Harder They Fall": How Price Differences Across US Cities Are Arbitrated**, NBER Working Paper 6089, (1997).

OBSTFELD, M. AND TAYLOR, A., **Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited**, Journal of the Japanese and International Economies 11(4), 441–479, 1997.

RODRIK, D. **The real exchange rate and economic growth**. Brookings Papers on Economic Activity, v. 2, Fall, p. 365-412, 2008.

SAMUELSON, P. **Theoretical notes on trade problems.** The Review of Economics and Statistics, v. 46, p. 145-154, 1964.

SEO, M. **Bootstrap Testing for the Null of No Cointegration in a Threshold Vector Error Correction Model,** Journal of Econometrics, 134(1), 129-150, 2006.

SERCU, P., UPPAL, R. AND VAN HULLE, C., **The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity,** Journal of Finance 50, 1309–1309, 1995.

STIGLER, M., **Threshold cointegration: Overview and implementation in R.**

Disponível em <http://cran.r-project.org/web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf> 2012.

TAYLOR, A. M., **Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price.** Econometrica 69(2): 473-498, 2001.

_____ ; AND ALLEN, H., **The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market,** Journal of International Money and Finance 11, 304–314, 1992.

_____ ; P.; PEEL, D. A. **Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals.** Journal of International Money and Finance, v. 19, n. 1, p. 33-53, 2000.

TRONZANO, M., PSARADAKIS, Z. AND SOLA, M., **Target zones and economic fundamentals,** Economic Modelling 20, 791–807, 2003.

WILLIAMSON, J., **Estimating Equilibrium Exchange Rates.** Washington D.C. IIE, 1994.

APÊNDICE

A Tabela Da Estatística t Calculada Por Kapetanios *et al* (2003)

Tabela A1 – Estatística t. Parâmetros críticos – Kapetanios *et al*(2003) – Caso com constante

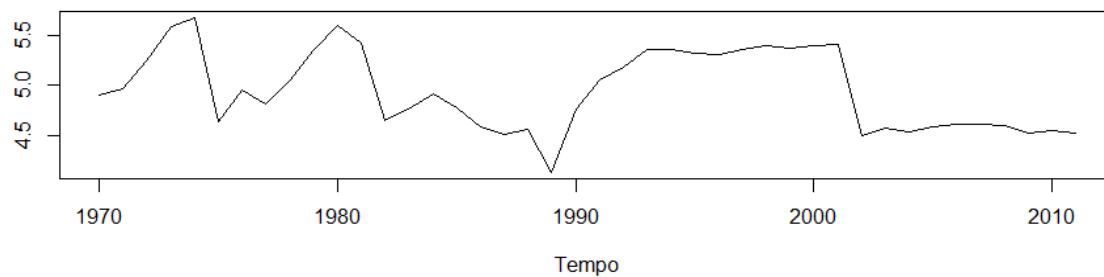
p	90%	95%	99%
1	-2.98	-3.28	-3.84
2	-3.36	-3.67	-4.23
3	-3.63	-3.93	-4.50
4	-3.90	-4.19	-4.68
5	-4.10	-4.42	-4.97

p=1=Número de LAGs do modelo Irrestrito VAR

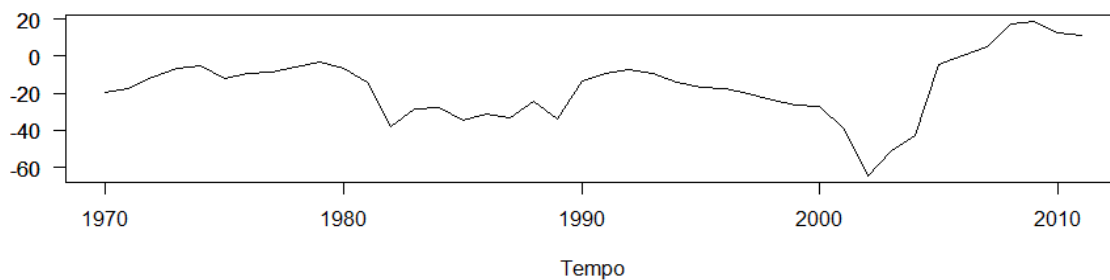
Fonte: Kapetanios *et al* (2003)

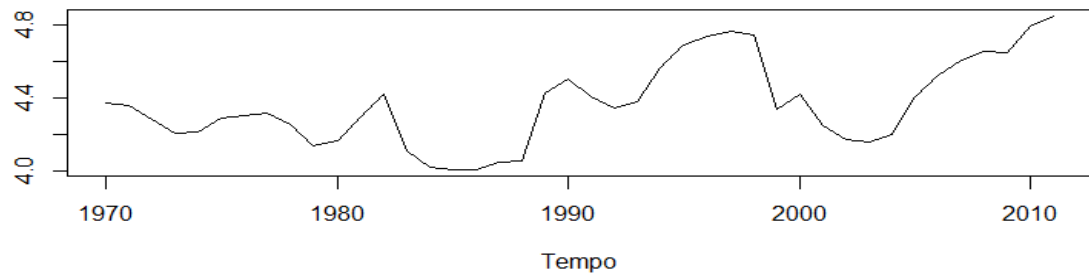
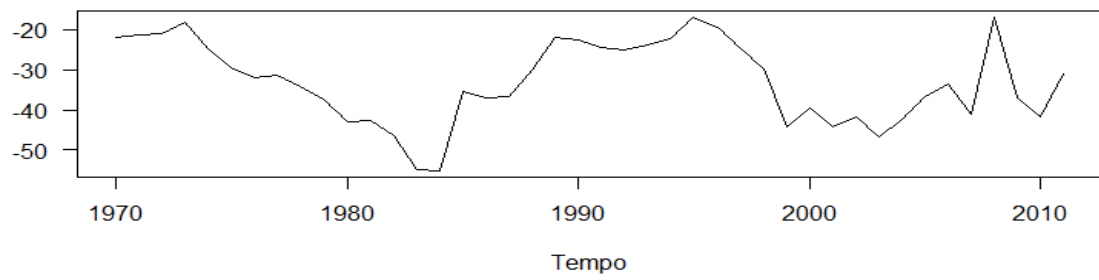
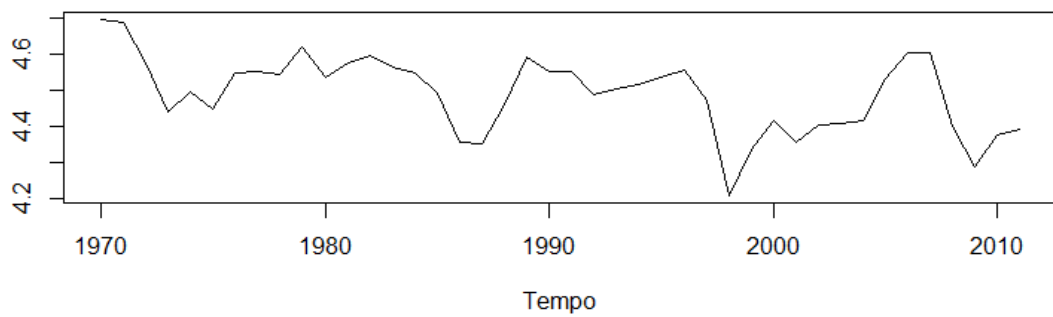
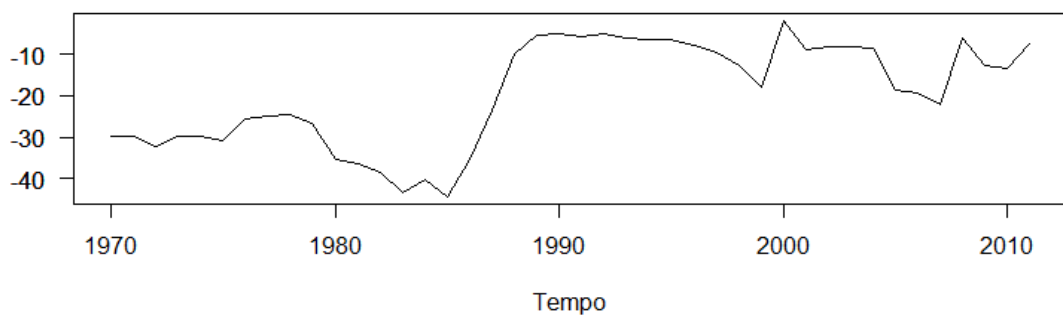
B - Câmbio Real – Passivo Externo Líquido

