

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

PIERRE DA SILVA MARINHO

**ANÁLISE DAS RELAÇÕES DE LONGO PRAZO ENTRE A POSIÇÃO  
INTERNACIONAL DE INVESTIMENTOS, O EFEITO BALASSA-SAMUELSON E A  
TAXA DE CÂMBIO REAL: TESTES DE COINTEGRAÇÃO**

São Paulo  
2013

PIERRE DA SILVA MARINHO

**ANÁLISE DAS RELAÇÕES DE LONGO PRAZO ENTRE A POSIÇÃO  
INTERNACIONAL DE INVESTIMENTOS, O EFEITO BALASSA-SAMUELSON E A  
TAXA DE CÂMBIO REAL: TESTES DE COINTEGRAÇÃO**

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

Campo de conhecimento: Economia,  
cointegração

Orientador: Prof. Dr. Paulo Sergio de  
Oliveira Simões Gala

São Paulo

2013

Marinho, Pierre da Silva.

Análise das relações de longo prazo entre a posição internacional de investimentos, o efeito Balassa-Samuelson e a taxa de câmbio real: testes de cointegração / PIERRE DA SILVA MARINHO. – 2013. 38 f.

Orientador: Paulo Sergio de Oliveira Simões Gala  
Dissertação (MPFE) – Escola de Economia de São Paulo.

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

CDU 336.748

PIERRE DA SILVA MARINHO

**ANÁLISE DAS RELAÇÕES DE LONGO PRAZO ENTRE A POSIÇÃO  
INTERNACIONAL DE INVESTIMENTOS, O EFEITO BALASSA-SAMUELSON E A  
TAXA DE CÂMBIO REAL: TESTES DE COINTEGRAÇÃO**

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

Campo de conhecimento: Economia,  
cointegração

**Data de aprovação:**

\_\_/\_\_/\_\_\_\_

**Banca examinadora:**

---

Prof. Dr. Paulo Sergio de Oliveira Simões  
Gala (Orientador)

FGV-EESP

---

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal  
FGV-EESP / CCSA-MACKENZIE

---

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman  
FGV-EESP

## RESUMO

Este trabalho tem a finalidade de analisar as evidências de relações de longo prazo entre a taxa de câmbio real (“RER”), a posição internacional de investimentos (“NFA”) e o efeito Balassa-Samuelson (“PREL”) em um grupo de 28 países, grupo este que inclui países em diferentes estágios de desenvolvimento. A metodologia utilizada foi a de testes de cointegração. Os testes aplicados foram desenvolvidos por Bierens (1997), teste não paramétrico, e por Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c), teste que consiste em primeiro estimar um termo determinístico. Evidências de cointegração são constatadas, em ambos os testes, na maioria dos países estudados. Entretanto, houve diferenças relevantes entre os resultados encontrados através dos dois testes aplicados. Estas diferenças entre os resultados, bem como alguns casos especiais de países que não demonstraram evidências de cointegração, requerem análises mais aprofundadas sobre o comportamento de longo prazo das três variáveis estudadas.

Palavras-chave: Taxa de câmbio real. Desalinhamento cambial. Cointegração.

## **ABSTRACT**

The objective of this paper is to analyze the evidences of long-run relationship among three variables: real exchange rate (“RER”), international investment position (“NFA”) and the Balassa-Samuelson effect (“PREL”) in a group of 28 countries. This group is composed of countries in different stages of economic development. The methodology utilized to assess long-run relationship was cointegration. The tests performed were developed by Bierens (1997), non-parametric test, and by Saikkonen and Lütkepohl (2000a, b, c), test that firstly estimates a deterministic term. Evidences of cointegration were found in both tests for the majority of the countries. However, there were significant differences between the results of the two performed tests. These differences between the two results and also some special cases of countries that did not demonstrated evidences of cointegration require deeper studies on the long-run behavior of the three variables analyzed in this paper.

Keywords: Real exchange rate. Exchange rate misalignment. Cointegration.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas descritivas da variável "RER" .....	20
Tabela 2: Estatísticas descritivas da variável "NFA" .....	21
Tabela 3: Estatísticas descritivas da variável "PREL" .....	22
Tabela 4: Resultados do teste de S&L para NFA e RER ( $r_0 = 0$ ).....	23
Tabela 5: Resultados do teste de S&L para NFA e RER ( $r_0 = 1$ ).....	24
Tabela 6: Resultados do teste de S&L para NFA, PREL e RER ( $r_0 = 0$ ).....	25
Tabela 7: Resultados do teste de S&L para NFA, PREL e RER ( $r_0 = 1$ ) .....	26
Tabela 8: Resultados do teste de S&L para NFA, PREL e RER ( $r_0 = 2$ ) .....	27
Tabela 9: Resultados do teste Bierens para NFA e RER.....	29
Tabela 10: Resultados do teste Bierens para NFA, PREL e RER.....	32

## **AGRADECIMENTOS**

À minha mãe, Maria do Carmo, e ao meu pai, Silva, que, com toda humildade do mundo, sempre me apoiaram em todas as minhas empreitadas.

Às minhas irmãs, Ana Carolina e Angélica, que estiveram ao meu lado tanto nos momentos de euforia quanto nos momentos mais difíceis.

E, claro, à minha amante e companheira de todas as horas, Mariana, que tem acrescentado cada vez mais alegria e brilhantismo à minha vida.

Os meus professores Emerson Marçal, Ricardo Rochman, Lucas Ferraz e Paulo Gala, também merecem meu profundo agradecimento por toda ajuda, principalmente nos momentos mais críticos da elaboração deste trabalho.

Obrigado a todos.

## SUMÁRIO

<b>1 Introdução</b> .....	<b>9</b>
<b>2 Revisão da Literatura</b> .....	<b>10</b>
2.1 Posição Internacional de Investimento .....	10
2.2 Taxa de Câmbio Real.....	11
2.3 Efeito Balassa-Samuelson .....	13
2.4 Relação de Longo Prazo e Cointegração.....	14
2.4.1 Cointegração .....	15
<b>3 Metodologia</b> .....	<b>19</b>
3.1 Método Econométrico.....	19
3.2 Dados .....	19
3.3 Estatísticas Descritivas.....	20
<b>4 Resultados</b> .....	<b>23</b>
<b>5 Conclusões</b> .....	<b>34</b>
<b>6 Referências Bibliográficas</b> .....	<b>36</b>

## 1 Introdução

Este trabalho tem o objetivo de analisar as relações de longo prazo entre a posição internacional de investimentos, o efeito Balassa-Samuelson (produtividade) e a taxa de câmbio real. De maneira geral, a posição internacional de investimento representa, no longo prazo, o valor mínimo de transações internacionais que um certo país deverá realizar com o resto do mundo. Desta forma, intuitivamente pode-se dizer que deveria existir uma relação de longo prazo entre a posição internacional de investimento e a taxa de câmbio real. Diferenças entre as taxas de produtividade também poderiam indicar uma “sobrepresiação” ou uma “subapreciação” da taxa de câmbio real, caso realmente existam relações de longo prazo entre tais taxas de produtividade e a taxa de câmbio real. Em outras palavras, este trabalho tem como meta contribuir para o estudo das relações de longo prazo entre os fundamentos econômicos e a taxa de câmbio real. Tais relações também são conhecidas como desalinhamento cambial e muitos autores têm estudado este tema nos últimos anos.

Desde o trabalho apresentado por Hooper e Morton (1982), a literatura econômica sobre o tema tem crescido muito, com especial destaque para alguns trabalhos como o de Bénassy Quéré et al. (2004), o qual avaliou a relação de longo prazo entre a posição internacional de investimento e a taxa de câmbio real nos países do grupo dos vinte (G-20) e também como o de Kubota (2009), o qual estudou os desalinhamentos cambiais de um grupo formado por 79 países.

A principal contribuição deste trabalho para esta área do conhecimento econômico é a utilização de dois testes estatísticos de cointegração para estudar as possíveis relações de longo entre fundamentos econômicos e a taxa de câmbio real, relações estas que podem indicar “sobrepresiação” ou “subapreciação” da taxa de câmbio real (desalinhamento cambial). O primeiro teste foi apresentado por Bierens (1997) e trata-se de um teste não paramétrico. O segundo teste foi apresentado por Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) em uma série de três artigos sobre o tema cointegração.

A teoria econômica leva a crer que os resultados de um trabalho como este deveriam mostrar evidências de cointegração (relação de longo prazo) entre a taxa de câmbio real e a posição internacional de investimento em praticamente todos

os países. Entretanto, nem todos os resultados mostraram evidências muito fortes de cointegração.

