

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

OSCAR RODRIGUES SIMÕES

**Agregação Temporal e Não-Linearidade da Paridade do Poder de
Compra: testes para o Brasil e seus parceiros comerciais**

**São Paulo
2011**

OSCAR RODRIGUES SIMÕES

**Agregação Temporal e Não-Linearidade da Paridade do Poder de
Compra: testes para o Brasil e seus parceiros comerciais**

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

Área de concentração: Macroeconometria
Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes
Marçal

**São Paulo
2011**

Simões, Oscar Rodrigues.

Agregação Temporal e Não-Linearidade da Paridade do Poder de Compra: testes para o Brasil e seus parceiros comerciais / Oscar Rodrigues Simões - 2011.
75 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal

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

1. Poder aquisitivo. 2. Câmbio. 3. Relações econômicas internacionais -- Modelos econométricos. I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.741.233

OSCAR RODRIGUES SIMÕES

Agregação Temporal e Não-Linearidade da Paridade do Poder de Compra: testes para o Brasil e seus parceiros comerciais

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: Economia Internacional

Data de Aprovação:

12/08/2011

Banca Examinadora

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

Prof. Dr. Lucas Pedreira do Couto Ferraz
FGV-EESP

Prof. Dr. Mauro Rodrigues Júnior
USP-FEA

AGRADECIMENTOS

Devo meus mais sinceros agradecimentos à Escola de Economia de São Paulo e a todos os professores do curso de mestrado profissional. Em especial, agradeço ao prof. Emerson Marçal por ter aceitado a orientação dessa dissertação e também pela paciência e dedicação durante todo processo.

Agradeço aos professores que fizeram parte da Banca Examinadora, os professores Mauro Rodrigues Junior e Lucas Pedreira do Couto Ferraz pelas minuciosas e preciosas contribuições ao trabalho.

Agradeço também aos companheiros de mestrado pelo companheirismo.

Por fim, agradeço à minha família pelo incentivo, dedicação e paciência.

RESUMO

SIMÕES, Oscar Rodrigues. Agregação Temporal e Não-Linearidade da Paridade do Poder de Compra: testes para o Brasil e seus parceiros comerciais. 75 folhas. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo- FGV, 2011.

Este trabalho tem três objetivos básicos, tendo como base um banco de dados de taxas reais de câmbio entre Brasil e 21 parceiros comerciais no período de 1957 a 2010. O primeiro objetivo é o de verificar a validade da Paridade do Poder de Compra entre Brasil e seus parceiros comerciais através de três testes de raiz unitária (ADF, PP, KPSS). Para a maioria dos países, os testes de raiz unitária foram inconclusivos ou não rejeitaram raiz unitária quando foram utilizados dados mensais e modelos lineares. Já para dados de periodicidade anual, houve maior aceitação de estacionariedade, além de um número menor de resultados inconclusivos. O segundo objetivo é o de investigar a hipótese em Taylor (2001) de que a meia-vida é superestimada quando a amostra é formada a partir de um processo de agregação temporal pela média. Os resultados confirmam as conclusões de Taylor e superestimam a meia-vida em uma janela de 35% a 56% do que seria a meia-vida calculada a partir de dados de final de período. O terceiro objetivo do trabalho é o de verificar se a taxa real de câmbio possui uma reversão não-linear à média. Considerando dados mensais, foi verificado que na maioria dos testes rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa de globalmente estacionária, porém não-linear.

Palavras-chave: Paridade do Poder de Compra; Meia-vida; Agregação Temporal; Testes de Raiz Unitária; Não-linearidade.

ABSTRACT

SIMÕES, Oscar Rodrigues. Temporal aggregation and non-linearity of the Purchasing Power Parity: tests for Brazil and its commercial counterparties. 75 pages. Dissertation (Mastership) – Escola de Economia de São Paulo- FGV, 2011.

This dissertation has three main objectives and is based on real exchange rates between Brazil and 21 commercial counterparties for the period of 1957-2010. The first objective is to verify the validity of the Purchasing Power Parity through 3 different linear unit root tests (ADF, PP, and KPSS). For the majority of the cases, null hypotheses of unit roots could not be rejected or were inconclusive for monthly end-of-period data and linear models. For yearly end-of-period data, results were more inclined to accepting stationarity, and the number of inconclusive results was reduced. The second objective is to investigate Taylor's (2001) conclusion that temporal aggregation overestimates the half-lives of the real exchange rates. Under the tests done, Taylor's points are confirmed, and half-lives are overestimated by a range of 35% to 56% when aggregated temporally by its means and when compared with end-of-period half-lives. The third objective is to verify if real exchange rates have non-linear mean-reversion. Considering monthly data, the majority of the tests confirm non-linearity and global stationarity against the unit root hypothesis.

Keywords: Purchasing Power Parity; Half-life; Temporal Aggregation; Unit Root Tests; Non-linearity.

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|----|
| Tabela 1: Parceiros, códigos e período amostral | 13 |
| Tabela 2: Valor críticos assintóticos para a estatística t do teste de não-linearidade | 18 |
| Tabela 3: Resumo dos testes de raiz unitária para dados mensais de final de período | 19 |
| Tabela 4: Resumo dos testes que não rejeitam estacionariedade para dados mensais | 20 |
| Tabela 5: Resumo dos testes inconclusivos de raiz unitária para dados mensais | 20 |
| Tabela 6: Resumo dos testes que não rejeitam raiz unitária para dados mensais | 21 |
| Tabela 7: Resumo dos testes de raiz unitária para dados anuais de final de período | 22 |
| Tabela 8: Resumo dos testes que não rejeitam estacionariedade para dados anuais | 22 |
| Tabela 9: Resumo dos testes inconclusivos de raiz unitária para dados anuais | 23 |
| Tabela 10: Resumo dos testes que não rejeitam raiz unitária para dados anuais | 23 |
| Tabela 11: Resumo dos testes de não-linearidade | 29 |

LISTA DE FIGURAS

| | |
|--|----|
| Figura 1: Comparativo entre os resultados dos testes de raiz unitária para periodicidades diferentes | 24 |
| Figura 2: Comparativo entre os testes KPSS das taxas reais de câmbio de final de período . | 24 |
| Figura 3: Meias-vidas calculadas a partir de dados agregados pela média | 26 |
| Figura 4: Meias-vidas calculadas a partir de dados de final de período | 27 |

SUMÁRIO

| | | |
|-------|--|----|
| 1 | Introdução | 01 |
| 2 | Revisão bibliográfica da Paridade do Poder de Compra | 03 |
| 2.1 | A paridade do poder de compra | 03 |
| 2.2 | O debate da PPC | 05 |
| 2.2.1 | Breve revisão do debate sobre a PPC no exterior e no Brasil | 05 |
| 2.2.2 | Duas potenciais armadilhas das metodologias de cálculo da PPC | 11 |
| 3 | Descrição dos dados e modelos econométricos utilizados | 13 |
| 3.1 | Especificação dos dados | 13 |
| 3.2 | Especificação dos modelos econométricos | 14 |
| 3.2.1 | Metodologia utilizada para o cálculo das meias-vidas | 14 |
| 3.2.2 | Metodologia utilizada para a avaliação da não-linearidade das séries | 16 |
| 4 | Resultados Obtidos | 19 |
| 4.1 | Raiz unitária e meia-vida das taxas reais de câmbio | 19 |
| 4.1.1 | Testes de Raiz unitária | 19 |
| 4.1.2 | Meias-Vidas | 25 |
| 4.2 | Testes de Não-Linearidade | 28 |
| 5 | Possíveis extensões e limitações | 31 |
| 6 | Conclusão | 32 |
| 7 | Referências | 33 |
| 8 | Apêndice | 37 |
| 9 | Anexos | 65 |

1 Introdução

A paridade do poder de compra serve de base para diversos modelos econômicos. Sua validade, no entanto, vem sendo questionada em diversos estudos empíricos nas últimas décadas, permanecendo inconclusiva até os dias de hoje.