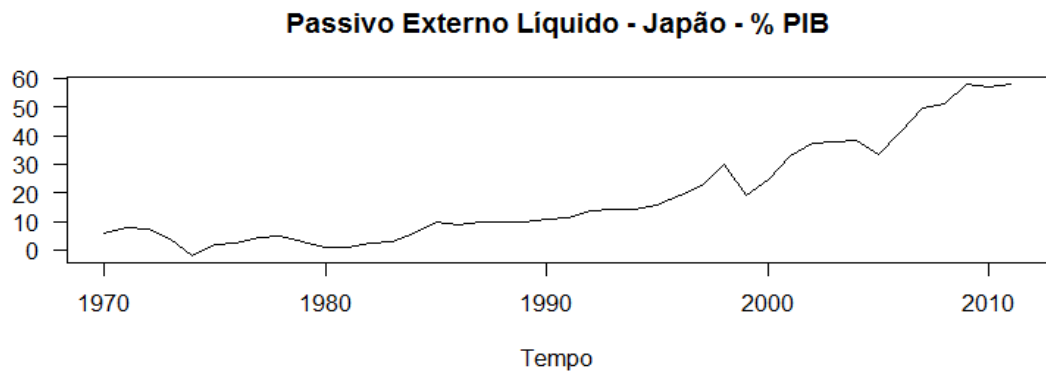
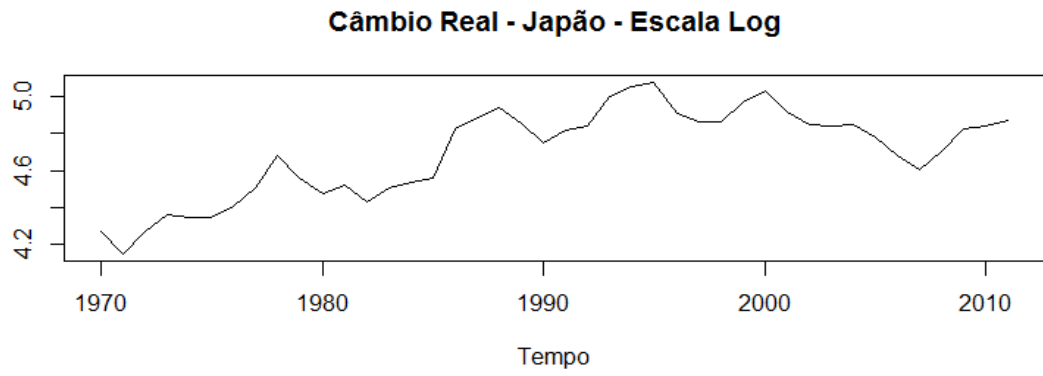
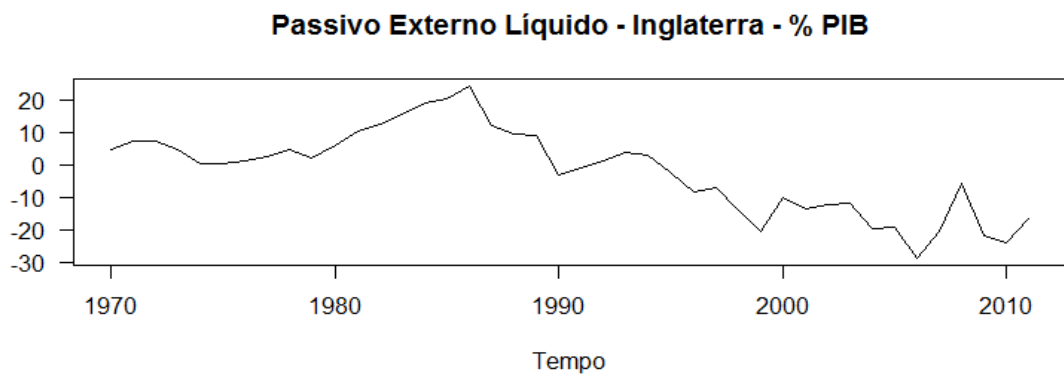
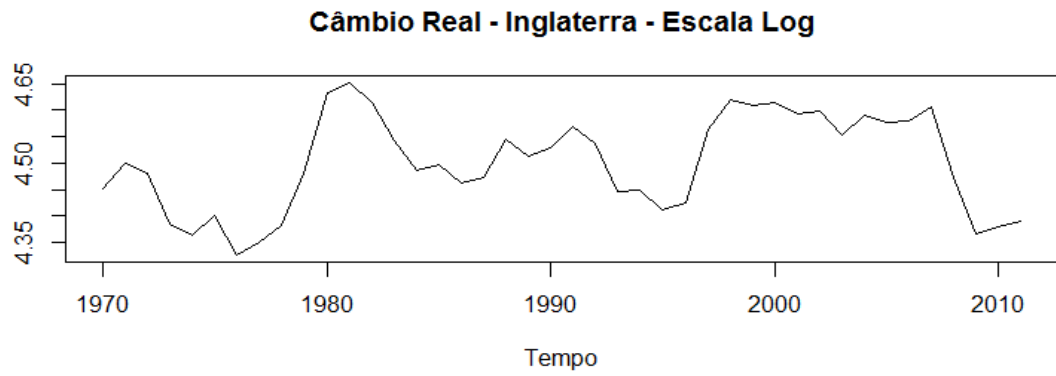
Câmbio Real - Argentina - Escala Log

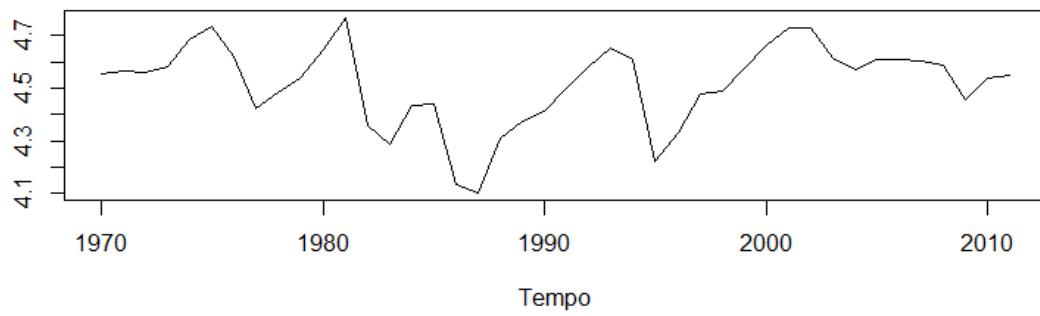
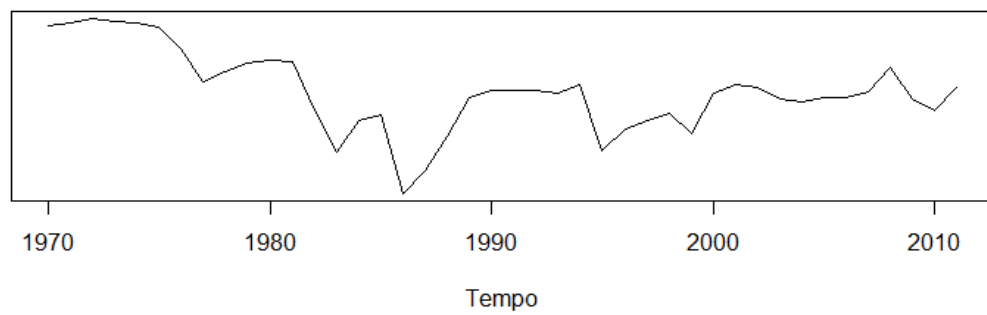
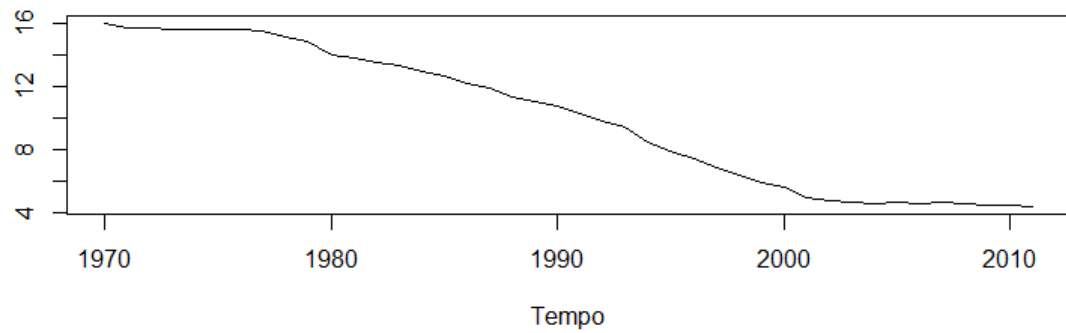
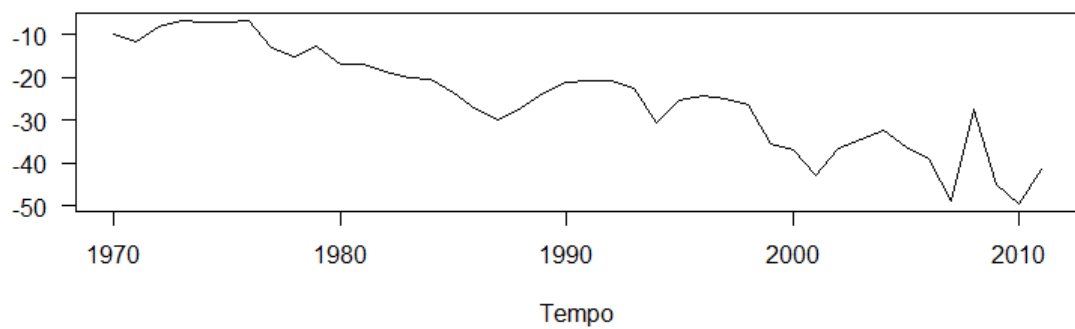


Passivo Externo Líquido - Argentina - % PIB



Câmbio Real - Brasil - Escala Log**Passivo Externo Líquido - Brasil - % PIB****Câmbio Real - Coréia - Escala Log****Passivo Externo Líquido - Coréia - % PIB**



Câmbio Real - México - Escala Log**Passivo Externo Líquido - México - % PIB****Câmbio Real - Turquia - Escala Log****Passivo Externo Líquido - Turquia - % PIB**

C - Estimação Do VAR Irrestrito – Anual – Critério De Seleção

ARGENTINA - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-8.79	NA	0.01	0.67	0.77	0.70
1	40.56	89.45	0.00	-2.16	-1.89	-2.07
2	41.05	0.82	0.00	-1.94	-1.48	-1.79
3	43.29	3.50	0.00	-1.83	-1.19	-1.62
4	46.09	4.02	0.00	-1.76	-0.93	-1.48
5	47.04	1.25	0.00	-1.56	-0.56	-1.23
6	48.14	1.31	0.00	-1.38	-0.19	-0.99
7	50.24	2.23	0.00	-1.26	0.11	-0.81
8	59.25	8.45	0.00	-1.58	-0.02	-1.06
9	63.36	3.34	0.00	-1.59	0.16	-1.01
10	69.79	4.42	0.00	-1.74	0.19	-1.10

BRASIL - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-8.79	NA	0.01	0.67	0.77	0.70
1	40.56	89.45	0.00	-2.16	-1.89	-2.07
2	41.05	0.82	0.00	-1.94	-1.48	-1.79
3	43.29	3.50	0.00	-1.83	-1.19	-1.62
4	46.09	4.02	0.00	-1.76	-0.93	-1.48
5	47.04	1.25	0.00	-1.56	-0.56	-1.23
6	48.14	1.31	0.00	-1.38	-0.19	-0.99
7	50.24	2.23	0.00	-1.26	0.11	-0.81
8	59.25	8.45	0.00	-1.58	-0.02	-1.06
9	63.36	3.34	0.00	-1.59	0.16	-1.01
10	69.79	4.42	0.00	-1.74	0.19	-1.10

CORÉIA - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	48.89	NA	0.00	-2.93	-2.84	-2.90
1	80.05	56.48	0.00	-4.63	-4.35	-4.54
2	85.31	8.88	0.00	-4.71	-4.25	-4.56
3	87.56	3.51	0.00	-4.60	-3.96	-4.38
4	88.28	1.03	0.00	-4.39	-3.57	-4.12
5	89.56	1.68	0.00	-4.22	-3.21	-3.89
6	91.88	2.76	0.00	-4.12	-2.93	-3.72
7	94.05	2.31	0.00	-4.00	-2.63	-3.55
8	102.99	8.38	0.00	-4.31	-2.75	-3.80
9	110.45	6.06	0.00	-4.53	-2.79	-3.95
10	116.93	4.45	0.00	-4.68	-2.76	-4.05

ESTADOS UNIDOS - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	59.37	NA	0.00	-3.59	-3.49	-3.56
1	115.43	101.61	0.00	-6.84	-6.56	-6.75
2	121.73	10.63	0.00	-6.98	-6.53	-6.83
3	124.55	4.40	0.00	-6.91	-6.27	-6.70
4	132.32	11.17	0.00	-7.14	-6.32	-6.87
5	133.82	1.98	0.00	-6.99	-5.98	-6.65
6	134.90	1.28	0.00	-6.81	-5.62	-6.41
7	137.71	2.99	0.00	-6.73	-5.36	-6.28
8	139.91	2.06	0.00	-6.62	-5.06	-6.10
9	145.84	4.82	0.00	-6.74	-5.00	-6.16
10	157.27	7.86	0.00	-7.20	-5.28	-6.57