O trabalho está organizado em cinco seções, incluindo esta seção de introdução. Na seção 2, “Revisão da Literatura”, são apresentados os principais estudos sobre o tema realizados até os dias de hoje. Na seção 3, “Metodologia”, são explicados os procedimentos para realização dos testes de cointegração. A seção 4, “Resultados”, apresenta as tabelas com os resultados dos testes de hipóteses realizados. E, por fim, a seção 5, “Conclusões”, apresenta uma análise dos resultados encontrados, bem como apresenta sugestões para possíveis novos estudos sobre o tema.

## **2 Revisão da Literatura**

Nesta parte do trabalho é feita uma breve revisão dos principais artigos e trabalhos já publicados sobre o estudo das relações de longo (cointegração) e também são explicadas em maiores detalhes as três variáveis escolhidas para aplicação dos testes de cointegração, variáveis estas que representam os fundamentos econômicos e a taxa de câmbio real.

A literatura sobre o tema cointegração é vasta e a escolha dos artigos citados nesta revisão da literatura foi motivada pela relevância dos artigos em relação ao objetivo deste trabalho (relações de longo prazo entre fundamentos econômicos e taxa câmbio real). Eventuais interpretações incorretas ou ausências de citações relevantes sobre o tema são de minha total responsabilidade, sem qualquer intenção de diminuir a importância de qualquer artigo.

### **2.1 Posição Internacional de Investimento**

De acordo com o Fundo Monetário Internacional (Manual do Balanço de Pagamentos, 1998) a Posição Internacional de Investimento ou “International Investment Position – IIP”, sua tradução para a língua inglesa, é definida como o balanço (saldo) entre o estoque de ativos estrangeiros e as obrigações em moeda

estrangeira que um país possui ao final de determinado período. A Posição Internacional de Investimento está relacionada com o Balanço de Pagamentos. A primeira é calculada com base no estoque (saldo ou posições) de ativos e o segundo é obtido através do fluxo de pagamentos e recebimentos em moeda estrangeira.

A Posição Internacional de Investimento é normalmente calculada ao final de um certo período (ano, trimestre ou mês). Trata-se de um importante indicador que considera o valor e a composição dos ativos financeiros que um determinado país possui em relação ao resto do mundo (ativo contábil) e também o valor e a composição das obrigações financeiras que este país possui com o resto do mundo (passivo contábil). A diferença entre estes ativos e passivos é o saldo líquido ou ativo líquido atribuído às relações comerciais ou financeiras de um determinado país com o resto do mundo. Mudanças nos valores deste saldo são atribuídas aos fluxos de transações (pagamentos e recebimentos), às atualizações de valor (variações cambiais, inflação, etc.) ou outros ajustes (como confiscos em caso de conflitos internacionais, por exemplo).

É importante esclarecer também os conceitos sobre território econômico, ou seja, os limites territoriais para o cálculo do Balanço de Pagamentos ou da Posição de Investimentos. Um território econômico pode não ter as mesmas fronteiras de um território político. O território econômico de um país abrange o território geográfico, governado por este país, no qual pessoas, capital e mercadorias circulam livremente. No caso de extensões territoriais situadas além-mar (como ilhas, por exemplo), tais extensões também são incluídas desde que estejam sujeitas às mesmas normas fiscais e monetárias do território principal.

## **2.2 Taxa de Câmbio Real**

É a taxa através da qual é possível trocar bens e serviços produzidos em um certo país por bens e serviços produzidos em outro país (MANKIWI, 2009). A taxa de câmbio real é uma variável relevante para determinar o volume de importações e exportações de um determinado país. Produtores e consumidores, antes de realizar uma transação comercial, utilizarão a taxa de câmbio real como

referência para analisar quais das opções disponíveis (nacionais ou importadas) têm maior ou menor custo.

Encontrar tal taxa de câmbio real para cada bem ou serviço seria extremamente difícil e, por dificuldades práticas, os economistas utilizam o nível geral de preços (composto por uma determinada cesta de produtos e serviços) ao invés dos preços individuais. Este nível geral de preços pode ser representado, por exemplo, pelo índice de preços ao consumidor (principal índice que mede a inflação em cada país). Desta forma, utilizando um índice de preços para uma cesta de bens e serviços da economia com moeda forte, um índice de preços para uma cesta estrangeira equivalente e a taxa nominal de câmbio entre estas duas moedas, pode-se calcular a taxa de câmbio real (MANKIWI, 2009).

Em resumo, a taxa de câmbio real é a taxa de câmbio nominal ajustada pela inflação incidente sobre a moeda nacional e pela inflação incidente sobre a moeda forte, com a qual a moeda nacional é comparada, geralmente o dólar norte-americano. A taxa de câmbio real é determinada pela seguinte fórmula:

$$, \quad RER = \sum_{i=1}^n w_i \left( \frac{P'_i}{\frac{P_i}{E_i}} \right) \quad (2.1)$$

na qual:

RER é a taxa de câmbio real,

$w_i$  é o peso (ponderação) de cada moeda estrangeira

$P'_i$  o índice de preços de cada moeda estrangeira e,

$P_i$  é índice de preços da moeda nacional.

O conceito de taxa de câmbio real está intimamente associado ao conceito de paridade do poder de compra, próximo tópico deste trabalho.

## 2.3 Efeito Balassa-Samuelson

O efeito conhecido como Balassa-Samuelson está relacionado com a teoria de que os níveis de preços em países mais desenvolvidos tendem a ser sistematicamente mais altos que os níveis de preços em países menos desenvolvidos. A hipótese de Balassa-Samuelson é a de um modelo econômico que possa prever tais diferenças entre os níveis de preços baseado na premissa de que as taxas de produtividades, entre os países, variam mais para os bens comercializáveis do que para os outros tipos de bens, como os serviços locais que normalmente não são exportados (Balassa (1964), Samuelson (1964)). Este efeito também possui uma relação com a teoria da paridade do poder de compra (“PPP”).

A teoria da paridade do poder de compra (“PPP”) foi desenvolvida principalmente a partir do trabalho do economista sueco Karl Gustav Cassel em 1916, o qual propôs uma explicação sobre as variações cambiais entre os países com base no poder aquisitivo da moeda de cada país. Esta teoria tem origem na chamada “lei do preço único”. Conforme esta lei, produtos semelhantes devem ter o mesmo preço nos diferentes mercados, quando tais preços forem expressos na mesma moeda (LOPES et al., 2011).

Um exemplo bem conhecido de utilização da PPP é o do “Big Mac” (sanduíche da rede mundial de lanchonetes McDonald’s), produto este vendido em diversas cidades do mundo e que obedece a um único padrão de fabricação e comercialização. Desta forma, de acordo com a lei do preço único, este produto deveria ter o mesmo preço em diferentes países, de tal modo que os consumidores fossem indiferentes entre comprar este produto em um ou em outro país. A paridade entre os preços é obtida através do funcionamento dos mercados.

De maneira quase intuitiva e desprezando os custos de transação, pode-se dizer que, se o preço de um mesmo produto for menor em um certo local, todos os consumidores buscarão comprar tal produto neste local, o que aumentaria a demanda e conseqüentemente o preço local do produto. Nos demais locais, aconteceria o inverso, ou seja, diminuição da demanda e do preço. Ambos os efeitos perdurariam até que um novo preço de equilíbrio fosse encontrado. Os preços nos diferentes países devem refletir as condições de custo, ou seja, de competitividade de cada país. Desta forma, a taxa de câmbio, de acordo com a lei do preço único,

será aquela que permitirá igualar os preços dos países quando tais preços forem expressos em uma mesma moeda (LOPES et al., 2011).

## 2.4 Relação de Longo Prazo e Cointegração

Os diferentes testes estatísticos de cointegração têm sido uma forma muito comum de estudar relações de longo prazo entre variáveis econômicas. De uma maneira simplificada, pode-se dizer que variáveis cointegradas apresentam comportamentos semelhantes no longo prazo.

Ao estudar a relação estatística de longo prazo entre duas ou mais variáveis (em séries temporais), deve-se verificar se tal relação não é espúria. A relação espúria ocorre principalmente quando uma regressão entre duas ou mais séries temporárias, não estacionárias, apresenta coeficientes (na equação de regressão) com alta significância estatística e R-quadrado significativamente diferente de zero.

Muitas das variáveis macroeconômicas são chamadas integradas de ordem 1, denota-se  $I(1)$ , uma vez que, apesar da série original não ser estacionária, a sua primeira diferença é estacionária. Uma determinada série temporal é chamada integrada de ordem zero, denota-se  $I(0)$ , se for estacionária desde o início, ou seja, a série original é estacionária e não requer diferenciação (ENDERS, 2010).