Este trabalho procura investigar a validade de algumas armadilhas metodológicas sobre as quais diversos estudos passados podem ter baseado seus trabalhos e que podem ter contribuído para a não-aceitação da paridade do poder de compra. Este trabalho baseia-se no trabalho de Taylor (2001), que expõe dois problemas que podem estar gerando a não-aceitação da PPP em trabalhos anteriores: agregação temporal das séries pela média; e processos não-lineares de reversão à média. O banco de dados utilizado compreende o período de 1957 a 2010 e taxas de câmbio reais entre Brasil e 21 de seus maiores parceiros comerciais.

A primeira armadilha é relacionada à questão da agregação temporal dos dados. Este trabalho confirma as conclusões em Taylor (2001) que menciona que amostras de dados geradas por processo de agregação temporal, que tomam a média do período, podem viesar a medida de reversão à média do processo, superestimando a meia-vida da série.

Como consequência dos testes referentes à meia-vida das séries, fez-se também testes de estacionariedade das taxas reais de câmbio. O resultado para a maior parte dos países foi de não-rejeição da hipótese de raiz unitária para modelos lineares, apesar de existirem diferenças entre os resultados quando utilizamos dados de final de período mensais e anuais. Os resultados para dados anuais de final de período tendem a aceitar estacionariedade mais facilmente do que para dados mensais.

A segunda armadilha apontada em Taylor (2001) é supor que a reversão à média segue um processo linear. Os testes realizados, que seguem o teste proposto em Kapetanios et alii (2003), apontam em favor de um processo não-linear e globalmente estável. Foram considerados dados com periodicidade mensal e os resultados dos testes revelam que a hipótese nula de raiz unitária só não é rejeitada para três dos 21 parceiros analisados.

Este trabalho tenta trazer alguns elementos novos às discussões de PPC. O primeiro é a utilização de uma base histórica longa do índice nacional de preços ao consumidor, encadeando duas séries que possuem metodologias similares de cálculo. O segundo é o de estudar os maiores parceiros comerciais brasileiros, ao invés de focar somente nos Estados Unidos, o que é recorrente na literatura nacional. O terceiro elemento novo é o de utilizar um teste confirmatório de raiz unitária¹, dado que a literatura tradicional sempre utiliza testes cuja hipótese nula é de existência de raiz unitária².

Este trabalho será desenvolvido 8 seções, além desta introdução. A Seção 2 será dedicada ao arcabouço teórico da PPC, com explicação conceitual da PPC e delimitando trabalhos anteriores no Brasil e no exterior. A Seção 3 traz a descrição dos dados e das metodologias econométricas utilizadas neste trabalho. A Seção 4 traz os resultados do trabalho, que são divididos em três blocos: resultados dos testes de raiz unitária, resultados dos cálculos de

¹ Kwiatkowski et al.(1992)

² Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988)

meia-vida e resultados dos testes de não-linearidade. A Seção 5 traz as limitações e possíveis extensões deste trabalho. A Seção 6 traz as conclusões deste trabalho. As Seções 7, 8 e 9 trazem, respectivamente, as referências bibliográficas, o Apêndice e os Anexos.

2. Revisão Bibliográfica da Paridade do Poder de Compra (PPC)

"... at every moment the real parity between two countries is represented by [the] quotient between the purchasing power of money in one country and the other. I propose to call this parity 'the purchasing power parity.' As long as anything like free movement of merchandise and a somewhat comprehensive trade between two countries takes place, the actual rate of exchange cannot deviate very much from this purchasing power parity."

Gustav Cassel³

2.1 A Paridade do Poder de Compra

Como ponto de partida de qualquer definição de PPC, começamos pela Lei do Preço Único (LPU), cuja idéia intuitiva é de que produtos iguais em diferentes mercados deveriam ter o mesmo preço, se convertidos a uma mesma moeda. Essa proposição pode ser resumida através da seguinte equação:

$$p_t(i) = p_t^*(i) + s_t \quad (1)$$

na qual p_t é o logaritmo neperiano em t do preço doméstico do produto i , p_t^* é o logaritmo neperiano em t do preço internacional do produto i e s_t é o logaritmo neperiano em t da taxa nominal de câmbio entre as duas economias, definida como quantidade de moeda nacional por uma unidade de moeda estrangeira.

A premissa que parte a equação (1) é de uma simples arbitragem de mercadorias entre as economias. Ou seja, caso o preço de uma mercadoria em um mercado esteja mais alto que em outro, os agentes econômicos irão comprar o produto no mercado mais barato e vendê-lo no mercado mais caro. Com o passar do tempo, a demanda maior do mercado mais barato irá fazer com que se elevem os preços neste mercado e a maior oferta no mercado mais caro irá fazer os preços caírem. O resultado deste processo é uma equalização de preços entre mercados.

Há divergências em relação às origens da LPU/PPC. Taylor & Taylor (2004) mencionam discussões sobre o assunto na Universidade de Salamanca no século 16. Já Balassa (1964) menciona que o conceito vem da época das Guerras Napoleônicas. Contudo, todos os estudos são enfáticos em relação ao papel de Gustav Cassel em cristalizar o conceito prático de PPC logo após a I Guerra Mundial, período este em que os países abandonaram o padrão ouro e, por isso, precisaram de algum arcabouço teórico para retomar as relações bilaterais de trocas entre os países sem que houvesse rupturas nos preços e nas finanças públicas.

A PPC, por sua vez, é construída a partir da generalização do conceito da LPU para uma cesta de mercadorias, conforme a relação abaixo:

$$\sum (\beta_i * p_i)_t = \sum (\beta_i * p_i)_t^* + s_t \quad (2)$$

³ CASSEL, G. (1918)

na qual β_i é o peso de cada item da cesta em cada uma das cestas, doméstica e estrangeira.

Diversos pressupostos são necessários para que o mecanismo de arbitragem da PPC seja efetivo em equalizar os preços entre as economias. Para citar alguns, temos:

- Índices de preços devem ser padronizados entre países: mercadorias incluídas nas cestas que compõem o índice e seus pesos não podem diferir;
- Mercadorias devem ser homogêneas: os bens devem ser substituíveis para poderem ser comparáveis em utilidade e em preços;
- Informação perfeita: os agentes precisam saber exatamente os preços dos produtos dentro e fora do país, além de todos os custos envolvidos nas transações de comércio exterior;
- Perfeita liberdade de comércio entre os países;
- Custos de transação nulos.

Assim como feito em Freixo e Barbosa (2004), podemos entender a taxa de câmbio real como medida dos desvios em relação à PPC, conforme abaixo:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (3)$$

no qual q_t é a taxa real de câmbio.

Para verificarmos a validade da PPC, deveríamos fazer testes que comprovem uma tendência de reversão a média da taxa real de câmbio.

Se partirmos de um modelo que, segundo Taylor (2001) é o modelo mais testado pelos economistas em geral, teríamos um modelo autoregressivo linear de ordem 1 (AR(1)) conforme abaixo:

$$q_t = \rho * q_{t-1} + e_t \quad (4)$$

no qual e_t é um termo erro cuja distribuição segue $NI \sim (0, \sigma^2)$, ρ é o parâmetro autoregressivo ($0 < \rho < 1$).

A velocidade com que choques são dissipados define um conceito importante na literatura econômica: o conceito de meia-vida. Meia-vida é o tempo necessário para que metade do efeito gerado por um choque seja dissipado⁴.

Em termos de classes, podemos dividir os modelos vigentes na literatura em duas vertentes: modelos lineares e não-lineares. As peculiaridades de cada um deles serão descritas na próxima subseção, quando falaremos do debate sobre a PPC ao longo do tempo.

⁴ Este conceito de meia-vida será formalmente definido mais adianta neste trabalho.

2.2 O debate da PPC

O debate sobre a validade da PPC é tão fascinante quanto inconclusivo. Diversos períodos, países, testes econométricos e índices de preços foram utilizados para testar a sua validade. Porém, para cada mudança em um destes parâmetros, consegue-se um resultado diferente.

De qualquer maneira, como mencionado em Froot e Rogoff (1994), alguns pontos são consenso entre economistas:

- A PPC não é uma relação de curto prazo;
- Os mecanismos de arbitragem de preços não compensam as oscilações das taxas de câmbio em uma base mensal ou anual, sendo consenso a idéia de que a meia-vida da taxa real de câmbio de países industrializados é de aproximadamente quatro anos;
- Os períodos de taxas flutuantes são muito pequenos e insuficientes para mostrar o efeito de reversão à média, através dos modelos econométricos vigentes;
- Há evidências de que as taxas reais de câmbio tendem a ser mais altas em países ricos e que países com grande crescimento econômico sofrem de apreciação real de seu câmbio.