INGLATERRA - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	52.44	NA	0.00	-3.15	-3.06	-3.12
1	89.91	67.92	0.00	-5.24	-4.97	-5.15
2	100.83	18.42	0.00	-5.68	-5.22	-5.52
3	104.43	5.63	0.00	-5.65	-5.01	-5.44
4	109.05	6.63	0.00	-5.69	-4.87	-5.42
5	111.76	3.56	0.00	-5.61	-4.60	-5.28
6	116.59	5.73	0.00	-5.66	-4.47	-5.27
7	123.83	7.70	0.00	-5.86	-4.49	-5.41
8	126.63	2.63	0.00	-5.79	-4.23	-5.27
9	132.62	4.87	0.00	-5.91	-4.17	-5.34
10	134.73	1.45	0.00	-5.80	-3.87	-5.16

JAPÃO - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	21.94	NA	0.00	-1.25	-1.15	-1.22
1	93.90	130.43	0.00	-5.49	-5.22	-5.40
2	96.71	4.74	0.00	-5.42	-4.96	-5.27
3	101.78	7.92	0.00	-5.49	-4.84	-5.27
4	104.52	3.94	0.00	-5.41	-4.58	-5.13
5	113.02	11.16	0.00	-5.69	-4.68	-5.35
6	117.32	5.10	0.00	-5.71	-4.52	-5.31
7	121.89	4.86	0.00	-5.74	-4.37	-5.29
8	122.97	1.01	0.00	-5.56	-4.00	-5.04
9	130.20	5.88	0.00	-5.76	-4.02	-5.19
10	140.09	6.80	0.00	-6.13	-4.21	-5.49

MÉXICO - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	68.40	NA	0.00	-4.15	-4.06	-4.12
1	80.28	21.54	0.00	-4.64	-4.37	-4.55
2	83.13	4.81	0.00	-4.57	-4.11	-4.42
3	84.74	2.52	0.00	-4.42	-3.78	-4.21
4	86.23	2.13	0.00	-4.26	-3.44	-3.99
5	89.08	3.75	0.00	-4.19	-3.19	-3.86
6	92.52	4.08	0.00	-4.16	-2.97	-3.76
7	93.87	1.43	0.00	-3.99	-2.62	-3.54
8	96.87	2.82	0.00	-3.93	-2.37	-3.41
9	98.74	1.52	0.00	-3.80	-2.06	-3.22
10	101.44	1.85	0.00	-3.71	-1.79	-3.08

TURQUIA - ANUAL

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-37.02	NA	0.04	2.44	2.53	2.47
1	54.82	166.46	0.00	-3.05	-2.78	-2.96
2	57.81	5.04	0.00	-2.99	-2.53	-2.84
3	63.16	8.36	0.00	-3.07	-2.43	-2.86
4	64.77	2.32	0.00	-2.92	-2.10	-2.65
5	65.43	0.87	0.00	-2.71	-1.71	-2.38
6	66.57	1.35	0.00	-2.54	-1.34	-2.14
7	71.25	4.98	0.00	-2.58	-1.20	-2.12
8	72.63	1.29	0.00	-2.41	-0.86	-1.90
9	79.60	5.66	0.00	-2.60	-0.86	-2.02
10	84.34	3.26	0.00	-2.65	-0.72	-2.01

D - Estimação Do Var Irrestrito – Anual – Teste Portmanteau

ARGENTINA - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=2	2.25	0	0.00
K=3	3.92	4	0.42
K=4	4.12	8	0.85
K=5	4.55	12	0.97
K=6	6.38	16	0.98
K=7	11.90	20	0.92
K=8	13.41	24	0.96
K=9	16.38	28	0.96
K=10	17.48	32	0.98
K=11	18.73	36	0.99
K=12	21.36	40	0.99
K=13	21.87	44	1.00
K=14	25.44	48	1.00
K=15	27.68	52	1.00
K=16	29.67	56	1.00

BRASIL - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=2	1.54	0	0.00
K=3	3.60	4	0.46
K=4	5.15	8	0.74
K=5	6.80	12	0.87
K=6	10.66	16	0.83
K=7	12.55	20	0.90
K=8	16.29	24	0.88
K=9	22.08	28	0.78
K=10	24.26	32	0.83
K=11	27.50	36	0.84
K=12	29.37	40	0.89
K=13	30.27	44	0.94
K=14	33.78	48	0.94
K=15	34.39	52	0.97
K=16	37.40	56	0.97

CORÉIA - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=2	2.14	0	0.00
K=3	3.85	4	0.43
K=4	5.26	8	0.73
K=5	6.12	12	0.91
K=6	6.55	16	0.98
K=7	9.76	20	0.97
K=8	10.89	24	0.99
K=9	18.15	28	0.92
K=10	24.04	32	0.84
K=11	28.13	36	0.82
K=12	31.02	40	0.84
K=13	32.17	44	0.91
K=14	33.76	48	0.94
K=15	34.91	52	0.97
K=16	35.42	56	0.99

ESTADOS UNIDOS - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=4	5.10	0	0.00
K=5	6.45	4	0.17
K=6	10.64	8	0.22
K=7	11.57	12	0.48
K=8	15.67	16	0.48
K=9	17.32	20	0.63
K=10	18.94	24	0.75
K=11	22.03	28	0.78
K=12	23.68	32	0.86
K=13	24.25	36	0.93
K=14	24.87	40	0.97
K=15	26.18	44	0.98
K=16	29.01	48	0.99
K=17	29.81	52	0.99
K=18	31.45	56	1.00

INGLATERRA - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=2	3.13	0	0.00
K=3	8.41	4	0.08
K=4	12.22	8	0.14
K=5	13.05	12	0.37
K=6	15.30	16	0.50
K=7	15.97	20	0.72
K=8	26.88	24	0.31
K=9	29.39	28	0.39
K=10	30.90	32	0.52
K=11	35.29	36	0.50
K=12	39.19	40	0.51
K=13	42.68	44	0.53
K=14	47.21	48	0.51
K=15	47.39	52	0.66
K=16	48.09	56	0.76

JAPÃO - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=5	5.70	0	0.00
K=6	8.34	4	0.08
K=7	11.96	8	0.15
K=8	13.86	12	0.31
K=9	16.42	16	0.42
K=10	19.14	20	0.51
K=11	21.33	24	0.62
K=12	25.00	28	0.63
K=13	25.84	32	0.77
K=14	27.27	36	0.85
K=15	34.29	40	0.72
K=16	35.80	44	0.81
K=17	37.45	48	0.86
K=18	39.46	52	0.90
K=19	39.89	56	0.95

MÉXICO - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=2	2.20	0	0.00
K=3	5.52	4	0.24
K=4	13.71	8	0.09
K=5	15.79	12	0.20
K=6	16.60	16	0.41
K=7	18.21	20	0.57
K=8	20.46	24	0.67
K=9	25.97	28	0.57
K=10	28.46	32	0.65
K=11	30.39	36	0.73
K=12	32.48	40	0.80
K=13	34.79	44	0.84
K=14	36.67	48	0.88
K=15	42.71	52	0.82
K=16	43.30	56	0.89

TURQUIA - TESTE DE PORTMANTEAU - ANUAL

Lags	Estatística	GL	P-VALOR
K=3	1.35	0	0.00
K=4	4.13	4	0.39
K=5	4.47	8	0.81
K=6	4.97	12	0.96
K=7	7.42	16	0.96
K=8	10.26	20	0.96
K=9	12.59	24	0.97
K=10	14.41	28	0.98
K=11	16.80	32	0.99
K=12	18.72	36	0.99
K=13	20.96	40	0.99
K=14	27.60	44	0.97
K=15	30.75	48	0.98
K=16	32.34	52	0.99
K=17	33.67	56	0.99

E - Teste De Raiz Unitária – ADF – Séries Anuais

Teste de raiz unitária - ADF - Câmbio Real - c/ Tendência + Constante

País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ARGENTINA	τ_3	-2.77	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	2.64	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	3.93	9.31	6.73	5.61	
BRASIL	τ_3	-2.62	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	2.67	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	3.85	9.31	6.73	5.61	
CORÉIA	τ_3	-4.61	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Rejeita @ 99% H0: $\beta_2=\pi=0$: Rejeita @ 99%
	ϕ_2	7.26	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	10.72	9.31	6.73	5.61	
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-3.17	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.54	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	5.13	9.31	6.73	5.61	
INGLATERRA	τ_3	-3.13	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.34	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	4.97	9.31	6.73	5.61	
JAPÃO	τ_3	-2.56	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.10	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	3.98	9.31	6.73	5.61	
MÉXICO	τ_3	-3.42	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Rejeitada @90% H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.91	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	5.87	9.31	6.73	5.61	
TURQUIA	τ_3	-1.56	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.04	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	1.25	9.31	6.73	5.61	

Teste de raiz unitária - ADF - Câmbio Real - c/ Constante

País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ARGENTINA	τ_2	-2.48	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	3.10	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$: Não Rejeitada
BRASIL	τ_2	-1.75	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	1.66	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$: Não Rejeitada
CORÉIA	τ_2	-3.99	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @99%
	ϕ_1	8.13	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$:Rejeitada @99%
ESTADOS UNIDOS	τ_2	-2.96	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @95%
	ϕ_1	4.56	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$:Rejeitada @90%
INGLATERRA	τ_2	-3.01	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @95%
	ϕ_1	4.58	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$:Rejeitada @90%
JAPÃO	τ_2	-2.60	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	4.04	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$: Rejeitada @ 90%
MÉXICO	τ_2	-3.43	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Rejeitada @ 95%
	ϕ_1	5.87	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$: Rejeitada @ 95%
TURQUIA	τ_2	-0.52	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	3.34	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta+\pi=0$: Não Rejeitada

Teste de raiz unitária - ADF - 1ª DIFERENÇA Câmbio Real - c/ Tendência + Constante

País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ARGENTINA	τ_3	-4.91	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	8.08	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	12.10	9.31	6.73	5.61	
BRASIL	τ_3	-4.12	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 90%
	ϕ_2	5.66	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	8.47	9.31	6.73	5.61	
CORÉIA	τ_3	-5.49	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	10.07	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	15.07	9.31	6.73	5.61	
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-4.05	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 90%
	ϕ_2	5.49	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	8.21	9.31	6.73	5.61	
INGLATERRA	τ_3	-4.46	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	6.62	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	9.93	9.31	6.73	5.61	
JAPÃO	τ_3	-4.75	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	7.54	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	11.30	9.31	6.73	5.61	
MÉXICO	τ_3	-6.62	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	14.63	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	21.94	9.31	6.73	5.61	
TURQUIA	τ_3	-1.83	-4.15	-3.5	-3.18	Não rejeita
	ϕ_2	1.37	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	2.05	9.31	6.73	5.61	