Pelo menos três artigos merecem especial destaque no estudo das relações de longo prazo entre os fundamentos econômicos e a taxa de câmbio real de diferentes grupos de países. O primeiro trabalho é o de Bénassy Quéré et al. (2004), o qual avaliou a relação de longo prazo entre a posição internacional de investimento e a taxa de câmbio real nos países do grupo dos vinte (G-20). O segundo trabalho é o de Kubota (2009), o qual estudou os desalinhamentos cambiais de um grupo formado por 79 países. E, o de Marçal (2012), o qual estudou os desalinhamentos cambiais e documentou a importância do efeito Balassa-Samuelson e da posição internacional de investimentos, no longo prazo, como determinantes das taxas de câmbio real para um grupo de 25 países.

### 2.4.1 Cointegração

Como foi citado no tópico anterior, a regressão de uma série temporal não estacionária em outra série temporal não estacionária pode resultar em uma regressão espúria. E, para verificar se tal regressão é ou não espúria, o método mais utilizado é o teste de raiz unitária (teste de estacionariedade) sobre os resíduos desta regressão. De uma maneira simplificada, pode-se dizer que uma série de dados (série de tempo) é estacionária - representada por  $I(0)$ , ou seja, integrada de ordem zero - se em nível, não apresentar comportamento estatístico “explosivo”, ou seja, não estacionário. Os testes de raiz unitária são procedimentos estatísticos para identificar evidências de estacionariedade em séries de tempo.

Se a série dos resíduos for  $I(0)$ , ou seja, for estacionária, tem-se uma situação interessante na qual, embora as duas séries temporais que foram base para a regressão sejam individualmente  $I(1)$ , ou seja, somente a série de suas primeiras diferenças é estacionária, uma combinação linear entre estas séries originais pode ser  $I(0)$ . Neste caso, diz-se que as duas séries temporais são cointegradas (ENDERS, 2010).

Cointegração é um tema econométrico que tem sido estudado por um número cada vez maior de pesquisadores. Bierens (2010) apresenta uma boa revisão histórica sobre cointegração. Revisão esta que foi sintetizada nos parágrafos seguintes deste trabalho.

Granger (1981) apresentou pela primeira vez o conceito de cointegração, o qual foi posteriormente desenvolvido nos trabalhos de Engle e Granger (1987), Engle e Yoo (1987, 1991), Philips e Ouliaris (1990), Stock e Watson (1988), Phillips (1991) e Johansen (1988, 1991, 1994), dentre outros.

Engle e Granger (1987) propuseram estimar um vetor de cointegração  $\beta = (1, \beta_2)^T$  através da regressão do primeiro componente  $Z_{1,t}$  do vetor  $Z_t$  sobre o segundo componente  $Z_{2,t}$ , utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários. Tal regressão foi chamada de regressão de cointegração e seus respectivos resíduos foram testados a fim de identificar evidências da existência de raiz unitária. O teste de raiz unitária utilizado foi o teste Dickey-Fuller Aumentado, chamado teste “ADF” (DICKEY; FULLER, 1979, 1981).

Phillips e Ouliaris (1990) também testaram os mesmos resíduos encontrados por Engle e Granger (1987), mas utilizaram uma versão mais atualizada do teste de raiz unitária desenvolvido por Philips (1987) e por Phillips-Perron (1988), ao invés do teste “ADF”. Em ambos os testes, a hipótese nula é a presença de raiz unitária ou ausência de cointegração.

Um teste diferente sobre os mesmos resíduos citados acima foi proposto por Park (1990). Tal teste consistiu em realizar uma regressão destes resíduos sobre variáveis que representavam potências dos períodos (tempo) e verificar se os coeficientes encontrados eram conjuntamente nulos. Bierens e Guo (1993) utilizaram a mesma metodologia para testar tendências estacionárias contra a hipótese nula de raiz unitária. Entretanto, esta metodologia requer uma estimação consistente da variância de longo prazo dos erros da verdadeira regressão de cointegração encontrada por um estimador do tipo apresentado por Newey-West (1987), o qual reduz substancialmente o poder assintótico do teste.

Hansen (1992) e Park (1990) apresentaram testes baseados em uma regressão de cointegração simples e ambos os testes utilizaram variantes do método de estimação, com variáveis instrumentais, desenvolvido por Phillips e Hansen (1990).

Boswijk (1994, 1995) estabeleceram uma relação entre os métodos de equação simples e os de sistemas utilizando equações estruturais simples como base para análise de cointegração.

Os testes citados acima têm como hipótese nula ou hipótese alternativa a presença de raiz unitária ou ausência de cointegração. Porém, se tais testes apresentarem evidências de cointegração em sistemas com mais de duas variáveis, não é possível saber quantos vetores de cointegração linearmente independentes existem. Neste caso, é possível utilizar a metodologia desenvolvida por Stock e Watson (1988), a qual é uma extensão multivariada dos testes de Engle-Granger e de Phillips-Ouliaris. A ideia principal é utilizar uma transformação linear das  $q$ -variáveis do processo cointegrado  $Z_t$ , com  $r$  vetores de cointegração linearmente independentes, de tal forma que os  $r$  primeiros componentes do processo transformado  $Z_t$  sejam estacionários e os últimos  $q - r$  componentes, ordenados em um certo vetor  $W_t$ , sejam integrados. A matriz de transformação pode ser estimada

de maneira consistente através dos principais componentes de  $Z_t$ . Desta forma, deve-se testar se  $W_t$  é um processo de raiz unitária com  $q - r$  variáveis, através de uma versão multivariada do teste ADF ou do teste de Phillips (1987).

Uma outra metodologia foi apresentada por Johansen (1988, 1991) e por Johansen e Juselius (1990), em uma série de artigos influentes. Tal metodologia consiste na utilização de estimadores e testes de máxima verossimilhança baseados em um modelo de Vetor de Correção de Erros (modelo “VEC”) para o processo de raiz unitária  $Z_t$ , com  $q$  variáveis.

O modelo “VEC” é baseado no trabalho de Engle-Granger (1987), o qual apresentou um teorema de representação de correção de erros para sistemas cointegrados e a inferência assintótica envolvida está relacionada ao trabalho desenvolvido por Sims, Stock e Watson (1990). Através de um tratamento de retirada por etapas de todas as matrizes dos parâmetros da função de verossimilhança, exceto a matriz  $\beta$ , Johansen demonstrou que o estimador de máxima verossimilhança de  $\beta$  pode ser encontrado através da solução de um problema generalizado de autovalor. Desta forma, testes de hipóteses que observam indicadores de verossimilhança para indicar o número de vetores de cointegração podem ser baseados nestes autovalores.

O artigo apresentado por Bierens (1997), o qual será uma das duas principais referências deste trabalho, propõe testes de cointegração consistentes que não necessitam de especificação do processo de geração dos dados, nem da estimação de parâmetros estruturais, exceto algumas pequenas condições de regularidade. Desta forma, estes testes são totalmente não-paramétricos. Estes testes de Bierens são aplicados de maneira análoga aos testes de Johansen, incluindo o teste de restrições paramétricas sobre os vetores de cointegração. Adicionalmente, de maneira semelhante à metodologia de Johansen, é possível estimar de maneira consistente a base para o espaço dos vetores de cointegração, através dos vetores de autovalores do problema geral de autovalores do teste. Entretanto, as duas matrizes envolvidas no teste são construídas de maneira independente do processo gerador de dados, com base em médias ponderadas de  $Z_t$  e de sua primeira diferença, respectivamente, onde as ponderações envolvidas são polinômios temporais de Chebishev de ordem par.

O principal teste de hipóteses apresentado por Bierens (1997) é:

- Hipótese nula ( $H_0$ ):  $r = 0$  ( $r$  é o número de vetores de cointegração)
- Hipótese alternativa ( $H_1$ ):  $r = 1$ .

Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) apresentaram um teste de cointegração que consiste em primeiro estimar um termo determinístico  $D_t$ , subtrair este termo das observações e aplicar o teste de Johansen nesta série ajustada. Em outras palavras, o teste é baseado no seguinte Vetor Auto-Regressivo (VAR):

$$\Delta \tilde{x}_t = \Pi \tilde{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta \tilde{x}_{t-j} + \tilde{u}_t \quad (2.2)$$

onde  $\tilde{x}_t = (\tilde{y}_t - \tilde{D}_t)$  e  $\tilde{D}_t$  é o termo determinístico estimado. O método de máxima verossimilhança é utilizado pelos autores para estimar os parâmetros do termo determinístico. Os valores críticos que servem de referência dependem do tipo de termo determinístico incluído na regressão (constante, tendência linear, tendência linear ortogonal e variável *dummy* para sazonalidade). Além disso, os valores críticos permanecem válidos se uma variável *shift dummy* for incluída. Entretanto, quebras de tendências são ignoradas por este teste.