Nas próximas duas subseções, iremos delimitar este debate no tempo e também apresentar os dois problemas empíricos que, como mencionado em Taylor (2001), podem ter dificultado a confirmação da validade da PPC ao longo do tempo.

2.2.1 Breve Revisão do debate sobre PPC no exterior e no Brasil

A tentativa de validação da PPC segue uma evolução muito próxima à evolução da própria econometria de séries de tempo. Esta subseção será dividida em dois blocos, sendo o primeiro relativo a modelos lineares e, o segundo, a modelos não-lineares, conforme Barbosa e Freixo (2004).

Modelos Lineares

Os modelos lineares serão divididos em três estágios, conforme Froot e Rogoff (1994):

a) Estágio 1: PPC válida continuamente

Partindo do modelo utilizado em Frenkel (1978)⁵, os modelos desta fase faziam testes nos parâmetros da própria equação da PPC, utilizando Mínimos Quadrados Ordinários como principal técnica econométrica.

Os modelos neste estágio apresentam algumas características particulares como a não-diferenciação entre a dinâmica entre curto e longo prazos, a despreocupação em analisar os resíduos dos modelos e em relação à endogeneidade das variáveis analisadas, além de possíveis problemas de especificação ao não incluírem variáveis importantes.

⁵ $s_t = \alpha + \beta * (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$

Os resultados iniciais dos trabalhos realizados em meados da década de 1970 foram encorajadores, mais por causa da estabilidade das paridades das moedas contra o dólar americano durante os três primeiros anos pós-Bretton Woods do que por efetiva validade da PPC de longo prazo. Ao final da década de 1970, quando o dólar americano tornou-se mais volátil e quando mais dados tornaram-se disponíveis, novos testes foram realizados e a validade contínua da PPC foi ferozmente atacada⁶.

Estágio 2: Taxa de câmbio real como um passeio aleatório

Conforme a PPC foi sendo rejeitada no curto prazo, surgiu a idéia de começarem a fazer testes de sua validade no longo prazo. Nesta fase, a hipótese nula passa a ser a de que a taxa de câmbio real segue um passeio aleatório e a hipótese alternativa de que a PPC é válida no longo prazo.

Os testes econométricos utilizados foram basicamente testes de raiz unitária (Dickey e Fuller (1979))⁷, razões de variâncias (Cochrane (1991)) e integração fracionária⁸.

Os resultados dos testes deste estágio também não são encorajadores. Diversos trabalhos empíricos foram realizados entre países industrializados e todos foram unânimes em não conseguir rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

É nesse contexto que surge em Frankel (1986, 1990) a idéia do poder do teste de raiz unitária para estudos da PPC e de que este seria muito baixo. Dado que a PPC é uma condição de equilíbrio, após um choque qualquer, a taxa real de câmbio deveria retornar ao seu estado de equilíbrio anterior após certo período. Se, por exemplo, este período for de 10 anos, haverá a necessidade de se ter uma amostra grande o suficiente para que se possa ver uma tendência de retorno estatístico à média. Um ponto importante mencionado em Shiller e Perron (1985) é de que o aumento do tamanho da amostra, através do aumento da frequência dos dados, não aumenta o poder do teste, pois a série irá espelhar somente um número maior de informações de curto prazo e, portanto, irá continuar sem informações em relação ao comportamento de longo prazo.

No Brasil, diversos estudos valeram-se da técnica de raiz unitária das taxas reais de câmbio, sendo que a maioria rejeita a validade da PPC absoluta.

O primeiro estudo a fazer testes de raiz unitária foi Rossi (1991) que, utilizando dados mensais da taxa de câmbio real do Brasil de 1980 a 1988, testou quatro versões de câmbio real⁹, sendo que todas apresentaram raiz unitária. Esta base de dados de Rossi foi criticada por Zini e Cati (1993) por ser muito pequena e por estar em um período na qual a política cambial era de minidesvalorizações, seguindo implicitamente uma regra similar a PPC, ou seja, viesada na direção da aceitação da mesma¹⁰.

⁶ Ver Taylor e Taylor (2004)

⁷ Estes testes serão explicados com mais detalhe na seção 3 deste trabalho.

⁸ Mais informações sobre esta metodologia, ver Froot e Rogoff (1994).

⁹ As quatro versões de câmbio real são: câmbio real oficial, câmbio real do mercado paralelo, taxa de câmbio efetiva com base numa cesta de moedas para o total de exportações e para produtos manufaturados.

¹⁰ O período analisado, segundo Zini e Cati (1993), tem uma grande limitação por ser baseado em uma época onde “o Banco Central aplicava como critério explícito a política de minidesvalorizações”, isto é, desvalorizar a

Kannebley (2003) utilizando o ferramental de testes de raiz unitária com uma quebra estrutural descrito em Perron & Vogelsang (1992) e com duas quebras estruturais conforme Lee e Strazicich (1999), testou a validade da PPC¹¹ e conseguiu rejeitar a hipótese de raiz unitária somente para a série de taxa real de câmbio calculada a partir do índice de preços do atacado (IPA) no período de 1968 a 1978.

Palaia e Holland (2009) fazem testes de raiz unitária com quebras estruturais para dados trimestrais de 1980 a 2006, utilizando tanto índices ao atacado quanto ao consumidor, os quais revelaram a não-validade da versão absoluta da PPC na maior parte dos casos analisados.

Pastore et al.(1998) aplicam testes de raiz unitária para dados brasileiros de 1959 a 1996, calculando a taxa de câmbio real a partir do IPC da FIPE e para o INPC do IBGE no período de 1979 a 1996. Em ambos os casos, a hipótese nula de raiz unitária não pôde ser rejeitada. Resultado contrário foi obtido pelos autores quando a taxa de câmbio real foi calculada com base no índice de preços no atacado.

Estudos com séries longas de dados e painel

Com o problema do poder do teste exposto acima, alguns autores optaram por utilizar séries longas de taxas reais de câmbio. Frankel (1986) estima um modelo AR(1) da taxa real de câmbio entre Estados Unidos e Reino Unido e consegue, com dados de 1869 a 1984, rejeitar a hipótese nula de raiz unitária a um nível de confiança de 5%. Outros autores, utilizando-se de bases de dados longas, chegaram às mesmas conclusões utilizando outros períodos e pares de moedas¹².

Em Zini e Cati (1993), testou-se a PPC absoluta para uma série longa de dados de médias anuais de 1855 a 1990 entre o Brasil e a respectiva economia cuja moeda fora moeda de curso internacional (Inglaterra e, posteriormente, Estados Unidos¹³). Os autores rejeitaram a validade da PPC para o período em questão.

Outra forma de tentar superar o problema de base de dados pequena é usar mais países, o que aumenta o volume de informações disponíveis, aumentando também o poder dos testes. Os resultados obtidos em Abuaf e Jorion (1990), apesar de inicialmente favoráveis à validade da PPC em um conjunto de dez taxas reais de câmbio, foi bastante criticado por generalizar a validade da PPC para todas as moedas, sendo que a rejeição da hipótese nula mostrava somente que algumas das taxas reais de câmbio revertiam à média.

taxa de cambio pelo diferencial da inflação externa/interna, além de não permitir desvios significativos da paridade de juro.

¹¹ A base de dados para os testes conforme Perron e Vogelsang(1992) foi feita a partir de dados semestrais de 1964 a 1994. Já o segundo grupo de modelos testados, com duas quebras estruturais e baseados em Lee e Strazicich (1999), tomaram como base dados trimestrais do primeiro trimestre de 1968 ao segundo trimestre de 1994.

¹² Ver Taylor, A.M.; Taylor, M.P. (2004)

¹³ Para o período de 1855-1929 foi utilizada a série entre Brasil e Inglaterra e, para o período de 1929 a 1990, foi utilizada a série entre Brasil e Estados Unidos.