Teste de raiz unitária - ADF - NFA - c/ Tendência + Constante

País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ARGENTINA	τ_3	-1.94	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	1.46	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	2.11	9.31	6.73	5.61	
BRASIL	τ_3	-2.13	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	1.66	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	2.44	9.31	6.73	5.61	
CORÉIA	τ_3	-2.02	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	1.48	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	2.04	9.31	6.73	5.61	
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-2.67	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	3.99	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	4.47	9.31	6.73	5.61	
INGLATERRA	τ_3	-2.15	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	1.78	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	2.39	9.31	6.73	5.61	
JAPÃO	τ_3	-1.82	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Rejeita @90%
	ϕ_2	4.60	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	4.49	9.31	6.73	5.61	
MÉXICO	τ_3	-2.36	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Não Rejeitada H0: $\beta_2=\pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_2	2.19	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	3.19	9.31	6.73	5.61	
TURQUIA	τ_3	-3.87	-4.15	-3.5	-3.18	H0: $\pi=0$: Rejeita @ 95% H0: $\beta_2=\pi=0$: Rejeita @ 95%
	ϕ_2	5.80	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	7.58	9.31	6.73	5.61	

Teste de raiz unitária - ADF - Câmbio Real - c/ Constante

País		Estatística	1%	5%	10%	Teste
ARGENTINA	τ_2	-1.96	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	2.01	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Não Rejeitada
BRASIL	τ_2	-2.23	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	2.54	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Não Rejeitada
CORÉIA	τ_2	-1.45	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	1.24	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Não Rejeitada
ESTADOS UNIDOS	τ_2	0.16	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	1.27	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Não Rejeitada
INGLATERRA	τ_2	-1.09	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	0.86	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Não Rejeitada
JAPÃO	τ_2	1.24	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	2.83	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Não Rejeitada
MÉXICO	τ_2	-2.54	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	3.32	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Não Rejeitada
TURQUIA	τ_2	-3.58	-3.58	-2.93	-2.6	$H_0: \pi=0$: Não Rejeitada
	ϕ_1	7.06	7.06	4.86	3.94	$H_0: \beta_1\pi=0$: Rejeitada @99%

Teste de raiz unitária - ADF - 1ª DIFERENÇA NFA - c/ Tendência + Constante

País		Estatística	1%	5%	10%	H0: Presença de Raiz Unitária
ARGENTINA	τ_3	-3.62	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 95%
	ϕ_2	4.37	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	6.54	9.31	6.73	5.61	
BRASIL	τ_3	-5.25	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 95%
	ϕ_2	9.23	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	13.83	9.31	6.73	5.61	
CORÉIA	τ_3	-3.73	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 95%
	ϕ_2	4.64	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	6.95	9.31	6.73	5.61	
ESTADOS UNIDOS	τ_3	-5.18	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	9.14	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	13.62	9.31	6.73	5.61	
INGLATERRA	τ_3	-6.03	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	12.19	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	18.27	9.31	6.73	5.61	
JAPÃO	τ_3	-6.06	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	12.27	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	18.41	9.31	6.73	5.61	
MÉXICO	τ_3	-6.02	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	12.12	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	18.17	9.31	6.73	5.61	
TURQUIA	τ_3	-6.48	-4.15	-3.5	-3.18	Rejeita @ 99%
	ϕ_2	14.10	7.02	5.13	4.31	
	ϕ_3	21.15	9.31	6.73	5.61	

F - Testes De Cointegração

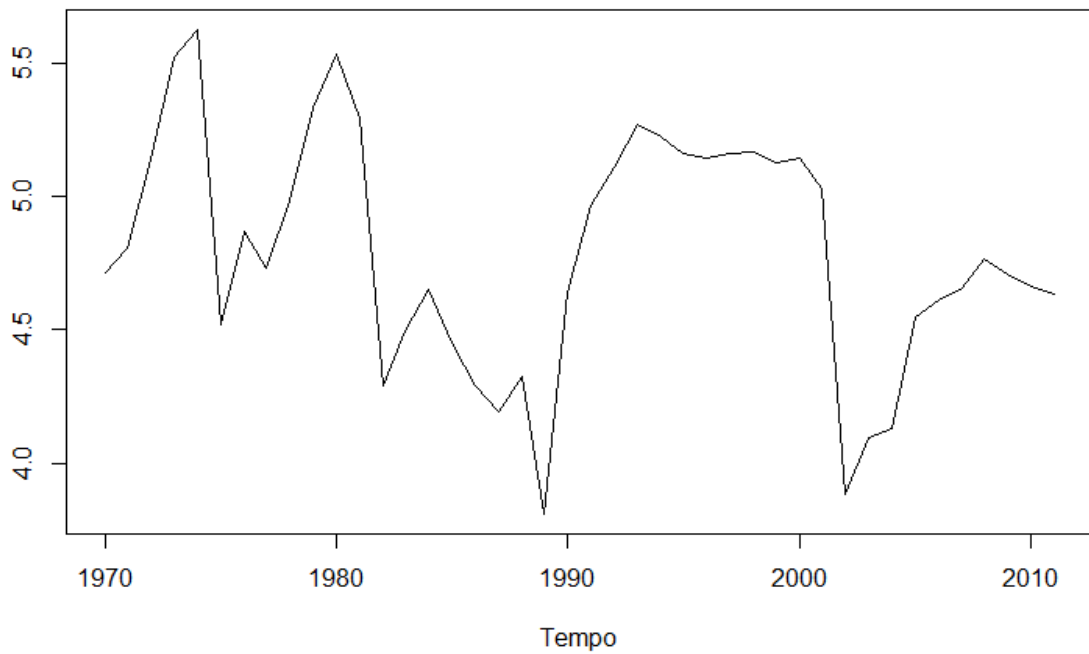
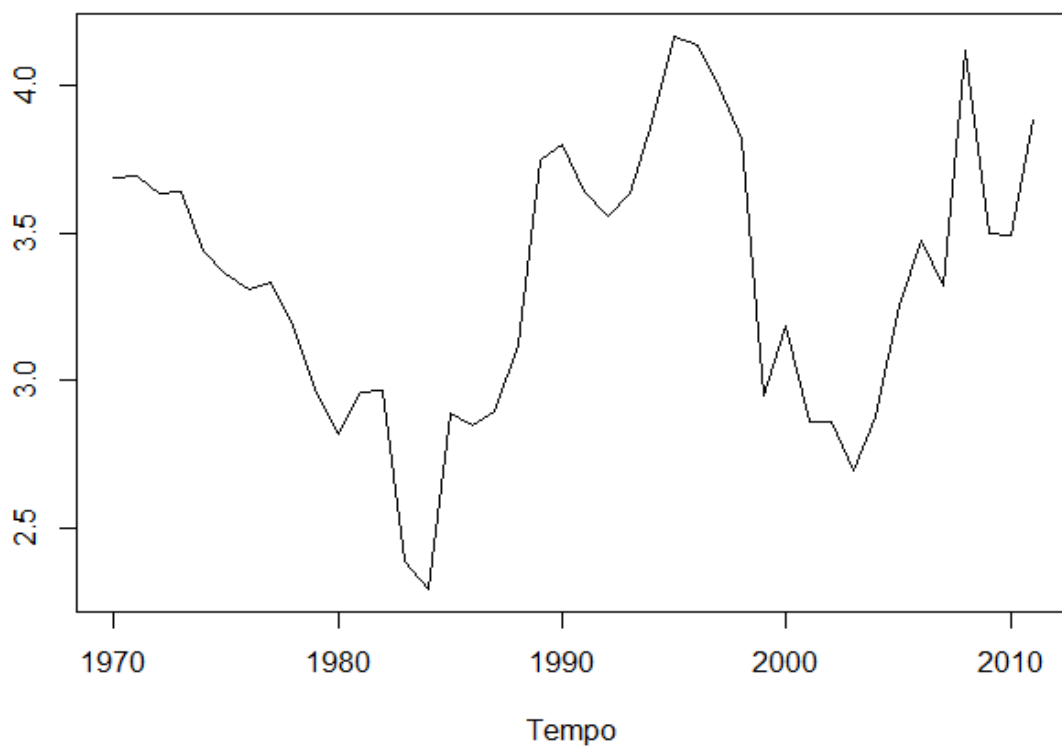
Teste do Traço