O principal teste de hipóteses apresentado por Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) é:

- Hipótese nula ( $H_0$ ): posto de  $\Pi$  (matriz de cointegração) =  $r_0$
- Hipótese alternativa ( $H_1$ ): posto de  $\Pi > r_0$  ( $r_0 = 0, 1, 2, \dots, K - 1$ ), onde

$K$  é a dimensão do vetor das variáveis observadas.

O teste de Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) também será uma das principais referências deste trabalho.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Método Econométrico

A metodologia utilizada no presente trabalho é testar esta relação de longo prazo através de dois testes de cointegração. O primeiro teste foi apresentado por Bierens (1997) e trata-se de um teste não-paramétrico. Para executar este primeiro teste, o software estatístico “EASYREG” foi utilizado (disponível em <<http://econ.la.psu.edu/~hbierens/ERIDOWNL.HTM>>). O segundo teste foi apresentado por Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c), teste este que utiliza um termo determinístico estimado no início do procedimento. E, para executar este segundo teste, o software estatístico “JMULTI” foi utilizado (disponível em <<http://www.jmulti.de/download.html>>). Atualmente, o “EASYREG” e o “JMULTI” são softwares gratuitos.

#### 3.2 Dados

As bases de dados das séries de Posição Internacional de Investimento, (“NFA”) e taxa real de câmbio (“RER”) foram obtidas através dos bancos de dados do Fundo Monetário Internacional (“IMF Data”, disponível em <<http://elibrary-data.imf.org/>>) e do Banco Mundial (“World Bank Data”, disponível em <<http://data.worldbank.org/>>).

Neste trabalho, a Posição Internacional de Investimento é representada pelo termo “NFA” ou “Net Financial Assets”, o qual representa o saldo líquido ou ativo líquido (“net assets”) desta posição internacional de investimentos, ao final de um dado período.

O efeito Balassa-Samuelson é representado neste trabalho por um indicador de produtividade relativa. Este indicador de produtividade foi calculado da mesma forma que em de Marçal (2012) e também de acordo com o método proposto em Alberola, Cervero et al. (1999). Tal método considera um ponderador o comércio total ( $w_i$ ) e compara a evolução da razão entre os preços no atacado – IPA – e ao consumidor – IPC –, do país, com a média da mesma razão para os seus parceiros

comerciais. A variável preço relativo (“PREL”) representa tal indicador de produtividade neste trabalho.

### 3.3 Estatísticas Descritivas

As tabelas 1, 2 e 3 mostram as estatísticas descritivas (média, variância, desvio padrão, valor mínimo e valor máximo da amostra) de cada variável e de cada país.

País	Média	Variância	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Austrália	0,8420	0,0089	0,0941	0,6684	1,0143
Áustria	0,8685	0,0133	0,1151	0,6683	1,0936
Bélgica	0,9929	0,0031	0,0559	0,9096	1,1705
Brasil	0,8255	0,0282	0,1680	0,5257	1,0968
Canadá	0,8838	0,0108	0,1038	0,6983	1,0675
China	1,7777	1,4072	1,1862	0,6966	4,5866
Colômbia	1,0151	0,0694	0,2634	0,6615	1,5232
Dinamarca	0,9175	0,0042	0,0646	0,7741	1,0353
Finlândia	1,1109	0,0119	0,1093	0,9737	1,3888
França	1,0536	0,0034	0,0586	0,9350	1,1872
Alemanha	1,0580	0,0029	0,0542	0,9690	1,1942
Grécia	0,8622	0,0051	0,0714	0,7163	1,0015
Índia	1,5593	0,5187	0,7202	0,8499	2,9557
Irlanda	0,8886	0,0120	0,1094	0,6786	1,1253
Itália	0,9971	0,0063	0,0792	0,8711	1,1615
Japão	0,9192	0,0471	0,2170	0,4921	1,3267
México	1,0406	0,0259	0,1611	0,6595	1,3492
Holanda	0,9782	0,0025	0,0496	0,8478	1,0915
Portugal	0,8987	0,0100	0,1001	0,7355	1,0452
República da Coreia	1,2446	0,0477	0,2185	0,8386	1,7286
África do Sul	1,1686	0,0607	0,2463	0,6964	1,6889
Singapura	1,0055	0,0094	0,0972	0,8339	1,2968
Espanha	0,8899	0,0084	0,0915	0,7100	1,0474
Suécia	1,1941	0,0177	0,1331	0,9344	1,4519
Turquia	0,8003	0,0255	0,1596	0,5348	1,1588
Reino Unido	0,8201	0,0151	0,1228	0,5938	1,0000
Uruguai	0,7563	0,0258	0,1607	0,5241	1,1940
Estados Unidos	1,1403	0,0159	0,1261	0,9955	1,4916

Tabela 1: Estatísticas descritivas da variável "RER"

País	Média	Variância	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Austrália	-0,1202	0,0040	0,0634	-0,2650	-0,0096
Áustria	-0,4022	0,0299	0,1730	-0,6955	-0,0905
Bélgica	0,1705	0,0487	0,2207	-0,1269	0,8469
Brasil	-0,2967	0,0108	0,1038	-0,4932	-0,1357
Canadá	-0,2543	0,0133	0,1152	-0,3737	-0,0263
China	0,0347	0,0209	0,1446	-0,1435	0,3400
Colômbia	-0,2256	0,0079	0,0890	-0,3329	0,0040
Dinamarca	-0,2389	0,0223	0,1493	-0,5102	0,0981
Finlândia	-0,3267	0,1126	0,3355	-1,6589	0,0803
França	0,0044	0,0043	0,0656	-0,1224	0,1277
Alemanha	0,1104	0,0095	0,0973	0,0012	0,4188
Grécia	-0,3036	0,0823	0,2869	-1,0159	0,0000
Índia	-0,1561	0,0054	0,0736	-0,3479	-0,0569
Irlanda	-0,3549	0,1032	0,3212	-1,0258	0,4761
Itália	-0,0841	0,0064	0,0802	-0,2677	0,0461
Japão	0,1785	0,0282	0,1680	-0,0182	0,5746
México	-0,3741	0,0133	0,1154	-0,6626	-0,1789
Holanda	0,0729	0,0267	0,1633	-0,4006	0,2713
Portugal	-0,3865	0,0888	0,2980	-1,1513	-0,0692
República da Coreia	-0,2010	0,0189	0,1373	-0,4656	-0,0200
África do Sul	-0,2304	0,0176	0,1328	-0,4873	-0,0410
Singapura	0,4718	0,2744	0,5238	-0,0449	1,7416
Espanha	-0,2525	0,0604	0,2457	-0,9511	0,0021
Suécia	-0,1293	0,0185	0,1359	-0,4094	0,2218
Turquia	-0,2781	0,0125	0,1119	-0,4866	-0,0741
Reino Unido	-0,0036	0,0146	0,1207	-0,3099	0,2449
Uruguai	-0,1997	0,0132	0,1149	-0,5029	-0,0360
Estados Unidos	-0,0572	0,0094	0,0969	-0,2404	0,0642

Tabela 2: Estatísticas descritivas da variável "NFA"

País	Média	Variância	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Austrália	110,8093	84,8535	9,2116	98,2672	127,2999
Áustria	80,8161	354,3653	18,8246	53,0133	108,6144
Bélgica	94,4801	12,7889	3,5762	88,4909	100,0000
Brasil	56,8514	621,0934	24,9217	29,4215	103,9237
Canadá	99,4841	123,4263	11,1097	84,7469	122,1116
China	101,7066	4,5814	2,1404	97,1373	104,8092
Colômbia	106,3519	201,2325	14,1856	84,5122	132,4633
Dinamarca	104,5373	30,0443	5,4813	98,0994	123,7549
Finlândia	100,8312	20,6338	4,5424	94,3622	112,2730
França	103,8286	5,6747	2,3822	100,0000	109,2712
Alemanha	93,0812	49,3128	7,0223	80,1027	103,4131
Grécia	98,4017	62,5440	7,9085	82,4149	120,3027
Índia	87,7573	103,8649	10,1914	74,1463	106,2363
Irlanda	139,0524	280,1365	16,7373	91,4999	166,7334
Itália	99,6532	6,4818	2,5459	94,3467	103,9048
Japão	168,4093	6.400,0678	80,0004	81,6500	386,9649
México	94,9708	13,6653	3,6967	89,3082	102,8876
Holanda	90,4001	108,2105	10,4024	69,6988	107,8247
Portugal	137,3097	999,1420	31,6092	95,3655	192,3651
República da Coreia	116,1824	67,3038	8,2039	98,3852	128,6457
África do Sul	93,2120	48,2469	6,9460	79,9713	103,7896
Singapura	107,4379	169,6080	13,0234	88,5853	138,3812
Espanha	120,3766	288,4158	16,9828	100,0000	161,5875
Suécia	91,4281	64,6068	8,0378	74,8391	105,2211
Turquia	115,5684	83,3919	9,1319	100,0000	131,1955
Reino Unido	92,0862	187,4731	13,6921	70,0033	112,3859
Uruguai	80,6118	176,3471	13,2796	61,7426	102,4006
Estados Unidos	104,5028	210,2360	14,4995	80,3330	139,1895

Tabela 3: Estatísticas descritivas da variável "PREL"

## 4 Resultados

A seguir são apresentadas as tabelas com os resultados obtidos nos testes de Saikkonen e Lütkephol (2000a, b, c), através do software “JMULTI”, e de Bierens (1997), através do software “EASYREG”. Os dois testes avaliam as evidências de cointegração entre a Posição Internacional de Investimento (“NFA”), o preço relativo (“PREL”) e a taxa real de câmbio (“RER”).