Pesaran (2007) inovou em relação a estudos anteriores de painel ao lidar com o problema de dependência entre as séries. Ao invés de supor independência, como faz a literatura anterior, ele apresenta um procedimento estatístico que utiliza o teste ADF sobre regressões que contêm médias correntes e defasadas de todas as outras séries do painel. O teste empírico é feito a partir de dois painéis de taxas reais de câmbio trimestrais de 21 países integrantes da OECD¹⁴. O primeiro painel cobre o período com 100 amostras em cada série (1974Q1 – 1998Q4) e o segundo painel com 44 amostras em cada série (1988Q1 – 1998Q4). O autor rejeita a hipótese nula de raiz unitária quando os modelos apresentam ordem autoregressiva maior que dois.

Estágio 3: Testes de Cointegração

A teoria de cointegração de séries temporais visa buscar relações de longo prazo entre as séries, verificando se variáveis não-estacionárias produzem estacionariedade quando combinadas de forma linear. Froot e Rogoff (1994) mencionam diversos estudos empíricos de testes utilizando o método de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), chegando à conclusão de que não está claro se esta técnica realmente mostra-se marginalmente melhor do que as técnicas do estágio dois.

No Brasil, diversos trabalhos foram publicados utilizando técnicas de cointegração. Os primeiros trabalhos utilizaram os testes de cointegração de Engle e Granger. Um exemplo destes trabalhos, que já foi comentado anteriormente, pode ser visto em Rossi (1991), no qual o teste de cointegração revela incerteza sobre a validade da PPC entre Brasil e Estados Unidos durante os anos 80, pois o trabalho conclui que não há equilíbrio de longo prazo no câmbio real, apesar de haver indícios de algum equilíbrio de longo prazo entre as taxas de variação da taxa de câmbio e dos preços relativos.

Num segundo estágio, dadas as falhas que podem surgir do método de Engle e Granger, os trabalhos passaram a utilizar o teste de Johansen (1988).

Rossi (1996) testa a PPC através da metodologia de Johansen, para dados mensais no período de janeiro de 1980 a junho de 1994, com base em dois blocos de dados entre Brasil e Estados Unidos: IPA/PPI; e IGP-DI/CPI. Trabalhando conjuntamente com a Paridade de Taxa de Juros (PTJ), o trabalho não pôde rejeitar a PPC, seja com índices de preços ao consumidor ou no atacado.

Utilizando também o teste de Johansen e a modelagem conjunta com a PTJ, pode-se citar Duarte e Pereira (1991), que tomaram a mesma base de dados de Rossi (1991) e encontraram evidências de não-rejeição da hipótese da validade conjunta da PPC e da PTJ. Contudo, Zini e Cati (1993) criticaram o resultado do trabalho dado que o resultado poderia estar viesado pelo período utilizado, conforme crítica já feita anteriormente a Rossi (1991).

Palaiá e Holland (2009) fazem testes de cointegração com quebra estrutural utilizando a metodologia de Gregory e Hansen (1996) e não aceitam a validade da PPC entre 1980 e 2006.

Holland e Pereira (1999), apesar de testar a versão relativa da PPC, investigam a influência do aumento da variabilidade da inflação sobre a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e

¹⁴ Organization for Economic Co-operation and Development.

os preços relativos. Analisando dados mensais de 1974 a 1997, com base em índices de preços no atacado e ao consumidor, e dividindo a amostra em dois períodos distintos¹⁵, os autores chegam a resultados divergentes conforme o índice de preços utilizado, porém apontam que, em economias de alta inflação, a possibilidade de se aceitar a PPC é maior.

Marçal et alii (2003) utilizou de dados mensais entre 1980 e 1994 com base em índices de preços ao consumidor e ao produtor. A taxa de câmbio real calculada a partir de índices ao consumidor ficou próxima ao limite de rejeição, enquanto aquela calculada com índices de preços ao produtor rejeitou a validade da PPC absoluta. Contudo, encontram evidências fracas de que os desvios da PPC estivessem ligados ao diferencial de taxas de juros dos países.

Além dos trabalhos mencionados, vale a pena serem mencionados mais dois trabalhos. O primeiro preocupa-se analisar a validade da LPU para produtos individuais, e o segundo preocupa-se em revisitar as discussões sobre qual o índice mais apropriado a ser utilizado nas discussões relativas à PPC.

Apesar de não lidar diretamente com a validade da PPC mas com a análise dos desvios da LPU para produtos específicos, o trabalho de Leal (2009) utiliza a análise de componentes principais e técnicas de estimação em painéis não-estacionários e cointegrados. As conclusões indicam que os desvios da LPU replicam os movimentos da taxa de câmbio nominal, deixando um papel secundário para os movimentos de preços. O estudo traz ainda a estimação das meias-vidas dos produtos analisados encontrando grande dispersão entre os produtos (de 4 a 102 meses). O uso da técnica de painel cointegrado sugere a existência de uma relação de longo prazo entre os preços praticados entre o Brasil e os Estados Unidos, porém não se consegue validar efetivamente a LPU.

Deve ser ainda mencionado o trabalho de Terra e Abreu (2005) que fazem testes de raiz unitária¹⁶ para diferentes medidas de taxas reais de câmbio para 16 países industrializados no período de 1975 a 2002. Os índices de preços utilizados foram: valores unitários de exportação; preços no atacado (wholesale prices); deflatores de valor-adicionado; custo unitário de trabalho; custo unitário de trabalho normalizados e preços ao consumidor. Quatro resultados deste trabalho valem a pena serem mencionados. O primeiro de que taxas reais de câmbio construídas a partir de índices de preço no atacado suportam mais fortemente a hipótese da PPC, dado que estes índices são que possuem maior proporção de bens comercializáveis e que apresentam uma maior uniformidade nas suas cestas de produtos. O segundo resultado importante é o de que, ao utilizar valores unitários de exportação, a PPC é suportada em somente quatro casos. As autoras sugerem que este índice só contempla os itens efetivamente exportados por cada país e, dado que podem haver divergências significativas entre a pauta de exportação dos países, acaba-se gerando um problema considerável de diferenças de cestas de produtos. O terceiro ponto importante é o de que tendências determinísticas mostraram-se significantes, sugerindo um possível efeito Balassa-Samuelson. O quarto resultado importante é de que não se achou suporte para a PPC quando foram

¹⁵ 1974 a 1985 e 1986 a 1997.

¹⁶ No trabalho, as autoras utilizam o teste DF-GLS. Segundo as autoras, a literatura sugere que este teste é considerado na literatura como uma solução ao problema de poder dos testes e de amostras pequenas. Além disso, as autoras sugerem que, pelo fato de o teste permitir tendência determinística, este também conseguiria capturar possíveis efeitos Balassa-Samuelson. O Apêndice 8.8 foram colocados os testes de raiz unitária considerando também o teste DF-GLS, porém não houve qualquer diferença entre este teste e os testes tradicionais mencionados (ADF; PP).

utilizadas taxas reais de câmbio construídas a partir dos preços ao consumidor estrangeiro e dos preços no atacado domésticos.

Modelos Não-Lineares

Um assunto que vem sendo bastante estudado na literatura internacional¹⁷ e, mais recentemente no Brasil¹⁸, é relacionado a discussões relativas à não-linearidade da PPC.

A intuição por trás destes modelos é a de que a reversão à média pode não se traduzir em um processo contínuo e com velocidade constante, mas em um processo que pode apresentar diferentes comportamentos durante esse processo de reversão à média, além de poder apresentar diferentes acelerações, caso o nível da variável esteja próximo ou distante do nível de equilíbrio.

Essa não-linearidade pode ser fruto de diversos tipos de problemas. Sercu et al.(1995) mostra que modelos da taxa real de câmbio na presença de custos de transações implicam um comportamento não-linear.

Freixo e Barbosa (2004) mencionam que, além dos custos de transação, quaisquer outras barreiras à arbitragem internacional de mercadorias poderiam implicar em um comportamento não-linear das taxas reais de câmbio.

Um modelo simples e que pode servir para dar uma intuição maior sobre os modelos não-lineares é o de Taylor (2001), que expõe um modelo TAR¹⁹ não-linear de dois regimes, o qual utiliza o conceito de banda de inatividade (“*band of inaction*”), conforme abaixo:

$$x_t = \begin{cases} +c + \rho^*(x_{t-1} - c) + e_t & | x_{t-1} > c \\ x_{t-1} + e_t & | -c \leq x_{t-1} \leq c \\ -c + \rho^*(x_{t-1} - c) + e_t & | x_{t-1} < c \end{cases} \quad (5)$$

no qual $e_t = N(0, \sigma^2)$, $(2*c)$ é o tamanho da banda e ρ é o termo autoregressivo.