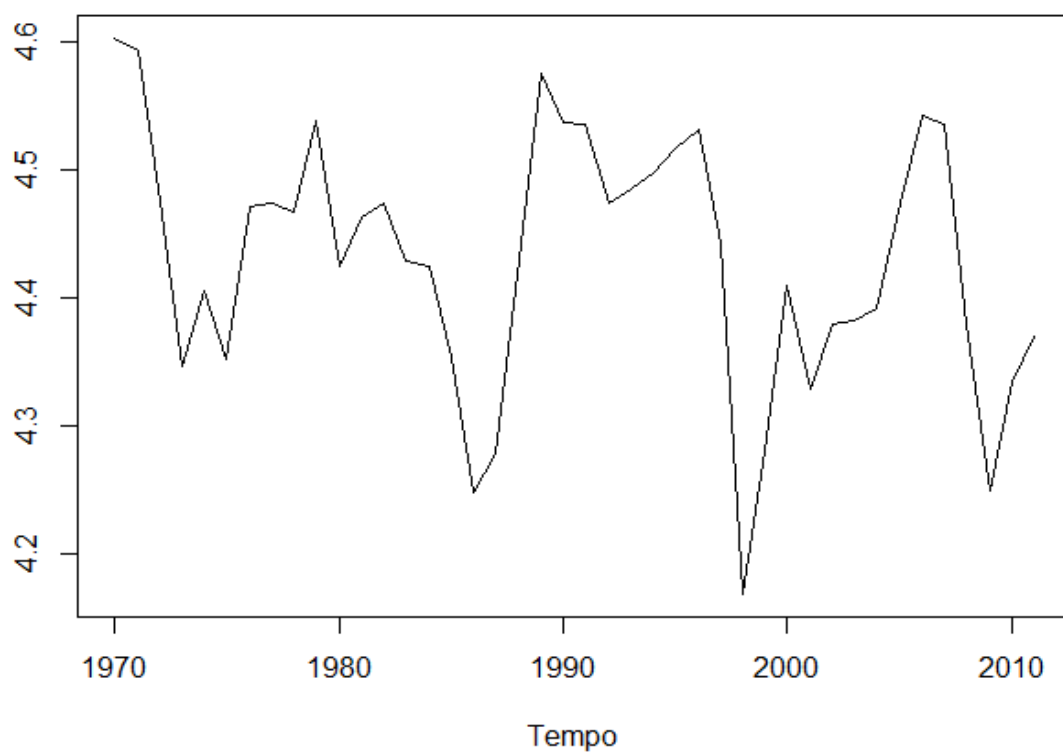
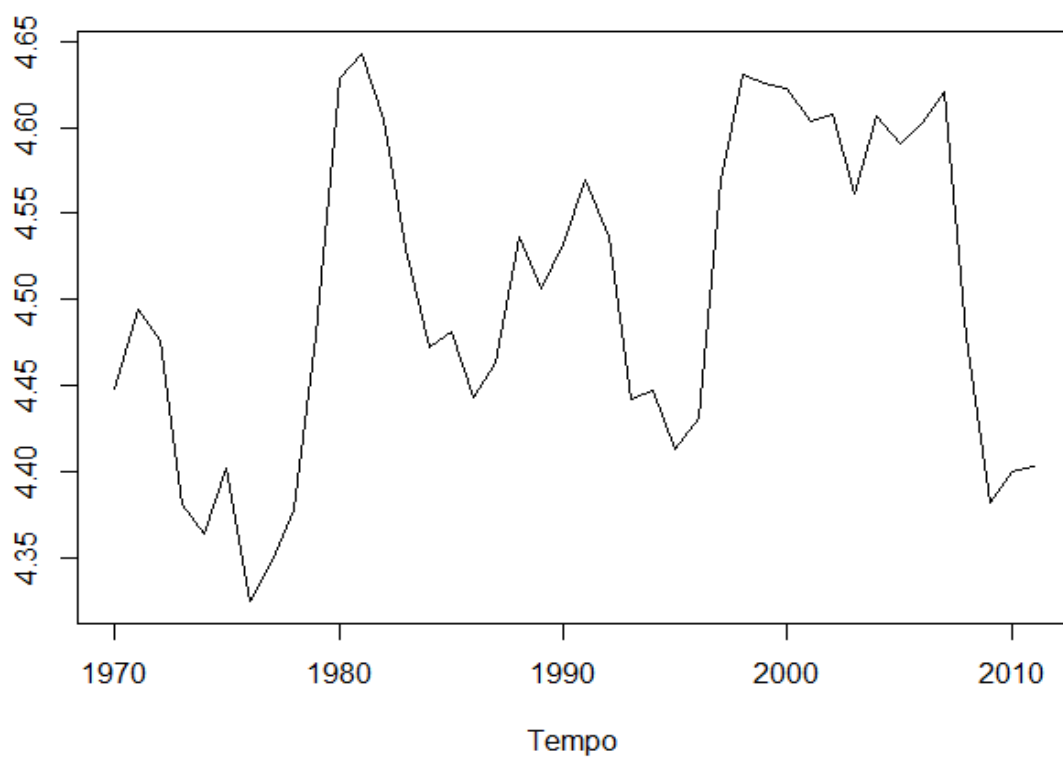
País		Estatística	1%	5%	10%	Análise
ARGENTINA	$r \leq 1$	2.19	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Quase rejeitada @ 90%
	$r = 0$	15.30	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
BRASIL	$r \leq 1$	3.64	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	11.31	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
CORÉIA	$r \leq 1$	3.03	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 99%
	$r = 0$	25.49	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
ESTADOS UNIDOS	$r \leq 1$	0.00	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	6.90	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
INGLATERRA	$r \leq 1$	0.88	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	7.92	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
JAPÃO	$r \leq 1$	0.83	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95%
	$r = 0$	18.39	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
MÉXICO	$r \leq 1$	6.01	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95%
	$r = 0$	19.26	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
TURQUIA	$r \leq 1$	2.02	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	8.20	23.52	15.95	15.66	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada

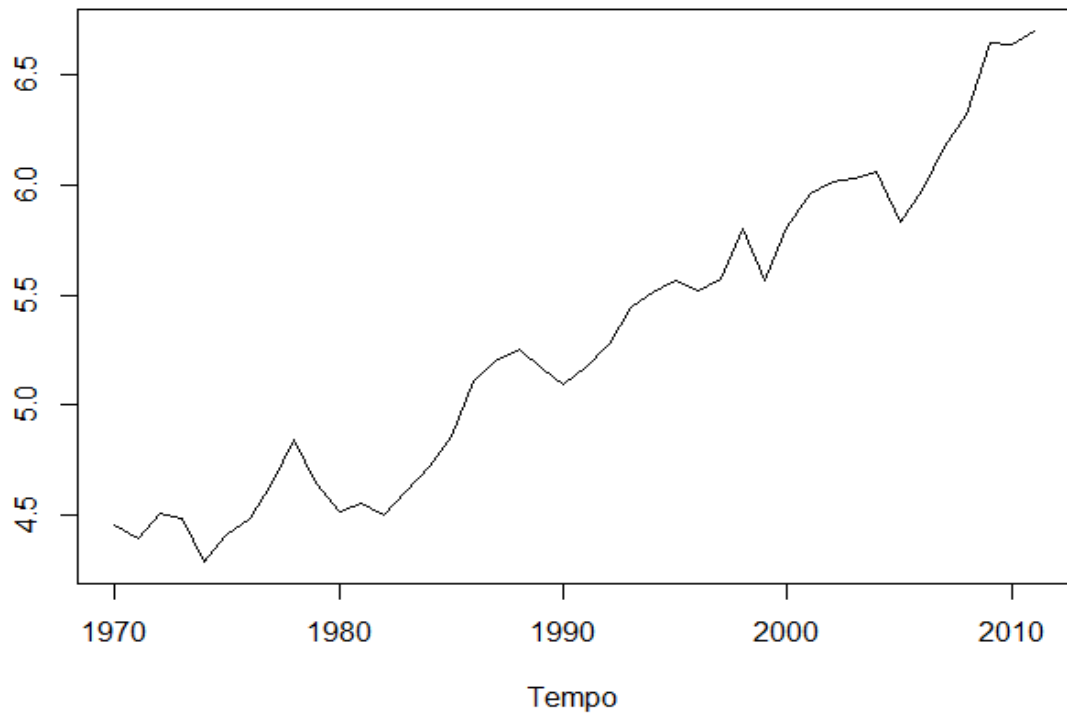
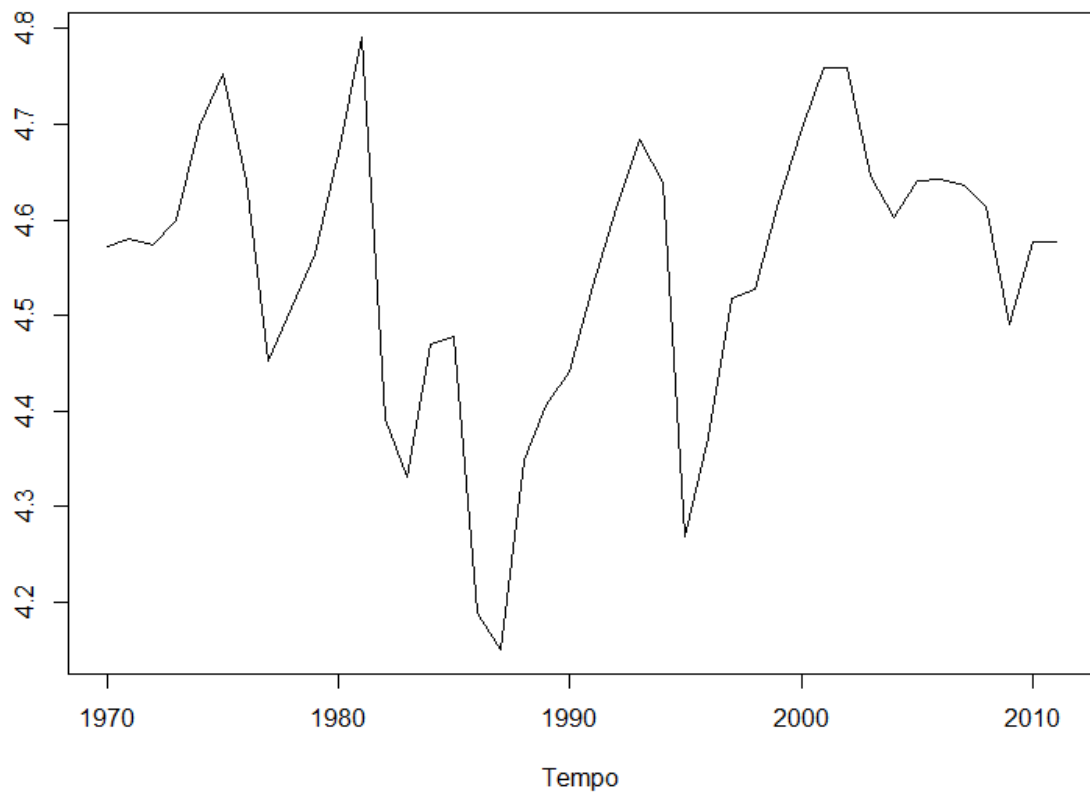
Teste do max autovalor

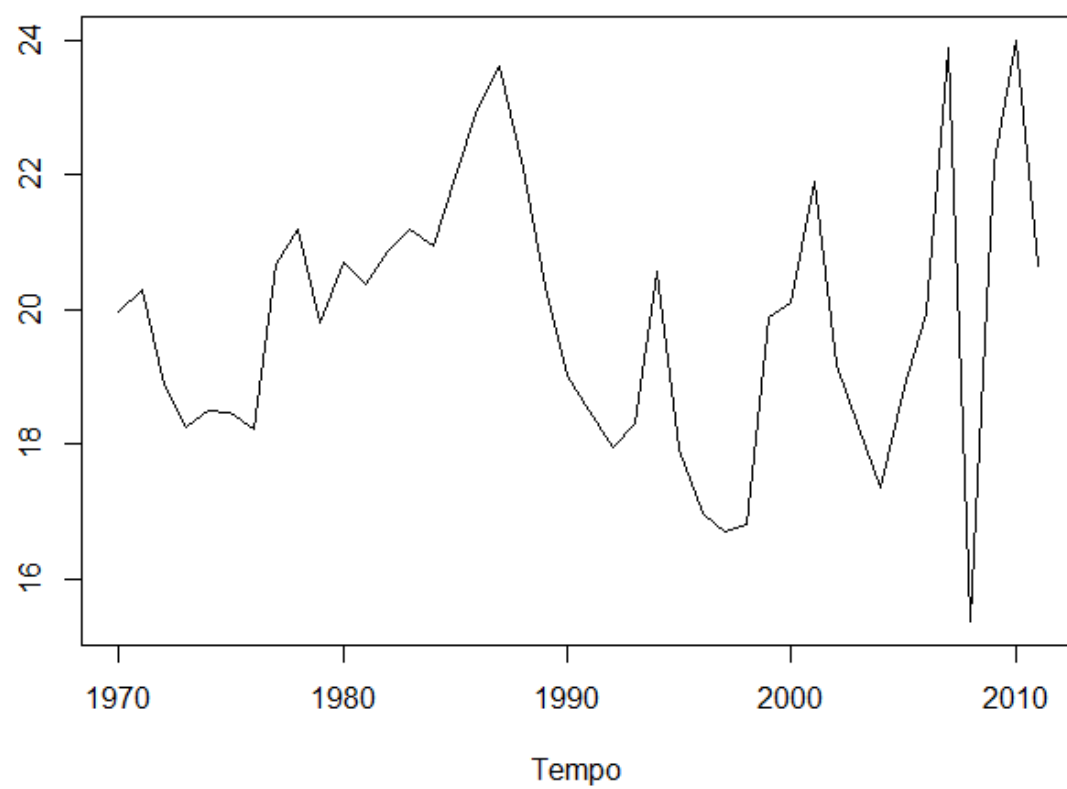
País		Estatística	1%	5%	10%	Análise
ARGENTINA	$r \leq 1$	2.19	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 90 %
	$r = 0$	13.11	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
BRASIL	$r \leq 1$	3.64	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	7.67	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
CORÉIA	$r \leq 1$	3.03	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 99%
	$r = 0$	22.46	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
ESTADOS UNIDOS	$r \leq 1$	0.00	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	6.90	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
INGLATERRA	$r \leq 1$	0.88	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	7.04	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
JAPÃO	$r \leq 1$	0.83	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95%
	$r = 0$	17.57	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
MÉXICO	$r \leq 1$	6.01	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 90%
	$r = 0$	13.25	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada
TURQUIA	$r \leq 1$	2.02	11.65	8.18	6.50	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada
	$r = 0$	6.17	19.19	14.90	12.91	Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada

País	Análise - Teste do Traço	Análise - Teste do MaxAutovalor	Análise
ARGENTINA	Hipótese $r=0$: Quase rejeitada @ 90% Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 90 % Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Evidência de Cointegração
BRASIL	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Não Cointegra - Relativizar resultado - Tamanho amostra
CORÉIA	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 99% Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 99% Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Evidência de Cointegração
ESTADOS UNIDOS	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Não Cointegra - Relativizar resultado - Tamanho amostra
INGLATERRA	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Não Cointegra - Relativizar resultado - Tamanho amostra
JAPÃO	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95% Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95% Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Evidência de Cointegração
MÉXICO	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 95% Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Rejeitada @ 90% Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Evidência de Cointegração
TURQUIA	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Hipótese $r=0$: Não Rejeitada Hipótese $r \leq 1$: Não Rejeitada	Não Cointegra - Relativizar resultado - Tamanho amostra

G - Relação De Longo Prazo – Vetor De Cointegração**Relação de Longo Prazo - Argentina - Cambio Real X N FAGDP****Relação de Longo Prazo - Brasil - Cambio Real X N FAGDP**

Relação de Longo Prazo - Coréia - Cambio Real X NFAGDP**Relação de Longo Prazo - Inglaterra - Cambio Real X NFAGDP**

Relação de Longo Prazo - Japão - Cambio Real X NFAGDP**Relação de Longo Prazo - México - Cambio Real X NFAGDP**

Relação de Longo Prazo - Turquia - Cambio Real X NFA GDP

H - Modelos VECM E TVECM

ARGENTINA	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.2368(0.1376).	-0.1425(0.0383)***	-0.1123(0.3748)	-0.0665(0.1819)	-12.7606(0.0012)**	0.0922(0.9482)
INTERCEPTO	1.1241(0.6657).	0.6904(0.1853)***	0.6163(0.3410)	0.3566(0.1621)	72.0927(0.0013)**	-0.6487(0.9360)
LN_REER -1	0.0376(0.2492)	0.0036(0.0693)	0.0163(0.9290)	-0.0685(0.3426)	-1.2381(0.4330)	0.3639(0.5546)
NFAGDP -1	0.2599(0.6448)	0.1245(0.1794)	-0.1209(0.8281)	0.0977(0.6538)	-5.4901(0.0847).	1.0914(0.3721)
Relação de Cointegração	1	0.9457163	1	0.9457163	1	0.9457163
			Threshold: 5.649252		% Reg 1: 90,0% % Reg 2: 10,0%	

BRASIL	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.0417(0.0510)	-0.0733(0.0267)**	-0.0459(0.6367)	-0.0246(0.6849)	0.8616(0.0456)*	0.4519(0.0905).
INTERCEPTO	0.1489(0.1697)	0.2381(0.0889)*	0.2641(0.6077)	0.1197(0.7093)	-5.2351(0.0384)*	-2.5617(0.1007)
LN_REER -1	0.2041(0.1897)	0.1333(0.0994)	0.3319(0.1320)	0.0768(0.5709)	-0.3284(0.2507)	-0.1973(0.2691)
NFAGDP -1	0.0735(0.3118)	-0.2378(0.1634)	0.0077(0.9824)	-0.3186(0.1529)	-1.6034(0.0417)*	0.5838(0.2254)
Relação de Cointegração	1	3.135141	1	3.135141	1	3.135141
			Threshold: 5.653651		% Reg 1: 80,0% % Reg 2: 20,0%	

CORÉIA	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.5575(0.1416)***	-0.2536(0.1061)*	-1.0054(0.2678)	0.3404(0.5820)	-0.3719(0.0316)*	-0.0030(0.9790)
INTERCEPTO	2.4642(0.6276)***	1.1304(0.4702)*	4.4399(0.2643)	-1.4640(0.5890)	1.6903(0.0332)*	0.0189(0.9714)
LN_REER -1	0.3457(0.1567)*	0.1936(0.1174)	0.2090(0.5226)	0.2500(0.2685)	0.3008(0.1518)	-0.2346(0.1051)
NFAGDP -1	-0.1023(0.2085)	-0.0526(0.1562)	-0.4221(0.3266)	-0.5549(0.0655).	0.1942(0.5512)	0.3963(0.0829).
Relação de Cointegração	1	0.3116873	1	0.3116873	1	0.3116873
			Threshold: 4.426181		% Reg 1: 17.5% % Reg 2: 82.5%	

ESTADOS UNIDOS	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.2568(0.1186)*	-0.0173(0.0697)	0.0073(0.9760)	0.0816(0.5451)	0.0055(0.9747)	-0.0784(0.4162)
INTERCEPTO	1.2159(0.5565)*	0.0695(0.3269)	-0.0187(0.9866)	-0.3810(0.5377)	-0.0377(0.9637)	0.3705(0.4217)
LN_REER -1	0.4002(0.1619)*	-0.1121(0.0951)	0.1381(0.5506)	-0.1479(0.2535)	0.5000(0.0277)*	-0.0262(0.8252)
NFAGDP -1	0.4890(0.3367)	-0.4781(0.1978)*	0.4548(0.2978)	-0.8102(0.0024)**	0.2790(0.6621)	0.4302(0.2303)
LN_REER -2	-0.1591(0.1683)	0.0776(0.0988)	-0.4462(0.0333)*	0.2271(0.0487)*	0.1759(0.5216)	-0.1081(0.4772)
NFAGDP -2	0.2216(0.3483)	-0.0573(0.2046)	-0.1474(0.7877)	0.0027(0.9929)	1.0592(0.0877).	-0.3730(0.2678)
LN_REER -3	0.3804(0.1525)*	-0.2890(0.0896)**	0.5420(0.0111)*	-0.2847(0.0152)*	-0.0445(0.8898)	0.0095(0.9573)
NFAGDP -3	0.7401(0.3626).	0.1279(0.2130)	0.7354(0.1109)	0.2291(0.3601)	0.5877(0.4183)	0.2630(0.5118)
Relação de Cointegração	1	-0.3834561	1	-0.3834561	1	-0.3834561
			Threshold: 4.674881		% Reg 1: 55.3% % Reg 2: 44.7%	

INGLATERRA	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.2383(0.0907)*	0.0851(0.1119)	-0.1460(0.5523)	-0.5219(0.0615).	-0.2316(0.4017)	0.3460(0.2603)
INTERCEPTO	1.0688(0.4092)*	-0.3900(0.5045)	0.6677(0.5390)	2.2913(0.0634).	1.0379(0.4102)	-1.5731(0.2622)
LN_REER -1	0.3827(0.1396)**	0.2328(0.1721)	0.5660(0.0116)*	0.5450(0.0265)*	0.2253(0.2752)	-0.0803(0.7235)
NFAGDP -1	-0.3772(0.1321)**	-0.1599(0.1629)	-0.3429(0.0927).	-0.1874(0.3989)	-0.3479(0.0920).	-0.0360(0.8721)
Relação de Cointegração	1	-0.07848527	1	-0.07848527	1	-0.07848527
			Threshold: 4.487742		% Reg 1: 42.5% % Reg 2: 57.5%	

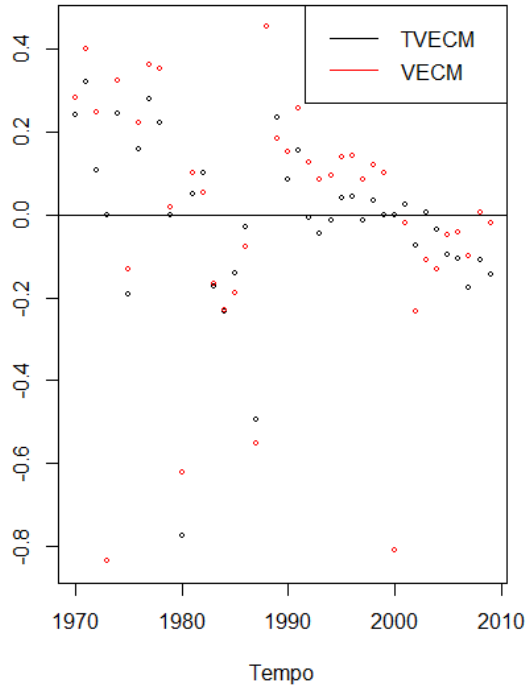
JAPÃO	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.0946(0.0365)*	0.0535(0.0159)**	0.0849(0.1471)	-0.0452(0.1434)	0.1711(0.6958)	0.0228(0.9213)
INTERCEPTO	0.4931(0.1821)*	-0.2411(0.0793)**	-0.3137(0.1910)	0.2189(0.0893).	-0.7479(0.7001)	-0.0840(0.9345)
LN_REER -1	0.0106(0.1583)	0.0309(0.0689)	0.6556(0.0495)*	-0.0563(0.7350)	-0.0780(0.7901)	-0.0147(0.9243)
NFAGDP -1	0.9174(0.4395)*	-0.5185(0.1913)*	0.4939(0.4048)	-0.3423(0.2773)	0.6377(0.4555)	-0.2711(0.5463)
LN_REER -2	-0.0326(0.1536)	-0.0466(0.0669)	-0.0718(0.8420)	-0.1582(0.4095)	-0.6331(0.0626).	-0.0482(0.7770)
NFAGDP -2	1.2100(0.4493)*	-0.6265(0.1956)**	1.0478(0.0461)*	-0.5470(0.0481)*	-1.7976(0.1866)	-0.0248(0.9718)
LN_REER -3	-0.1440(0.1525)	0.0232(0.0664)	-0.0491(0.8705)	0.2808(0.0904).	-0.3025(0.2545)	-0.0618(0.6537)
NFAGDP -3	0.5572(0.4794)	-0.5094(0.2087)*	-0.3873(0.4328)	-0.1024(0.6923)	5.5292(0.0189)*	0.0160(0.9888)
LN_REER -4	-0.4102(0.1501)*	-0.0467(0.0654)	-0.3336(0.2671)	-0.0722(0.6437)	-0.5743(0.0511).	-0.0530(0.7181)
NFAGDP -4	-0.2701(0.4619)	-0.5463(0.2011)*	-0.5206(0.3027)	-0.2470(0.3525)	-0.3113(0.8094)	-0.0705(0.9174)
Relação de Cointegração	1	3.14511	1	3.14511	1	3.14511
			Threshold: 4.353049		% Reg 1: 48.6% % Reg 2: 51.4%	