As tabelas 4 e 5 mostram os resultados do teste de Saikkonen e Lütkephol (2000a, b, c), realizados através do software “JMULTI”, com duas variáveis: Posição Internacional de Investimento (“NFA”) e taxa real de câmbio (“RER”). Nestas tabelas, a coluna “r0” mostra o posto da matriz de cointegração e a coluna “LR” mostra o valor da razão de verossimilhança encontrado pelo teste estatístico.

País	r0	LR	P-Valor	Nível de Significância / Valores Críticos			Nível de Significância / Resultados		
				10%	5%	1%	10%	5%	1%
Austrália	0	6,25	0,4121	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Áustria	0	4,64	0,6213	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	0	4,99	0,5726	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Brasil	0	15,33	0,0140	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Canadá	0	4,35	0,6622	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
China	0	2,23	0,9227	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	0	4,74	0,6068	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	0	2,67	0,8800	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Finlândia	0	14,94	0,0165	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
França	0	4,62	0,6235	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	0	14,70	0,0182	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Grécia	0	5,86	0,4587	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	0	4,14	0,6915	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	0	4,78	0,6017	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Itália	0	5,00	0,5712	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Japão	0	8,13	0,2300	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	0	18,32	0,0037	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Holanda	0	2,34	0,9126	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Portugal	0	7,01	0,3289	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
República da Coreia	0	4,39	0,6566	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	0	10,93	0,0841	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	0	16,97	0,0068	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Espanha	0	13,74	0,0273	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Suécia	0	5,95	0,4476	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Turquia	0	1,29	0,9831	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	0	6,03	0,4380	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	0	17,31	0,0059	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Estados Unidos	0	5,96	0,4468	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

Tabela 4: Resultados do teste de S&L para NFA e RER ( $r_0 = 0$ )

País	r0	LR	P-Valor	Nível de Significância / Valor Crítico			Nível de Significância / Resultado		
				10%	5%	1%	10%	5%	1%
Austrália	1	3,94	0,0561	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Áustria	1	0,33	0,6255	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	1	0,30	0,6451	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Brasil	1	0,20	0,7133	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Canadá	1	1,13	0,3313	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
China	1	1,79	0,2121	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	1	0,80	0,4227	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	1	0,13	0,7789	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Finlândia	1	5,39	0,0241	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
França	1	-	0,9743	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	1	0,02	0,9301	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Grécia	1	4,24	0,0470	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Índia	1	0,32	0,6308	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	1	0,54	0,5205	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Itália	1	1,10	0,3394	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Japão	1	0,33	0,6284	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	1	0,77	0,4339	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Holanda	1	1,93	0,1930	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Portugal	1	0,31	0,6377	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
República da Coreia	1	0,68	0,4661	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	1	0,03	0,9112	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	1	3,80	0,0611	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Espanha	1	1,16	0,3253	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	1	3,60	0,0685	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Turquia	1	0,38	0,5992	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	1	0,49	0,5431	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	1	4,49	0,0406	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Estados Unidos	1	0,45	0,5634	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

Tabela 5: Resultados do teste de S&L para NFA e RER ( $r_0 = 1$ )

Na tabela 4 estão destacados os países nos quais a hipótese nula de não-cointegração ( $r_0 = 0$ ) foi rejeitada em pelo menos um dos três níveis de significância escolhidos. Destes países destacados, Brasil, Finlândia, Alemanha, México, África do Sul, Singapura, Espanha e Uruguai, apenas três deles rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração ao nível de significância de 1% (México, Singapura e Uruguai).

De acordo com a tabela 5, apenas 6 países (Austrália, Finlândia, Grécia, Singapura, Suécia e Uruguai) rejeitaram a hipótese nula de posto da matriz de cointegração igual a 1 (em favor da hipótese alternativa de posto maior que 1).

As tabelas 6, 7 e 8 mostram os resultados do teste de Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c), realizados através do software "JMULTI", com três variáveis: Posição Internacional de Investimento ("NFA"), o preço relativo ("PREL") e a taxa real de câmbio ("RER").

País	r0	LR	P-Valor	Nível de Significância / Valore Crítico			Nível de Significância / Resultado		
				10%	5%	1%	10%	5%	1%
Austrália	0	16,37	0,3597	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Áustria	0	14,65	0,4914	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	0	40,35	0,0001	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Brasil	0	29,44	0,0089	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Canadá	0	14,83	0,4768	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
China	0	34,01	0,0017	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Colômbia	0	20,90	0,1260	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	0	20,91	0,1259	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Finlândia	0	25,03	0,0383	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
França	0	11,42	0,7543	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	0	20,79	0,1299	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Grécia	0	13,61	0,5772	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	0	20,39	0,1441	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	0	12,01	0,7086	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Itália	0	11,27	0,7661	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Japão	0	20,65	0,1347	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	0	23,94	0,0535	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Holanda	0	4,70	0,9976	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Portugal	0	19,99	0,1595	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
República da Coreia	0	10,14	0,8436	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	0	26,27	0,0259	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Singapura	0	13,99	0,5451	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Espanha	0	24,02	0,0521	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	0	12,66	0,6563	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Turquia	0	16,51	0,3502	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	0	12,72	0,6507	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	0	25,46	0,0335	21,76	24,16	29,11	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Estados Unidos	0	21,55	0,1058	21,76	24,16	29,11	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

Tabela 6: Resultados do teste de S&L para NFA, PREL e RER ( $r_0 = 0$ )

Na tabela 6, é interessante constatar que, em pelo um dos três níveis de significância escolhidos, apenas Bélgica, Brasil, China, Finlândia, México, África do Sul, Espanha e Uruguai apresentaram evidências de cointegração, ou seja, rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração ( $r_0 = 0$ ). Apesar destas evidências encontradas, não se pode perceber de imediato possíveis semelhanças entre os fundamentos econômicos destes países, uma vez que há países emergentes, desenvolvidos e também um caso especial, a China, que ainda avança na direção de uma economia de mercado com uma participação do estado cada vez menor.

País	r0	LR	P-Valor	Nível de Significância / Valor Crítico			Nível de Significância / Resultado		
				10%	5%	1%	10%	5%	1%
Austrália	1	5,48	0,5070	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Áustria	1	3,37	0,7953	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	1	14,89	0,0168	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Brasil	1	12,20	0,0512	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Canadá	1	5,73	0,4744	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
China	1	11,95	0,0566	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	1	5,88	0,4563	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	1	2,49	0,8979	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Finlândia	1	11,08	0,0795	10,47	12,26	16,10	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
França	1	3,48	0,7808	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	1	3,78	0,7412	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Grécia	1	5,92	0,4514	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	1	7,10	0,3200	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	1	6,37	0,3974	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Itália	1	5,83	0,4628	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Japão	1	9,71	0,1328	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	1	2,75	0,8703	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Holanda	1	2,08	0,9357	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Portugal	1	7,52	0,2803	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
República da Coreia	1	6,51	0,3818	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	1	9,88	0,1248	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	1	6,32	0,4040	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Espanha	1	9,43	0,1469	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	1	4,12	0,6937	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Turquia	1	2,07	0,9366	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	1	4,08	0,6995	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	1	8,42	0,2089	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Estados Unidos	1	4,21	0,6819	10,47	12,26	16,10	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

Tabela 7: Resultados do teste de S&L para NFA, PREL e RER ( $r_0 = 1$ )

Na tabela 7, que mostra os resultados do teste com  $r_0 = 1$ , apenas Bélgica, Brasil, China e Finlândia, em pelo um dos três níveis de significância escolhidos, rejeitam a hipótese nula de  $r_0 = 1$ , em favor da hipótese alternativa de  $r_0 > 1$ .