Esse modelo nos diz que, dentro da banda, x_t apresenta um comportamento de passeio aleatório. Fora da banda, o modelo apresenta uma dinâmica auto-regressiva que faz com que a variável retorne ao limite da banda.

Freixo e Barbosa (2004) fazem menção aos modelos que utilizam o conceito de banda de inatividade e intuitivamente justificam esse tipo de abordagem com o argumento de que o desvio da PPC dentro da banda de inatividade não é suficiente para ativar os mecanismos de arbitragem de mercadorias. Uma vez fora da banda, o desvio da PPC é suficiente para ativar os mecanismos de arbitragem entre as economias, pois a diferença entre os níveis de preços garantem ganhos para os agentes de mercado que se aventurarem em comprar mercadorias em um mercado e vendê-las em outro.

¹⁷ Ver Sercu et al. (1995); Michael et al. (1997); Taylor (2001); Kapetanios et al. (2003)

¹⁸ Ver Freixo e Barbosa (2004)

¹⁹ Threshold Autoregressive

Taylor (2001), Freixo e Barbosa (2004) e Michael et alli (1997) comentam que modelos que apresentam processos geradores não-lineares e são avaliados a partir de técnicas particulares de modelos lineares podem gerar impactos consideráveis nos testes tradicionais de raiz unitária, podendo gerar viés na direção da não-aceitação da estacionariedade da taxa real de câmbio. Taylor (2001) conclui ainda que este tipos de avaliação superestimam a meia-vida da taxa de câmbio real.

O estudo de não-linearidade da taxa real de câmbio de Freixo e Barbosa (2004) apresenta um modelo não-linear autoregressivo com transição suavizada (STAR), conforme proposto em Granger e Terasvirta (1993). A intuição de se usar uma função de transição suavizada se dá por dois motivos: o primeiro é de que os agentes possuem preferências heterogêneas e, portanto, não agem simultaneamente; o segundo é o fato de os índices de preços serem compostos por diversos bens, que individualmente possuem um nível específico além do qual a arbitragem faria sentido econômico. Essas razões, quando agregadas, fariam com que o processo não sofresse rupturas bruscas, mas que o processo de reversão à média seja suavizado.

Neste trabalho, Freixo e Barbosa (2004) fazem o teste de não-linearidade utilizando dados norte-americanos e brasileiros no período de 1959 e 2004. São comparados dois métodos diferentes de funções não-lineares: função *Logistic* STAR (LSTAR), que assume um comportamento assimétrico do ajuste; e a função exponencial STAR (ESTAR), que permite um ajuste simétrico da taxa de câmbio real para desvios acima ou abaixo do nível de equilíbrio. Os resultados indicam que a taxa real de câmbio apresenta um comportamento não-linear quando medida pelos índices de preços ao consumidor, com um comportamento estacionário quando distante do equilíbrio e apresentando tendência explosiva quando próxima à paridade. Essa conclusão corrobora com a intuição discutida anteriormente em relação tanto ao conceito de “banda de inatividade” quanto ao conceito em relação ao uso do modelo STAR.

2.2.2 Duas potenciais armadilhas das metodologias de cálculo da PPC

Como visto na subseção anterior, os modelos econométricos vigentes não conseguem de maneira unívoca confirmar a validade da PPC. A tarefa de distinguir um passeio aleatório de um processo estacionário com convergência lenta mostrou-se uma tarefa de difícil execução empírica. Em Barbosa (2009), por exemplo, há uma citação interessante que denota a idéia de que o problema da rejeição da PPC pode se dar por problemas na modelagem econométrica e não por problemas na teoria econômica que o embasa: “o ‘quebra-cabeça’ (da PPC) é na verdade um artefato estatístico”.

Tentando contribuir para o ajuste dos modelos econométricos, Taylor (2001) mostra duas potenciais armadilhas que testes anteriores podem ter incorrido e que podem ter ajudado na rejeição estatística da PPC.

A primeira armadilha é relacionada à amostragem dos dados, mais especificamente em relação à agregação temporal de dados.

A segunda armadilha é relacionada ao processo de reversão linear à média, o qual já foi tratado por alguns autores (conforme mencionado na subseção anterior) e, especificamente no Brasil, foi tratado somente para a relação Brasil e Estados Unidos.

A intenção deste trabalho é de analisar estas duas potenciais armadilhas em relação à taxa real de câmbio entre Brasil e seus maiores parceiros comerciais. Para isso, na próxima seção, serão descritos os dados utilizados para esta análise e será feita uma explicação mais detalhada da metodologia econométrica utilizada.

3. Descrição dos dados e dos modelos econométricos utilizados

3.1 Especificação dos Dados

Os dados deste trabalho foram obtidos de três fontes diferentes e cobrem os períodos mostrados na tabela e descrições abaixo:

Tabela 1: Parceiros, códigos e período amostral

| Parceiro | Código | Amostra | |
|----------------|--------|---------|-------|
| | | Início | Final |
| Argentina | ARG | 1959 | 2010 |
| Áustria | AST | 1957 | 2010 |
| Bélgica | BEF | 1957 | 2010 |
| Canadá | CAD | 1957 | 2010 |
| Colômbia | COP | 1957 | 2010 |
| Alemanha | DEM | 1991 | 2010 |
| Espanha | ESP | 1957 | 2010 |
| Finlândia | FIM | 1957 | 2010 |
| França | FRF | 1957 | 2010 |
| Reino Unido | GBP | 1957 | 2010 |
| Grécia | GRD | 1957 | 2010 |
| Itália | ITL | 1957 | 2010 |
| Japão | JPY | 1957 | 2010 |
| Coréia | KOR | 1970 | 2010 |
| Luxemburgo | LUF | 1957 | 2010 |
| México | MXN | 1957 | 2010 |
| Holanda | NLG | 1957 | 2010 |
| Paraguai | PAR | 1958 | 2010 |
| Portugal | POR | 1957 | 2010 |
| Uruguai | UGY | 1964 | 2010 |
| Estados Unidos | USD | 1953 | 2010 |

Fonte: Autor

- Dados de inflação ao consumidor brasileira foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA-data) e são o resultado da junção de duas séries históricas:
 - De Janeiro de 1953 a Abril de 1979: foi utilizado o Índice Geral de Preços ao Consumidor do Ministério do Trabalho (IGPC-Mtb). Esse índice era calculado para 14 capitais brasileiras e agregado para o Brasil.
 - De abril de 1979 a dezembro de 2010: foram utilizados dados mensais do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) divulgado pelo Instituto Brasileiro de geografia e Estatística (IBGE/SNIPC) e que substituiu e aperfeiçoou o índice, porém mantendo a metodologia semelhante de cálculo.
- Os dados de inflação norte-americana ao consumidor (CPI) foram obtidos no site do Bureau of Labor Statistics (<http://www.bls.gov/data/#prices>);

- Os dados de inflação dos outros países analisados neste estudo foram obtidos do banco de dados on-line do Fundo Monetário Internacional (<http://www.imfstatistics.org>);
- Os dados de câmbio entre países foram obtidos da seguinte forma:
 - As taxas de câmbio de fim de período entre Brasil e Estados Unidos (usd/brl) foram obtidas no site do IPEA-data;
 - As taxas de câmbio de fim de período entre Brasil e os outros países (ex-EUA) foram calculadas com base nas paridades cruzadas entre o país em questão e o dólar americano, e entre o dólar americano e a moeda brasileira²⁰. Os dados das diversas moedas contra o dólar americano foram obtidos do banco de dados on-line do FMI, conforme endereço mencionado anteriormente²¹.

Conforme visto na revisão bibliográfica, há discussões sobre qual índice seria o mais adequado para analisar a validade da PPC. A intenção de utilizar índices de preços ao consumidor neste trabalho foi uma decisão baseada no tamanho da amostra disponível, além de importante argumento em Dornbusch (1985) de que a PPC somente se verifica no longo prazo se o postulado de homogeneidade da teoria monetária também for verificado. O postulado diz que distúrbios puramente monetários, que não alterem os preços relativos, irão resultar em um aumento de mesma proporção em todos os preços (incluindo na taxa de câmbio). Portanto, nesse ambiente, a PPC no longo prazo será verificada mesmo quando não valer a LPU (individual) ou a sua equivalência para cestas de mercadorias inteiras. Ou seja, o índice a ser usado na confecção das taxas reais de câmbio não deveria fazer diferença no longo prazo.