MÉXICO	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	-0.4914(0.1401)**	-0.2460(0.0705)**	-0.3969(0.0068)**	-0.2175(0.0055)**	-4.0159(0.0027)**	-0.9353(0.1648)
INTERCEPTO	2.2321(0.6372)**	1.1114(0.3204)**	1.7767(0.0065)**	0.9678(0.0055)**	18.8344(0.0028)**	4.3825(0.1665)
LN_REER -1	0.4280(0.2531).	0.3707(0.1272)**	0.5432(0.0338)*	0.4635(0.0012)**	-0.9775(0.3942)	-0.4804(0.4312)
NFAGDP -1	-0.3426(0.4666)	-0.4798(0.2346)*	-0.6648(0.1633)	-0.6883(0.0091)**	-0.5810(0.6558)	0.1709(0.8052)
Relação de Cointegração	1	-0.08760715	1	-0.08760715	1	-0.08760715
			Threshold: 4.622745		% Reg 1: 82.5% % Reg 2: 17.5%	

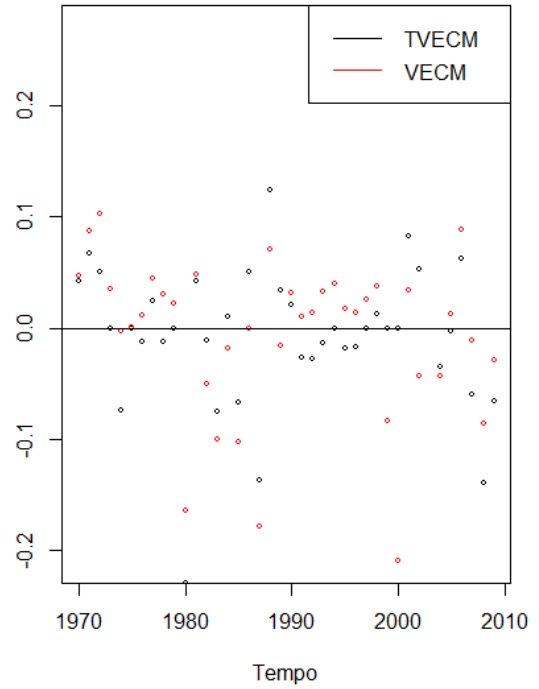
TURQUIA	VECM	VECM	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 1	TVECM - Regime 2	TVECM - Regime 2
	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP	Equação LN_REER	Equação LN_NFAGDP
ECT	0.0070(0.0226)	0.0138(0.0059)*	-0.0456(0.0031)**	-0.0067(0.1270)	0.0164(0.2508)	-0.0006(0.8811)
INTERCEPTO	-0.2158(0.4479)	-0.2912(0.1168)*	-0.5099(0.0047)**	-0.1035(0.0488)*	-0.3434(0.0742).	-0.0052(0.9273)
LN_REER -1	0.3336(0.1592)*	0.0055(0.0415)	0.0351(0.8776)	-0.0102(0.8831)	0.0981(0.7192)	-0.0363(0.6614)
NFAGDP -1	0.2020(0.8733)	-0.1554(0.2278)	1.3803(0.0739).	-0.5267(0.0269)*	-0.1967(0.9110)	0.3700(0.4902)
LN_REER -2	0.3782(0.1649)*	-0.0320(0.0430)	0.2105(0.3617)	-0.0896(0.2036)	0.1069(0.6931)	0.0311(0.7050)
NFAGDP -2	0.6304(0.7119)	-0.0445(0.1857)	1.2238(0.0717).	-0.2856(0.1606)	1.1028(0.5096)	-0.0885(0.8610)
Relação de Cointegração	1	-39.43868	1	-39.43868	1	-39.43868
			Threshold: 4.353049		% Reg 1: 48.7% % Reg 2: 51.3%	