País	r0	LR	P-Valor	Nível de Significância / Valor Crítico			Nível de Significância / Resultado		
				10%	5%	1%	10%	5%	1%
Austrália	2	-	0,9846	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Áustria	2	0,10	0,8068	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	2	2,47	0,1371	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Brasil	2	2,48	0,1360	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Canadá	2	0,52	0,5285	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
China	2	0,14	0,7664	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	2	1,04	0,3544	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	2	0,87	0,4007	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Finlândia	2	3,21	0,0871	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
França	2	0,10	0,8044	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	2	2,38	0,1448	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Grécia	2	3,68	0,0656	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	2	0,01	0,9527	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	2	0,03	0,8946	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Itália	2	0,89	0,3970	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Japão	2	1,08	0,3433	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	2	1,51	0,2549	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Holanda	2	0,53	0,5241	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Portugal	2	4,70	0,0359	2,98	4,13	6,93	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
República da Coreia	2	0,18	0,7298	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	2	0,06	0,8561	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	2	0,60	0,4947	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Espanha	2	0,84	0,4094	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	2	2,49	0,1355	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Turquia	2	0,12	0,7810	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	2	0,02	0,9302	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	2	0,86	0,4041	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Estados Unidos	2	0,27	0,6634	2,98	4,13	6,93	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

Tabela 8: Resultados do teste de S&L para NFA, PREL e RER ( $r_0 = 2$ )

A tabela 8, que mostra os resultados do teste com  $r_0 = 2$ , apenas Finlândia, Grécia e Portugal, em pelo um dos três níveis de significância escolhidos, rejeitam a hipótese nula de  $r_0 = 2$  em favor da hipótese alternativa de  $r_0 > 2$ .

A tabela 9 mostra os resultados do teste de Bierens (1997), através do software “EASYREG”, com duas variáveis: Posição Internacional de Investimento (“NFA”) e taxa real de câmbio (“RER”).

País	H0	H1	m	Estatístico	Valor Crítico			Resultado		
					20%	10%	5%	20%	10%	5%
Estados Unidos	r = 0	r = 1	2	0,00007	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Estados Unidos	r = 0	r = 1	3	0,00270	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Estados Unidos	r = 1	r = 2	2	0,04292	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Uruguai	r = 0	r = 1	2	0,01214	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Aceitar H0	-
Uruguai	r = 0	r = 1	3	0,08179	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
Uruguai	r = 1	r = 2	2	0,15960	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	r = 0	r = 1	2	0,00148	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Reino Unido	r = 0	r = 1	3	0,00272	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Reino Unido	r = 1	r = 2	2	0,01339	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Turquia	r = 0	r = 1	2	0,00000	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Turquia	r = 0	r = 1	3	0,00010	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Turquia	r = 1	r = 2	2	0,45118	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	r = 0	r = 1	2	0,00065	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Suécia	r = 0	r = 1	3	0,00499	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Suécia	r = 1	r = 2	2	0,26392	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Espanha	r = 0	r = 1	2	0,00751	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Aceitar H0	-
Espanha	r = 0	r = 1	3	0,16151	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
Espanha	r = 1	r = 2	2	0,37991	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	r = 0	r = 1	2	0,00014	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Singapura	r = 0	r = 1	3	0,01796	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
Singapura	r = 1	r = 2	2	1,37092	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	r = 0	r = 1	2	0,00036	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
África do Sul	r = 0	r = 1	3	0,01224	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
África do Sul	r = 1	r = 2	2	0,01241	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
República da Coreia	r = 0	r = 1	2	0,00245	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
República da Coreia	r = 0	r = 1	3	0,00219	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
República da Coreia	r = 1	r = 2	2	0,01616	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Portugal	r = 0	r = 1	2	0,09703	0,017	0,005	-	Aceitar H0	Aceitar H0	-
Portugal	r = 0	r = 1	3	0,10552	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
Portugal	r = 1	r = 2	2	0,50012	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Holanda	r = 0	r = 1	2	0,00000	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Holanda	r = 0	r = 1	3	0,00700	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Holanda	r = 1	r = 2	2	0,39200	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	r = 0	r = 1	2	0,04381	0,017	0,005	-	Aceitar H0	Aceitar H0	-
México	r = 0	r = 1	3	0,04886	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
México	r = 1	r = 2	2	0,24033	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Japão	r = 0	r = 1	2	0,00156	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Japão	r = 0	r = 1	3	0,00178	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Japão	r = 1	r = 2	2	0,45678	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Itália	r = 0	r = 1	2	0,00011	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Itália	r = 0	r = 1	3	0,00031	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Itália	r = 1	r = 2	2	0,24761	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	r = 0	r = 1	2	0,00000	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Irlanda	r = 0	r = 1	3	0,00005	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Irlanda	r = 1	r = 2	2	0,20276	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	r = 0	r = 1	2	0,01363	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Aceitar H0	-
Índia	r = 0	r = 1	3	0,03097	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
Índia	r = 1	r = 2	2	0,64281	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

País	H0	H1	m	Estatístico	Valor Crítico			Resultado		
					20%	10%	5%	20%	10%	5%
Grécia	r = 0	r = 1	2	0,00006	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Grécia	r = 0	r = 1	3	0,00355	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Grécia	r = 1	r = 2	2	0,19099	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	r = 0	r = 1	2	0,00061	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Alemanha	r = 0	r = 1	3	0,01424	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Alemanha	r = 1	r = 2	2	0,16861	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
França	r = 0	r = 1	2	0,00008	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
França	r = 0	r = 1	3	0,00068	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
França	r = 1	r = 2	2	0,07215	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Finlândia	r = 0	r = 1	2	0,04736	0,017	0,005	-	Aceitar H0	Aceitar H0	-
Finlândia	r = 0	r = 1	3	0,09365	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
Finlândia	r = 1	r = 2	2	0,75381	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	r = 0	r = 1	2	0,00000	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Dinamarca	r = 0	r = 1	3	0,00668	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Dinamarca	r = 1	r = 2	2	0,25786	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	r = 0	r = 1	2	0,00033	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Colômbia	r = 0	r = 1	3	0,05432	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
Colômbia	r = 1	r = 2	2	1,10464	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
China	r = 0	r = 1	2	0,01687	0,017	0,005	-	Aceitar H0	Aceitar H0	-
China	r = 0	r = 1	3	0,03017	-	-	0,017	-	-	Aceitar H0
China	r = 1	r = 2	2	3,58518	0,241	0,111	0,054	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Canadá	r = 0	r = 1	2	0,00141	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Canadá	r = 0	r = 1	3	0,00437	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Canadá	r = 1	r = 2	2	0,15903	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Brasil	r = 0	r = 1	2	0,00226	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Brasil	r = 0	r = 1	3	0,00324	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Brasil	r = 1	r = 2	2	0,22846	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	r = 0	r = 1	2	0,00000	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Bélgica	r = 0	r = 1	3	0,01043	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Bélgica	r = 1	r = 2	2	0,15869	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Áustria	r = 0	r = 1	2	0,00280	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Áustria	r = 0	r = 1	3	0,00508	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Áustria	r = 1	r = 2	2	0,03863	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Austrália	r = 0	r = 1	2	0,00127	0,017	0,005	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0	-
Austrália	r = 0	r = 1	3	0,00132	-	-	0,017	-	-	Rejeitar H0
Austrália	r = 1	r = 2	2	0,01290	0,241	0,111	0,054	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0

Tabela 9: Resultados do teste Bierens para NFA e RER

A tabela 10 mostra os resultados do teste de Bierens (1997), através do software “EASYREG”, com três variáveis: Posição Internacional de Investimento (“NFA”), o preço relativo (“PREL”) e a taxa real de câmbio (“RER”).