3.2 Especificação dos Modelos Econométricos

Nesta seção serão apresentados dois blocos de modelos econométricos. No primeiro bloco será descrita a metodologia utilizada para avaliar a meia-vida do câmbio real entre o Brasil e seus diversos parceiros comerciais, assim como o problema de agregação temporal descrito em Taylor (2001). No segundo bloco será apresentado o modelo econométrico utilizado para avaliar a não-linearidade das séries, que é baseado em Kapetanios et alii (2003).

3.2.1 Metodologia utilizada para o cálculo das meias-vidas

A meia-vida foi testada com base em cada uma das taxas reais de câmbio. A partir dos dados mensais de câmbio real, foram construídas seis séries adicionais divididas em dois blocos. Com periodicidades trimestral, semestral e anual, o primeiro bloco foi construído com base em dados de final de período. O segundo bloco, com as mesmas periodicidades, foi construído com base na média do período.

²⁰ Ver tabela das paridades cruzadas das moedas européias após o surgimento do Euro.

²¹ Para os países que aderiram ao Euro, foi utilizada a paridade oficial da data da conversão para o Euro da moeda anterior do país em questão e esta foi multiplicada pelas cotações de Euro a partir de 1999. Desta forma, foi mantida a mesma moeda do país para todo o período de análise.

A ordem de defasagem de cada um dos modelos estimados para testar raiz unitária foi escolhida de forma suficientemente grande para que não houvesse correlação serial nos resíduos do. Para isso, foi utilizado o teste LM de Breusch-Godfrey.

Para cada uma destas séries, serão realizados três testes de raiz unitária diferentes: teste ADF²², teste Philips-Perron²³ e teste KPSS²⁴.

Meia-vida e agregação temporal

O primeiro a se debruçar sobre a questão da agregação temporal e as possíveis distorções econométricas que elas podem gerar foi Holbrook Working (1960). Desde então, poucos estudos foram publicados que levam em conta os ajustes propostos por Working especificamente ligados à PPC²⁵.

Para ilustrar o problema da agregação temporal via médias, iremos partir do modelo AR(1) discutido anteriormente, definindo a meia-vida da taxa real de câmbio como sendo:

$$H = \frac{\ln\left(\frac{1}{2}\right)}{\ln \rho} \quad (14)$$

Supondo os pressupostos anteriores em relação ao AR(1), para que H faça sentido, parte-se do pressuposto de que $0 < \rho < 1$.

Utilizando a mesma lógica encontrada em Taylor (2001), se tomarmos semanalmente preços cujos processos de formação são diários, não haverá distorção se modelarmos a série via um AR(1). Isso se dá pelo fato de que os erros irão se acumular exponencialmente, porém não irão introduzir estrutura adicional nos dados. A modelagem formal para este caso seria a seguinte:

$$x_t = \rho * x_{t-P} + e_t \quad (15)$$

com $P = 7$, onde P é o período de agregação.

Contudo, no caso de tomarmos semanalmente a média do período, a dinâmica da nova série não corresponderá mais à dinâmica da série de final de período (15). Ao se fazer a média do período, introduz-se uma nova estrutura de dados na série que pode fazer com que o ρ seja superestimado (superestimando, por consequência, a meia-vida).

Taylor (2001) formalmente recalcula a meia-vida para levar em consideração o reescalamento para períodos que agregam P mensurações, conforme abaixo:

²² Dickey e Fuller (1979)

²³ Phillips e Perron (1988)

²⁴ Kwiatkowski et al.(1992)

²⁵ Em especial podemos citar Glen (1992), Maezo-Fernandez (1998) e Taylor (2001).

$$H^* = H^*(P; \rho) = \frac{\ln\left(\frac{1}{2}\right)}{\ln(\rho^{\frac{1}{P}})} \quad (16)$$

Seguem algumas das conclusões que constam em Taylor (2001) acerca da meia-vida:

- $H^*/H = 1$, quando $P=1$ e $H^* > H = 1$, quando $P>1$;
- (H^*/H) e H^* são estritamente crescentes em P ;
- H^* é estritamente crescente e (H^*/H) estritamente decrescente em H , quando $P>1$;
- Quando P tende ao infinito com H fixo, (H^*/H) também tende ao infinito;
- Para valores onde $P > H$, a distorção torna-se grande e não tem limite definido

Em síntese, para que se tenha uma medida razoável da meia-vida da taxa real de câmbio a agregação temporal não deve ser maior do que a meia-vida.

3.2.2 Metodologia utilizada para a avaliação da não-linearidade

Nesta subseção iremos detalhar o modelo não-linear e o teste de hipótese apresentado em Kapetanios et alii (2003).

Os autores analisam a existência de um tipo particular de dinâmica não-linear para os testes de raiz unitária e derivam também um teste cuja hipótese nula é de raiz unitária contra uma hipótese alternativa de um processo autoregressivo de transição exponencial suavizada (ESTAR) globalmente estacionário.

Os autores começam apresentando o modelo base, conforme abaixo:

$$y_t = \beta^* y_{t-1} + \gamma^* y_{t-1}^* \Theta(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (17)$$

no qual $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, β e γ são parâmetros desconhecidos, y_t é um processo estocástico cuja média é zero e a função de transição tem uma forma exponencial, conforme abaixo:

$$\Theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta^* y_{t-d}^2) \quad (18)$$

no qual é assumido que $\theta \geq 0$ e $d \geq 1$ é o parâmetro defasado. A imagem da função de transição é limitada entre 0 e 1²⁶ e tem as seguintes propriedades:

$$\Theta(0) = 0;$$

$$\lim_{x \rightarrow \pm\infty} \Theta(x) = 1$$

e tem forma de U sendo simétrico em volta do zero.

²⁶ $\Theta: \Re \rightarrow [0,1]$

Substituindo (18) em (17) e reparametrizando para que se torne uma equação em diferenças, temos:

$$\Delta y_t = \phi * y_{t-1} + \gamma * y_{t-1} * (1 - \exp(-\theta * y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t \quad (19)$$

A intenção dos autores era de obter um modelo que simulasse uma dinâmica que quanto maior fosse o desvio em relação à PPC, mais forte seria a sua reversão ao equilíbrio, ou melhor, à PPC.

Para isso, os autores tiveram que impor alguns pressupostos:

- $\phi = 0$, o que implica que y_t segue um processo não-estacionário nas vizinhanças da PPC ;
- $d = 1$ (segundo Michael et al.(1997))

Com estas imposições, o modelo a ser analisado torna-se:

$$\Delta y_t = \gamma * y_{t-1} * (1 - \exp(-\theta * y_{t-1}^2)) + \varepsilon_t \quad (20)$$

A partir deste modelo²⁷, os autores montam o teste cujo foco será testar o parâmetro θ :

$$\begin{aligned} H_0 &: \theta = 0 \\ H_1 &: \theta > 0 \end{aligned} \quad (21)$$

Dado que este teste não pode ser testado efetivamente porque γ não está identificado na hipótese nula, os autores acabam seguindo Luukkonen et alii (1988) e derivam um teste t a partir da seguinte aproximação²⁸:

$$\Delta y_t = \delta * y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (22)$$

A estatística t para $\delta=0$ contra $\delta<0$ é:

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{d.p.(\hat{\delta})} \quad (23)$$

no qual $\hat{\delta}$ é o estimador por mínimos quadrados ordinários de δ ²⁹. Os valores assintóticos da estatística t são:

²⁷ Este modelo é bastante parecido com o modelo utilizado por Freixo e Barbosa (2004), porém a forma do teste derivada em Kapetanios et alii (2003) é mais simples. Logicamente, essa simplicidade foi obtida a partir da utilização de pressupostos mostrados.

²⁸ A expressão (22) é gerada a partir de uma aproximação de uma série de Taylor de primeira ordem do modelo ESTAR sob a hipótese nula. Ver Luukkonen et alii (1988).