I - Modelos VECM E TVECM – Resíduos – Anual

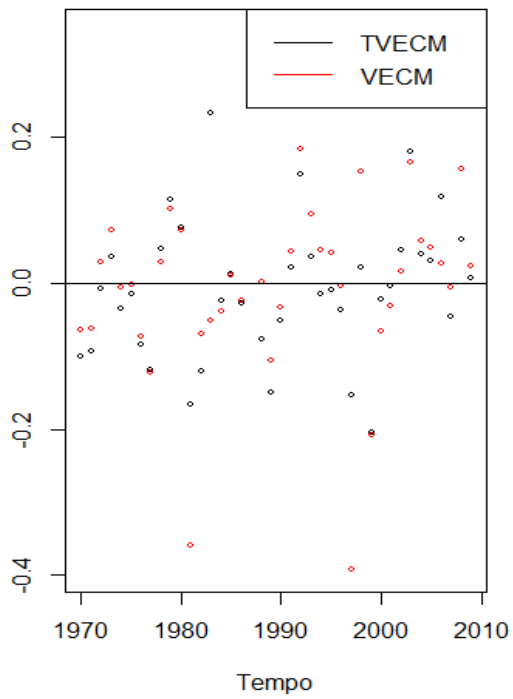
RESÍDUOS - ARGENTINA - N FAGDP



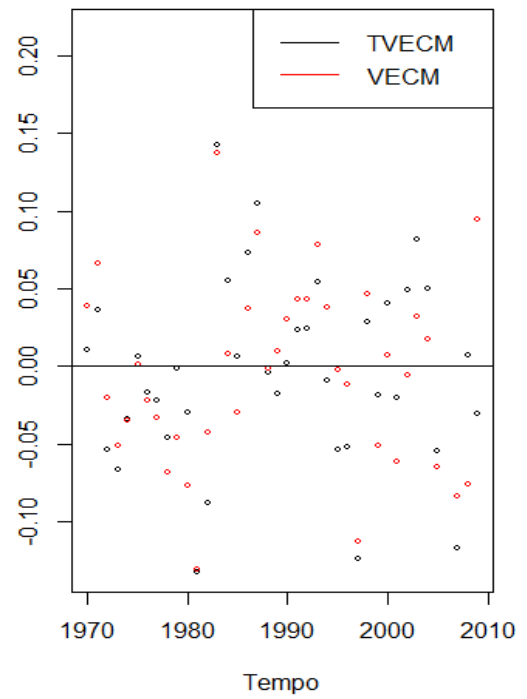
RESÍDUOS - ARGENTINA - LNREER



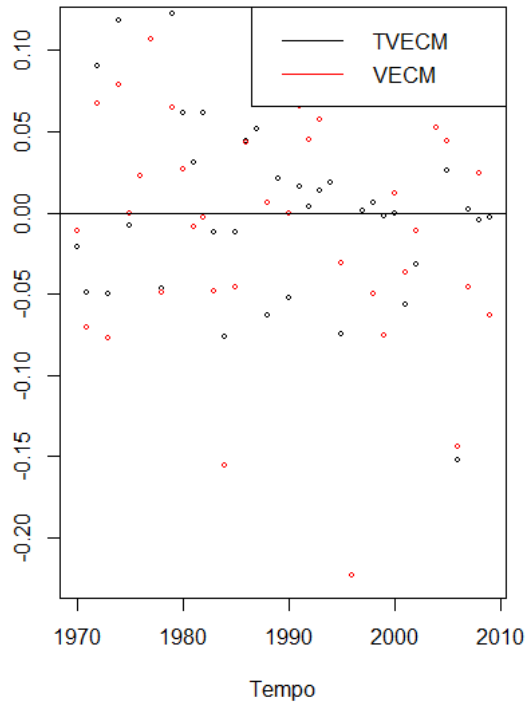
RESÍDUOS - BRASIL - N FAGDP



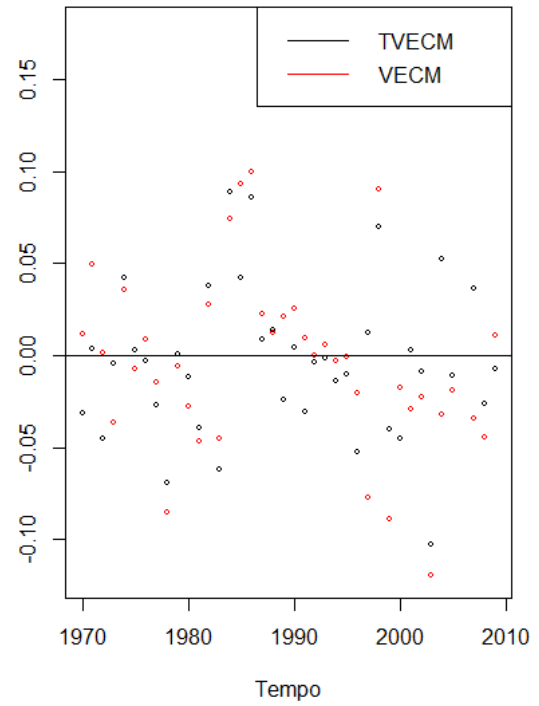
RESÍDUOS - BRASIL - LNREER



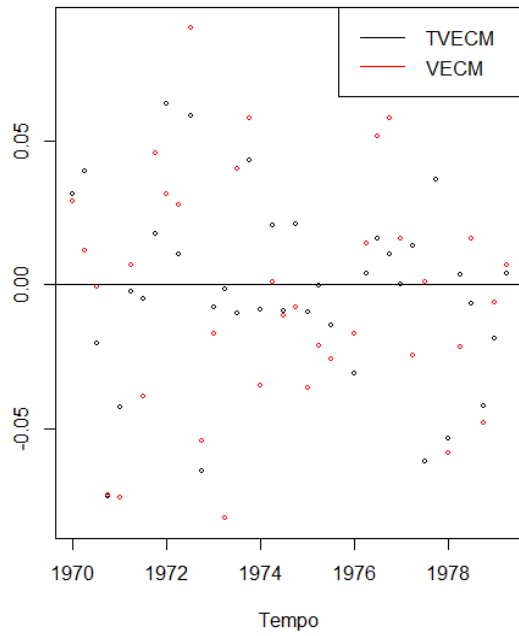
RESÍDUOS - CORÉIA - NFA GDP



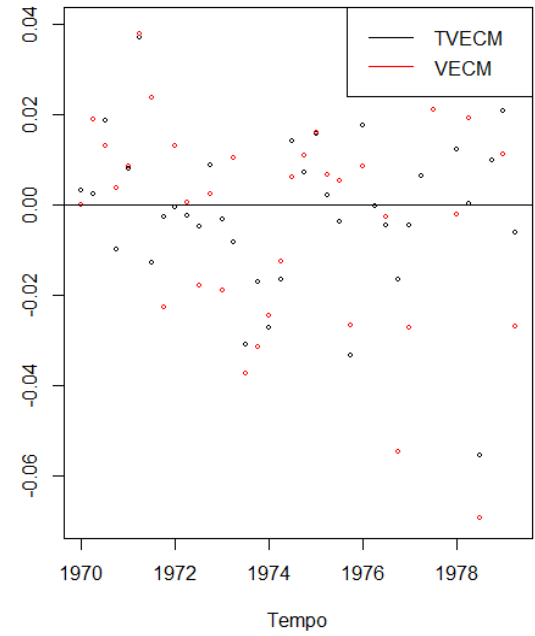
RESÍDUOS - CORÉIA - LNREER

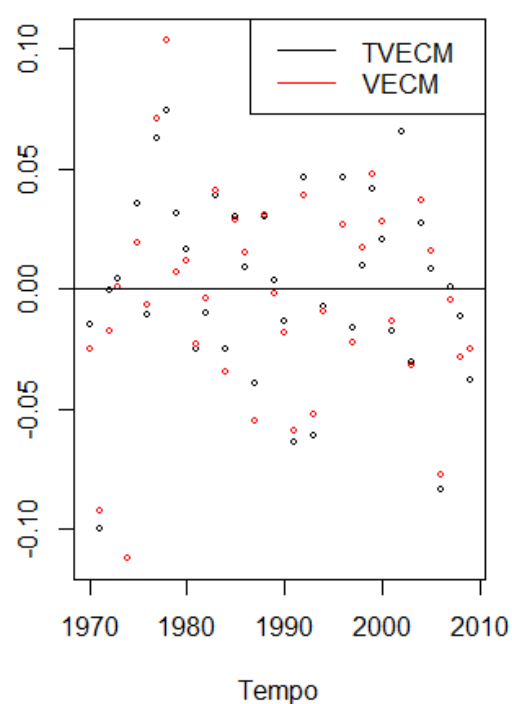
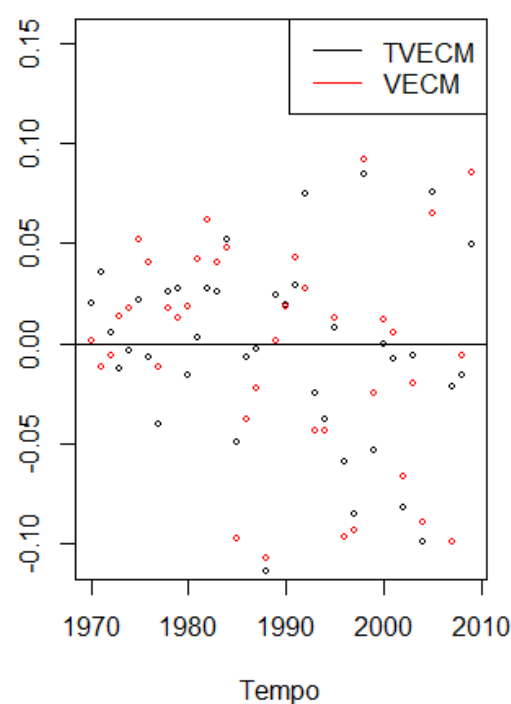
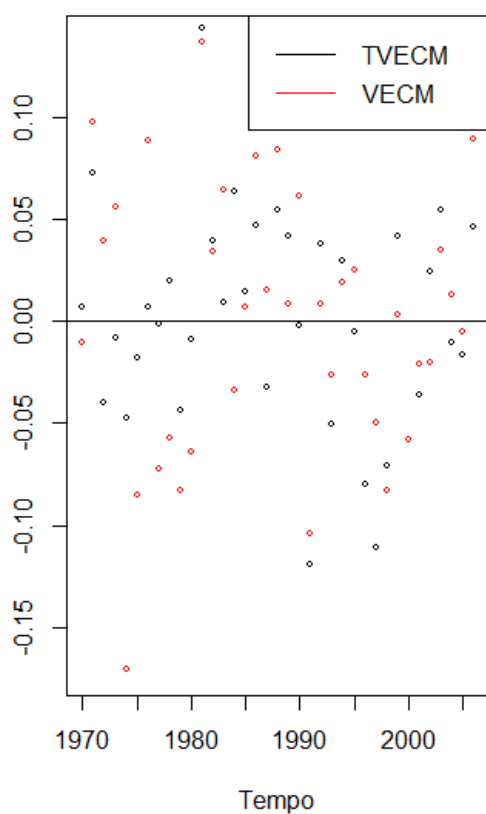
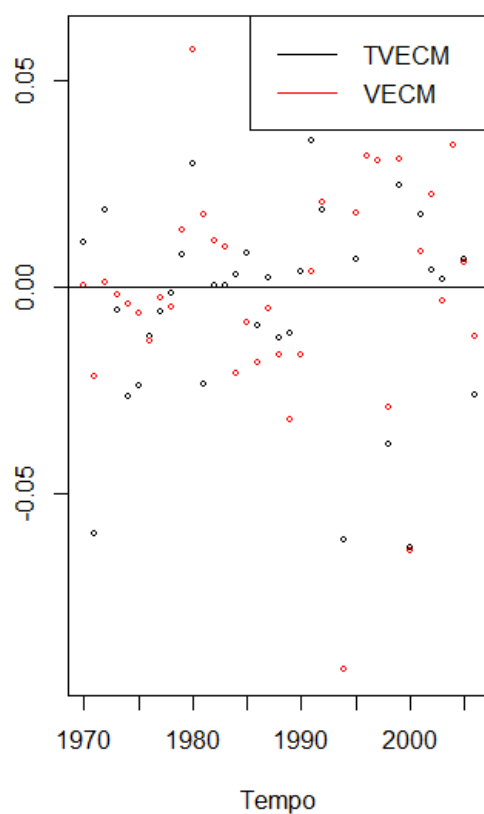


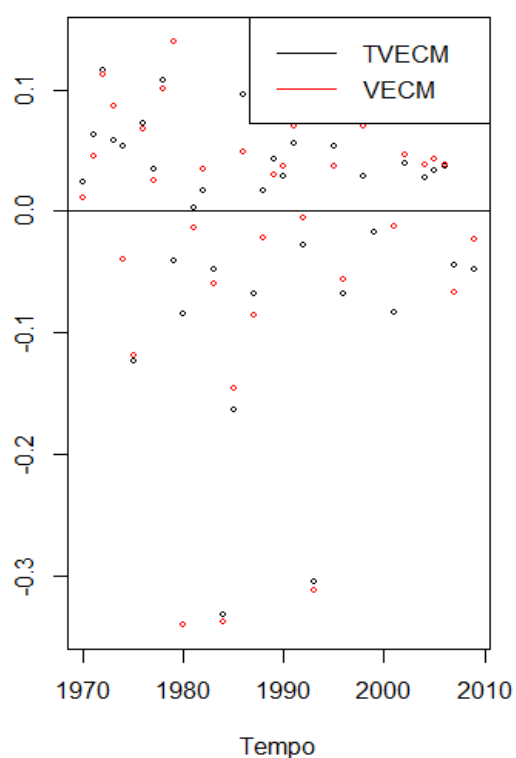
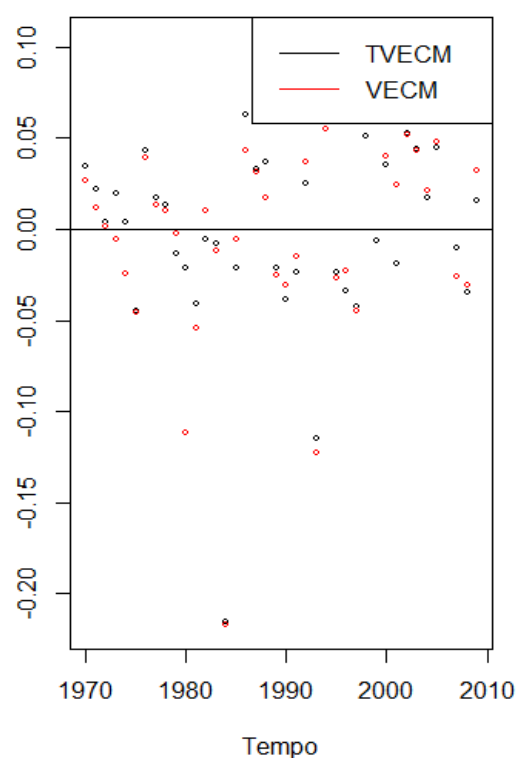
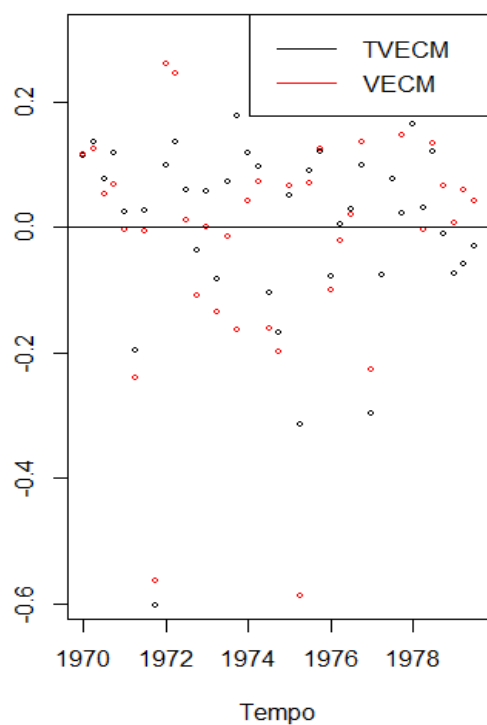
RESÍDUOS - ESTADOS UNIDOS - NFA GDP



RESÍDUOS - ESTADOS UNIDOS - LNREER



RESÍDUOS - INGLATERRA - NFA GDP**RESÍDUOS - INGLATERRA - LNREER****RESÍDUOS - JAPÃO - NFA GDP****RESÍDUOS - JAPÃO - LNREER**

RESÍDUOS - MÉXICO - NFAGDP**RESÍDUOS - MÉXICO - LNREER****RESÍDUOS - TURQUIA - NFAGDP****RESÍDUOS - TURQUIA - LNREER**