País	H0	H1	m	Estatístico	Nível de Significância / Valor Crítico			Resultado		
					20%	10%	5%	20%	10%	5%
Estados Unidos	r = 0	r = 1	3	0,0006	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Estados Unidos	r = 0	r = 1	4	0,0042	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Estados Unidos	r = 1	r = 2	3	0,2766	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Estados Unidos	r = 2	r = 3	3	1,1484	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	r = 0	r = 1	3	0,0110	0,006	-	-	Aceitar H0	-	-
Uruguai	r = 0	r = 1	4	0,0557	-	0,017	0,008	-	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	r = 1	r = 2	3	0,0920	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Uruguai	r = 2	r = 3	3	1,7566	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	r = 0	r = 1	3	0,0004	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Reino Unido	r = 0	r = 1	4	0,0103	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	r = 1	r = 2	3	0,0228	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Reino Unido	r = 2	r = 3	3	2,8910	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Turquia	r = 0	r = 1	3	0,0001	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Turquia	r = 0	r = 1	4	0,0006	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Turquia	r = 1	r = 2	3	0,0184	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Turquia	r = 2	r = 3	3	34,7691	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	r = 0	r = 1	3	0,0040	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Suécia	r = 0	r = 1	4	0,1420	-	0,017	0,008	-	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	r = 1	r = 2	3	0,1713	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Suécia	r = 2	r = 3	3	1,5652	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Espanha	r = 0	r = 1	3	0,0011	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Espanha	r = 0	r = 1	4	0,0156	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Aceitar H0
Espanha	r = 1	r = 2	3	0,2248	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Espanha	r = 2	r = 3	3	1,0786	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	r = 0	r = 1	3	-	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Singapura	r = 0	r = 1	4	0,1857	-	0,017	0,008	-	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	r = 1	r = 2	3	1,5255	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Singapura	r = 2	r = 3	3	4,5236	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	r = 0	r = 1	3	-	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
África do Sul	r = 0	r = 1	4	0,0004	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
África do Sul	r = 1	r = 2	3	0,5132	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
África do Sul	r = 2	r = 3	3	1,3011	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
República da Coreia	r = 0	r = 1	3	0,0004	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
República da Coreia	r = 0	r = 1	4	0,0004	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
República da Coreia	r = 1	r = 2	3	0,4925	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
República da Coreia	r = 2	r = 3	3	3,8912	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Portugal	r = 0	r = 1	3	-	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Portugal	r = 0	r = 1	4	0,0000	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Portugal	r = 1	r = 2	3	0,2020	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Portugal	r = 2	r = 3	3	2,7125	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Holanda	r = 0	r = 1	3	-	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Holanda	r = 0	r = 1	4	0,0001	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Holanda	r = 1	r = 2	3	0,0251	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Aceitar H0
Holanda	r = 2	r = 3	3	0,6636	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	r = 0	r = 1	3	-	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
México	r = 0	r = 1	4	0,0246	-	0,017	0,008	-	Aceitar H0	Aceitar H0
México	r = 1	r = 2	3	0,0850	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
México	r = 2	r = 3	3	2,0081	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

País	H0	H1	m	Estatístico	Nível de Significância / Valor Crítico			Resultado		
					20%	10%	5%	20%	10%	5%
Japão	r = 0	r = 1	3	0,0002	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Japão	r = 0	r = 1	4	0,0002	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Japão	r = 1	r = 2	3	0,0693	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Japão	r = 2	r = 3	3	3,5269	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Itália	r = 0	r = 1	3	0,0007	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Itália	r = 0	r = 1	4	0,0008	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Itália	r = 1	r = 2	3	0,0038	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Itália	r = 2	r = 3	3	0,3138	0,341	0,187	0,111	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	r = 0	r = 1	3	0,0000	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Irlanda	r = 0	r = 1	4	0,0007	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Irlanda	r = 1	r = 2	3	0,1724	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Irlanda	r = 2	r = 3	3	1,2291	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	r = 0	r = 1	3	0,0006	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Índia	r = 0	r = 1	4	0,0187	-	0,017	0,008	-	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	r = 1	r = 2	3	0,1368	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Índia	r = 2	r = 3	3	1,1604	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Grécia	r = 0	r = 1	3	0,0017	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Grécia	r = 0	r = 1	4	0,0020	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Grécia	r = 1	r = 2	3	0,0465	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Grécia	r = 2	r = 3	3	0,4160	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	r = 0	r = 1	3	-	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Alemanha	r = 0	r = 1	4	0,0052	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Alemanha	r = 1	r = 2	3	0,0862	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Alemanha	r = 2	r = 3	3	0,3870	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
França	r = 0	r = 1	3	0,0003	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
França	r = 0	r = 1	4	0,0003	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
França	r = 1	r = 2	3	0,0018	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
França	r = 2	r = 3	3	2,2695	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Finlândia	r = 0	r = 1	3	0,0001	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Finlândia	r = 0	r = 1	4	0,0002	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Finlândia	r = 1	r = 2	3	0,2090	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Finlândia	r = 2	r = 3	3	22,8851	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	r = 0	r = 1	3	0,0003	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Dinamarca	r = 0	r = 1	4	0,0037	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Dinamarca	r = 1	r = 2	3	0,2405	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Dinamarca	r = 2	r = 3	3	2,5452	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	r = 0	r = 1	3	0,0201	0,006	-	-	Aceitar H0	-	-
Colômbia	r = 0	r = 1	4	0,1265	-	0,017	0,008	-	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	r = 1	r = 2	3	0,6728	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Colômbia	r = 2	r = 3	3	16,5321	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
China	r = 0	r = 1	3	0,0000	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
China	r = 0	r = 1	4	0,0018	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
China	r = 1	r = 2	3	0,0039	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
China	r = 2	r = 3	3	2,3074	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Canadá	r = 0	r = 1	3	0,0036	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Canadá	r = 0	r = 1	4	0,0059	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Canadá	r = 1	r = 2	3	0,0829	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Canadá	r = 2	r = 3	3	1,5721	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

País	H0	H1	m	Estatístico	Nível de Significância / Valor Crítico			Resultado		
					20%	10%	5%	20%	10%	5%
Brasil	r = 0	r = 1	3	0,0029	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Brasil	r = 0	r = 1	4	0,0059	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Brasil	r = 1	r = 2	3	0,0724	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Brasil	r = 2	r = 3	3	0,9570	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	r = 0	r = 1	3	-	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Bélgica	r = 0	r = 1	4	0,0000	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Bélgica	r = 1	r = 2	3	0,0997	0,077	0,034	0,017	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Bélgica	r = 2	r = 3	3	4,8570	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Áustria	r = 0	r = 1	3	0,0032	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Áustria	r = 0	r = 1	4	0,0057	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Áustria	r = 1	r = 2	3	0,0068	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Áustria	r = 2	r = 3	3	0,3663	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0
Austrália	r = 0	r = 1	3	0,0000	0,006	-	-	Rejeitar H0	-	-
Austrália	r = 0	r = 1	4	0,0005	-	0,017	0,008	-	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Austrália	r = 1	r = 2	3	0,0129	0,077	0,034	0,017	Rejeitar H0	Rejeitar H0	Rejeitar H0
Austrália	r = 2	r = 3	3	0,7072	0,341	0,187	0,111	Aceitar H0	Aceitar H0	Aceitar H0

Tabela 10: Resultados do teste Bierens para NFA, PREL e RER

Nas tabelas 9 e 10, “r” é o número de vetores de cointegração e “m” é a ordem dos polinômios de Chebishev, os quais têm um papel importante na elaboração do teste de Bierens (1997).

A tabela 9 mostra que, com m=2, apenas 4 países (Portugal, México, Finlândia e China) não rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração aos níveis de significância de 20% e 10%. Com m=3, 9 países não rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração ao nível de significância de 5%. Com a hipótese nula de r=1, apenas 6 países rejeitaram tal hipótese nula em favor da hipótese alternativa de  $r > 1$ .

De acordo com os resultados mostrados pela tabela 10, adotando-se a hipótese nula de r=0 e também m=3, apenas dois países (Uruguai e Colômbia) não apresentam evidências de cointegração. Adotando-se m=4, 22 países mostram evidências de cointegração ao nível de 10% de significância e 20 países mostram evidências de cointegração ao nível de 5% de significância. No caso da hipótese nula ser r=1, 17 países rejeitam esta hipótese nula ao nível de 20%, 20 países rejeitam esta hipótese nula ao nível de 10% e 24 países rejeitam esta hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Se a hipótese nula for r=3, apenas um país (Itália) rejeita tal hipótese nula ao nível de 20%, e todos os 28 países não rejeitam tal hipótese nula aos níveis de 10% e 5% de significância.

No trabalho de Kubota (2009), o qual aplicou o teste de cointegração apresentado por Johansen (1991) em um grupo de 79 países, se considerarmos apenas os mesmos países também estudados neste presente trabalho, apenas 4 países (Canadá, Finlândia, Nigéria e Venezuela) não apresentaram evidências de cointegração entre a taxa de câmbio real e os fundamentos econômicos. Desta forma, pode-se dizer que os resultados dos diferentes testes de cointegração foram semelhantes, neste caso.

Marçal (2012) estudou o desalinhamento cambial em um grupo de países muito semelhante ao grupo estudado neste presente trabalho. Os resultados dos testes de cointegração de Johansen (1991), aplicados por Marçal (2012), mostraram que Áustria, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, França, Holanda, Itália, Reino Unido, Suécia e Turquia (10 países de um grupo de 25 países) não apresentaram evidências de cointegração ao nível de 5% de significância (em ambos os tipos de testes: traço e autovalor).