²⁹ Segundo o Teorema 2.2 em Kapetanios et al.(2003), a estatística t mantém-se consistente mesmo sob presença de correlação serial.

Tabela 2: Valor críticos assintóticos para a estatística t do teste de não-linearidade

| Nível de Significância | 1% | 5% | 10% |
|------------------------|-------|-------|-------|
| Valor Crítico | -3,48 | -2,93 | -2,66 |

Fonte: Kapetanios et al.(2003)

Os testes realizados neste trabalho seguirão a regressão (22) e os testes acima mencionados. Os resultados serão descritos na próxima seção.

4. Resultados Obtidos

Esta seção será subdividida em dois blocos. O primeiro trará os resultados dos testes econométricos relacionados aos testes de raiz unitária (ADF, PP e KPSS). O segundo bloco tratará dos resultados referentes aos testes de não-linearidade.

4.1 Raiz Unitária e Meia-Vida das taxas reais de câmbio³⁰

4.1.1 Teste de raiz unitária

Nesta subseção, iremos analisar a estacionariedade das taxas reais de câmbio em duas etapas. Primeiramente, iremos analisar esta estacionariedade para dados mensais. Na etapa seguinte, iremos analisar os dados para dados anuais. Ambas as análises serão realizadas com dados de final de período, sem qualquer agregação temporal.

Dados mensais de final de período

Abaixo está a tabela com o resultado geral dos testes de raiz unitária realizados:

Tabela 3: Resumo dos testes de raiz unitária para dados mensais de final de período

| País | ADF | | | PP | | | KPSS | |
|----------------|---------|---------|--------------|---------|---------|--------------|--------|--------------|
| | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | Rejeito Ho a |
| Estados Unidos | -2.7765 | 0.0622 | 10.00% | -2.7817 | 0.0614 | 10.00% | 0.9937 | 1.00% |
| Argentina | -2.9759 | 0.0378 | 5.00% | -3.1816 | 0.0216 | 5.00% | 0.7282 | 5.00% |
| Áustria | -2.5621 | 0.1015 | NR | -2.3976 | 0.1428 | NR | 2.2008 | 1.00% |
| Bélgica | -3.1240 | 0.0253 | 5.00% | -2.9730 | 0.0380 | 5.00% | 1.8121 | 1.00% |
| Canadá | -3.2865 | 0.0159 | 5.00% | -3.2149 | 0.0196 | 5.00% | 0.4190 | 10.00% |
| Colômbia | -3.7616 | 0.0035 | 1.00% | -3.6416 | 0.0053 | 1.00% | 0.4146 | 10.00% |
| Alemanha | -2.3213 | 0.1661 | NR | -2.3377 | 0.1611 | NR | 0.2371 | NR |
| Espanha | -2.4735 | 0.1225 | NR | -2.3023 | 0.1716 | NR | 2.1972 | 1.00% |
| Finlândia | -2.8969 | 0.0462 | 5.00% | -2.6134 | 0.0907 | 10.00% | 1.2023 | 1.00% |
| França | -3.1925 | 0.0209 | 5.00% | -3.0619 | 0.0300 | 5.00% | 1.5736 | 1.00% |
| Reino Unido | -2.6681 | 0.0802 | 10.00% | -2.6270 | 0.0880 | 10.00% | 1.7473 | 1.00% |
| Grécia | -3.4478 | 0.0098 | 1.00% | -3.1585 | 0.0230 | 5.00% | 1.3285 | 1.00% |
| Itália | -2.9563 | 0.0397 | 5.00% | -2.8138 | 0.0569 | 10.00% | 1.5257 | 1.00% |
| Japão | -2.0888 | 0.2494 | NR | -2.0297 | 0.2741 | NR | 2.1678 | 1.00% |
| Coréia | -2.5249 | 0.1101 | NR | -2.4625 | 0.1254 | NR | 0.6966 | 5.00% |
| Luxemburgo | -3.3319 | 0.0139 | 5.00% | -3.1588 | 0.0230 | 5.00% | 1.6370 | 1.00% |
| México | -3.0899 | 0.0278 | 5.00% | -3.0634 | 0.0299 | 5.00% | 0.9176 | 1.00% |
| Holanda | -2.7719 | 0.0629 | 10.00% | -2.6373 | 0.0860 | 10.00% | 2.0542 | 1.00% |
| Paraguai | -2.8551 | 0.0514 | 10.00% | -2.8947 | 0.0465 | 5.00% | 0.4112 | 10.00% |
| Portugal | -2.4773 | 0.1215 | NR | -2.3242 | 0.1646 | NR | 2.3496 | 1.00% |
| Uruguai | -2.4617 | 0.1256 | NR | -2.9751 | 0.0379 | 5.00% | 1.4763 | 1.00% |

NR = Não rejeito a hipótese nula, 10% = rejeito Ho com nível de significância entre 5% a 10%; 5% = rejeito Ho com nível de significância entre 1% e 5% ; 1% = rejeito Ho com nível de significância menor que 1%.

³⁰ O Apêndice 8.1 e 8.2 trazem os gráficos das taxas reais de câmbio e o resultado dos modelos auto-regressivos utilizados para confecção dos resultados desta sub-seção.

Utilizando um nível de significância de 5%, confirmamos a validade da PPC (ou seja, rejeitamos raiz unitária nos testes ADF e PP e aceitamos estacionariedade no teste KPSS) para os 2 parceiros comerciais conforme a Tabela 4.

Tabela 4: Resumo dos testes que não rejeitam estacionariedade para dados mensais

| País | ADF | | PP | | KPSS |
|----------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | t-stat | p-valor | t-stat | p-valor | t-stat |
| Canadá | -3.2865 | 0.0159 | -3.2149 | 0.0196 | 0.4190 |
| Colômbia | -3.7616 | 0.0035 | -3.6416 | 0.0053 | 0.4146 |

(Não se rejeita a hipótese nula no KPSS com significância > 5% e rejeito ADF ou PP com significância <5%)
 Fonte: Autor

A tabela 5 mostra resultados inconclusivos, pois foi construída de forma a aceitar simultaneamente ou rejeitar simultaneamente ambas as hipóteses nulas.

Tabela 5: Resumo dos testes inconclusivos de raiz unitária para dados mensais

| País | ADF | | PP | | KPSS |
|------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | t-stat | p-valor | t-stat | p-valor | t-stat |
| Alemanha | -2.3213 | 0.1661 | -2.3377 | 0.1611 | 0.2371 |
| Paraguai | -2.8551 | 0.0514 | -2.8947 | 0.0465 | 0.4112 |
| Argentina | -2.9759 | 0.0378 | -3.1816 | 0.0216 | 0.7282 |
| Bélgica | -3.1240 | 0.0253 | -2.9730 | 0.0380 | 1.8121 |
| Finlândia | -2.8969 | 0.0462 | -2.6134 | 0.0907 | 1.2023 |
| França | -3.1925 | 0.0209 | -3.0619 | 0.0300 | 1.5736 |
| Grécia | -3.4478 | 0.0098 | -3.1585 | 0.0230 | 1.3285 |
| Itália | -2.9563 | 0.0397 | -2.8138 | 0.0569 | 1.5257 |
| Luxemburgo | -3.3319 | 0.0139 | -3.1588 | 0.0230 | 1.6370 |
| México | -3.0899 | 0.0278 | -3.0634 | 0.0299 | 0.9176 |

(Rejeita-se a hipótese nula no KPSS a 5% ou menos, e rejeito a 5% ou menos nos testes ADF e PP)
 Fonte: Autor

Finalizando a análise linear de estacionariedade das taxas reais de câmbio para dados mensais, a Tabela 6 mostra os países nos quais não se rejeita a hipótese de raiz unitária nas séries.