## 5 Conclusões

Este trabalho consistiu em testar a possível existência de uma relação de longo prazo entre três variáveis macroeconômicas: Posição Internacional de Investimento (“NFA”), o preço relativo (“PREL”) e a taxa real de câmbio (“RER”) em um grupo de 28 países. A metodologia estatística utilizada foi aplicar os testes de cointegração propostos por Bierens (1997), através do software “EASYREG”, e por Saikkonen e Lütkephol (2000a, b, c), através do software “JMULTI”, sobre tais variáveis mencionadas. Os resultados obtidos indicam que há evidências de cointegração entre estas variáveis, como uma certa intuição econômica poderia indicar. Entretanto, houve diferenças relevantes entre os resultados dos dois testes. Tais resultados indicam que este tema ainda deve ser objeto de estudos mais detalhados no futuro.

Nos testes de cointegração que utilizaram a hipótese nula de não cointegração, os resultados foram significativamente diferentes. No teste de Bierens (1997), a grande maioria dos países rejeitou a hipótese nula de não-cointegração em pelo menos um dos níveis de significância escolhidos (20%, 10% e 5%). O teste de Saikkonen e Lütkephol (2000a, b, c) mostrou que apenas 8 países rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração em pelo menos um dos níveis de significância escolhidos (10%, 5% e 1%).

No caso da hipótese nula ser a existência de apenas um vetor de cointegração ( $r=1$ ), teste de Bierens (1997), os resultados do teste aplicado em apenas duas variáveis (“RER” e “NFA”) mostram que a grande maioria dos países não rejeitou tal hipótese nula. Os resultados do teste com três variáveis (“RER”, “NFA” e “PREL”) mostram que a grande maioria dos países também não rejeitou tal hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Os resultados do teste de Saikkonen e Lütkephol (2000a, b, c), com a hipótese nula do posto da matriz de cointegração igual a 1 ( $r_0=1$ ), com apenas duas variáveis (“RER” e “NFA”), mostrou que apenas três países (Finlândia, Grécia e Uruguai) rejeitaram tal hipótese nula ao nível de 5% de significância, em favor da hipótese alternativa ( $r_0>1$ ). No teste com três variáveis (“RER”, “NFA” e “PREL”), os

resultados foram muito semelhantes e apenas um país (Bélgica) rejeitou a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Apesar das diferenças entre os resultados dos dois diferentes testes aplicados neste trabalho, pode-se observar que há evidências de uma possível relação de longo prazo, ou seja, evidências de cointegração, entre as três variáveis estudadas. O teste de Bierens (1997) mostrou maiores evidências de cointegração que o teste de Saikkonen e Lütkepohl (2000a, b, c) sobre as variáveis estudadas neste trabalho. Talvez uma das principais explicações para tais diferenças entre estes dois testes seja a melhor interpretação feita pelo teste de Bierens (1997) sobre os possíveis comportamentos não lineares destas variáveis.

E, com base nestas evidências de uma possível relação de longo prazo entre as variáveis estudadas neste trabalho, conseqüentemente pode-se dizer que também há evidências de que a taxa de câmbio real (“RER”) pode ser pelo menos parcialmente explicada pelos fundamentos econômicos, representados neste trabalho pelas variáveis “NFA” e o “PREL”.

Talvez a maior limitação deste trabalho seja o fato de que cada um dos países estudados possui um nível de desenvolvimento econômico diferente e eventualmente alguns destes países podem ter suas séries históricas distorcidas por eventos econômicos pontuais. Desta forma, a continuação ou o aprofundamento mais indicado deste trabalho será estudar a relação de longo prazo das três variáveis (“RER”, “NFA” e “PREL”) de maneira mais detalhada em cada um dos países. Uma análise sobre o porquê da existência ou não de cointegração, relação de longo prazo ou desalinhamento cambial, bem como a aplicação de outros testes de cointegração, podem ser boas sugestões de trabalhos futuros sobre o tema.

## 6 Referências Bibliográficas

ALBEROLA, E.; S. CERVERO, et al. Global Equilibrium exchange rate: Euro, Dolar, 'Ins', 'Outs' and other major currencies in a Panel Cointegration Framework. IMF Working Paper. Washington. IMF. p. 99-175, 1999.

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

BANCO MUNDIAL. Base de dados estatísticos. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/>>. Acesso em 18 mar. 2012.

BÉNASSY QUÉRÉ, A.; DURAN, V.P.; LAHRÈCHE, R.A.; MIGNON. V. Burden Sharing and Exchange Rate Misalignment within the Group of Twenty, *CEPII*, v. 2004-13 September, p. 6-11, 2004.

BIERENS, Herman J.; GUO, S. Testing Stationarity and Trend Stationarity Against the Unit Root Hypothesis, *Econometric Reviews*, v. 12, p. 1-32, 1993.

BIERENS, Herman J. Nonparametric Cointegration Analysis, *Journal of Econometrics*, v. 77, p. 379-404, 1997.

BIERENS, Herman J. Cointegration Analysis – Notas de aula que são parte do manual do aplicativo EasyReg, 2010. Disponível em: <<http://www.econ.psu.edu/~hbierens/LECNOTES.HTM>>. Acesso em 17 ago.2012.

BOSWIJK, H.P. Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models, *Journal of Econometrics* v. 63, p. 37-60, 1994.

BOSWIJK, H.P. Efficient Inference on Cointegrating Parameters in Structural Error Correction Models", *Journal of Econometrics* v. 69, p. 133-158, 1995.

BUENO, R.D.L.S., *Econometria das Séries Temporais*. 2.ed., Cengage Learning, 2011.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the Estimators for Auto-regressive Times Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* v. 74, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Auto-regressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* v. 49, p. 1057-1072, 1981.

ENDERS, W., *Applied Econometric Time Series*, 3.ed. Wiley, 2010.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* v. 55, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R.F.; YOO, S.B. Forecasting and Testing in Cointegrated Systems, *Journal of Econometrics* v. 35, p. 143-159, 1987.

ENGLE, R.F.; YOO, S.B. Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results, in R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds): Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press, p. 237-266, 1991.

GRANGER, C.W.J., Some Properties of Time Series and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics* v. 16, 121-130, 1981.

HANSEN, B.E. Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 321-335, 1992.

HOOPER, P.; MORTON, J. Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination, *Journal of International Money and Finance* v.1, p. 39- 56, 1982).

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Base de dados macroeconômicos IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 15 mar. 2012.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrated Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica* v. 59, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis test of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, 1991.

JOHANSEN, S. The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables, *Econometric Reviews* v. 13, p. 205-229, 1994.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.

KUBOTA, Megumi. Real Exchange Rate Misalignments. 181 f. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de York, North Yorkshire.

LOPES, Luiz M.; VASCONCELOS, Marco A.S. Manual de Macroeconomia, 3.ed., Editora Atlas, 2011.

MANKIW, N.G. Principles of Economics, 5.ed., Cengage Learning, 2009.

MARÇAL, E.F. Estimando o desalinhamento cambial para países selecionados utilizando análise baseada em fundamentos, Nota Técnica nº 10, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2012.

NAÇÕES UNIDAS. Base de dados estatísticos. Disponível em: <<http://data.un.org/Default.aspx>>. Acesso em 18 mar. 2012.

NEWKEY, W.K.; WEST, K.D. A Simple Positive Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* v. 55, p. 703-708, 1987.

PARK, J.Y. Testing for Unit Root and Cointegration by Variable Addition, *Advances in Econometrics*, v. 8, p. 107-133, 1990.

PERRON, P. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach, *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 297-332, 1988.

PHILLIPS, P.C.B. Time Series Regression With Unit Roots, *Econometrica* v. 55, p. 277-302, 1987.

PHILLIPS, P.C.B. Optimal Inference in Cointegrated Systems", *Econometrica*, v. 59, p. 283-306, 1991.

PHILLIPS, P.C.B.; HANSEN, B. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies* v. 57, p. 99-125, 1990.

PHILLIPS, P.C.B.; OULIARIS, S. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration, *Econometrica*, v. 58, p. 165-193, 1990.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, v. 75, p. 335-346, 1988.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPHOL, H. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with an intercept, *Econometric Theory* v. 16, p. 373–406, 2000a.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPHOL, H. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts, *Journal of Business & Economic Statistics* v. 18, p. 451–464, 2000b.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPHOL, H. Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive process, *Journal of Time Series Analysis* v. 21, p. 435–456, 2000c.

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

SIMS, C.A.; STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots, *Econometrica*, v. 58, p. 113-144, 1990.

STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Testing for Common Trends, *Journal of the American Statistical Association*, v. 83, p. 1097-1107, 1988.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à Econometria: uma abordagem moderna*. 4.ed.; tradução de José Antônio Ferreira; revisão técnica Galo Carlos Lopez Noriega. São Paulo: Cengage Learning, 2010.