Tabela 6: Resumo dos testes que não rejeitam raiz unitária para dados mensais

| País | ADF | | PP | | KPSS |
|----------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | t-stat | p-valor | t-stat | p-valor | t-stat |
| Estados Unidos | -2.7765 | 0.0622 | -2.7817 | 0.0614 | 0.9937 |
| Áustria | -2.5621 | 0.1015 | -2.3976 | 0.1428 | 2.2008 |
| Espanha | -2.4735 | 0.1225 | -2.3023 | 0.1716 | 2.1972 |
| Reino Unido | -2.6681 | 0.0802 | -2.6270 | 0.0880 | 1.7473 |
| Japão | -2.0888 | 0.2494 | -2.0297 | 0.2741 | 2.1678 |
| Coréia | -2.5249 | 0.1101 | -2.4625 | 0.1254 | 0.6966 |
| Holanda | -2.7719 | 0.0629 | -2.6373 | 0.0860 | 2.0542 |
| Portugal | -2.4773 | 0.1215 | -2.3242 | 0.1646 | 2.3496 |
| Uruguai | -2.4617 | 0.1256 | -2.9751 | 0.0379 | 1.4763 |

(Rejeita-se a hipótese nula no KPSS a 5% ou menos, e não se rejeita a 5% nos testes ADF e PP)

Fonte: Autor

Portanto, sob a ótica dos testes lineares de estacionariedade para dados mensais de final de período, os resultados mostram que a hipótese de raiz unitária não é rejeitada, pois a maioria dos resultados é inconclusiva ou não rejeita raiz unitária.

Dados anuais de final de período

A Tabela 7 mostra o resultado geral dos testes de raiz unitária realizados com dados de final de período:

Tabela 7: Resumo dos testes de raiz unitária para dados anuais de final de período

| País | ADF | | | PP | | | KPSS | |
|----------------|---------|---------|--------------|---------|---------|--------------|--------|--------------|
| | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | Rejeito Ho a |
| Estados Unidos | -2.652 | 8.87% | 10.00% | -2.6787 | 8.40% | 10.00% | 0.3860 | 10.00% |
| Argentina | -3.3472 | 1.77% | 5.00% | -3.1511 | 2.90% | 5.00% | 0.3281 | NR |
| Áustria | -2.1869 | 21.33% | NR | -2.1304 | 23.40% | NR | 0.7518 | 1.00% |
| Bélgica | -2.6537 | 8.90% | 10.00% | -2.6576 | 8.83% | 10.00% | 0.6467 | 2.50% |
| Canadá | -3.0192 | 3.95% | 5.00% | -3.0970 | 3.28% | 5.00% | 0.1539 | NR |
| Colômbia | -3.5736 | 0.96% | 1.00% | -3.5238 | 1.10% | 5.00% | 0.1769 | NR |
| Alemanha | -1.832 | 35.47% | NR | -1.8321 | 35.47% | NR | 0.1099 | NR |
| Espanha | -2.091 | 24.92% | NR | -2.0462 | 26.69% | NR | 0.7420 | 1.00% |
| Finlândia | -2.515 | 11.78% | NR | -2.4906 | 12.34% | NR | 0.4295 | 10.00% |
| França | -2.7154 | 7.81% | 10.00% | -2.7043 | 8.00% | 10.00% | 0.5851 | 2.50% |
| Reino Unido | -2.3490 | 16.10% | NR | -2.3481 | 16.13% | NR | 0.6086 | 2.50% |
| Grécia | -2.9681 | 4.45% | 5.00% | -2.9681 | 4.45% | 5.00% | 0.5128 | 5.00% |
| Itália | -2.5604 | 10.76% | NR | -2.5667 | 10.62% | NR | 0.5376 | 5.00% |
| Japão | -2.0001 | 28.60% | NR | -1.9664 | 30.04% | NR | 0.7529 | 1.00% |
| Coréia | -2.4800 | 12.78% | NR | -2.4047 | 14.69% | NR | 0.2215 | NR |
| Luxemburgo | -2.8290 | 6.10% | 10.00% | -2.8256 | 6.15% | 10.00% | 0.6026 | 2.50% |
| México | -3.2116 | 2.48% | 5.00% | -3.2453 | 2.28% | 5.00% | 0.3827 | 10.00% |
| Holanda | -2.3629 | 15.70% | NR | -2.3176 | 17.04% | NR | 0.7117 | 2.50% |
| Paraguai | -2.9788 | 4.35% | 5.00% | -2.8372 | 6.01% | 10.00% | 0.1902 | NR |
| Portugal | -2.1326 | 23.31% | NR | -2.0657 | 25.90% | NR | 0.8068 | 1.00% |
| Uruguai | -3.0957 | 3.38% | 5.00% | -3.0957 | 3.38% | 5.00% | 0.6687 | 2.50% |

NR = Não rejeito a hipótese nula, 10% = rejeito Ho com nível de significância entre 5% a 10%; 5% = rejeito Ho com nível de significância entre 1% e 5% ; 1% = rejeito Ho com nível de significância menor que 1%.

Fonte: Autor

Utilizando um nível de significância de 5%, confirmamos a validade da PPC (ou seja, rejeitamos raiz unitária nos testes ADF e PP e aceitamos estacionariedade no teste KPSS) para os 5 parceiros comerciais conforme a Tabela 8.

Tabela 8: Resumo dos testes que não rejeitam estacionariedade para dados anuais

| País | ADF | | PP | | KPSS |
|-----------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | t-stat | p-valor | t-stat | p-valor | t-stat |
| Argentina | -3.3472 | 0.0177 | -3.1511 | 0.0290 | 0.3281 |
| Canadá | -3.0192 | 0.0395 | -3.0970 | 0.0328 | 0.1539 |
| Colômbia | -3.5736 | 0.0096 | -3.5238 | 0.0110 | 0.1769 |
| México | -3.2116 | 0.0248 | -3.2453 | 0.0228 | 0.3827 |
| Paraguai | -2.9788 | 0.0435 | -2.8372 | 0.0601 | 0.1902 |

(Não se rejeita a hipótese nula no KPSS com significância > 5% e rejeito ADF ou PP com significância <5%)

Fonte: Autor

A Tabela 9 mostra resultados inconclusivos, sendo construída da mesma forma que a Tabela 5.

Tabela 9: Resumo dos testes inconclusivos de raiz unitária para dados anuais

| País | ADF | | PP | | KPSS |
|----------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | t-stat | p-valor | t-stat | p-valor | t-stat |
| Alemanha | -1.8321 | 0.3547 | -1.8321 | 0.3547 | 0.1099 |
| Coréia | -2.4800 | 0.1278 | -2.4047 | 0.1469 | 0.2215 |
| Grécia | -2.9681 | 0.0445 | -2.9681 | 0.0445 | 0.5128 |
| Uruguai | -3.0957 | 0.0338 | -3.0957 | 0.0338 | 0.6687 |
| Estados Unidos | -2.6525 | 0.0887 | -2.6787 | 0.0840 | 0.3860 |
| Finlândia | -2.5145 | 0.1178 | -2.4906 | 0.1234 | 0.4295 |

(Rejeita-se a hipótese nula no KPSS a 5% ou menos, e rejeito a 5% ou menos nos testes ADF e PP)
 Fonte: Autor

Finalizando a análise linear de estacionariedade das taxas reais de câmbio para dados anuais, a Tabela 10 mostra os países nos quais não se rejeita a hipótese de raiz unitária.

Tabela 10: Resumo dos testes que não rejeitam raiz unitária para dados anuais

| País | ADF | | PP | | KPSS |
|-------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | t-stat | p-valor | t-stat | p-valor | t-stat |
| Áustria | -2.1869 | 0.2133 | -2.1304 | 0.2340 | 0.7518 |
| Bélgica | -2.6537 | 0.0890 | -2.6576 | 0.0883 | 0.6467 |
| Espanha | -2.0906 | 0.2492 | -2.0462 | 0.2669 | 0.7420 |
| França | -2.7154 | 0.0781 | -2.7043 | 0.0800 | 0.5851 |
| Reino Unido | -2.3490 | 0.1610 | -2.3481 | 0.1613 | 0.6086 |
| Itália | -2.5604 | 0.1076 | -2.5667 | 0.1062 | 0.5376 |
| Japão | -2.0001 | 0.2860 | -1.9664 | 0.3004 | 0.7529 |
| Luxemburgo | -2.8290 | 0.0610 | -2.8256 | 0.0615 | 0.6026 |
| Holanda | -2.3629 | 0.1570 | -2.3176 | 0.1704 | 0.7117 |
| Portugal | -2.1326 | 0.2331 | -2.0657 | 0.2590 | 0.8068 |

(Rejeita-se a hipótese nula no KPSS a 5% ou menos, e não se rejeita a 5% nos testes ADF e PP)
 Fonte: Autor

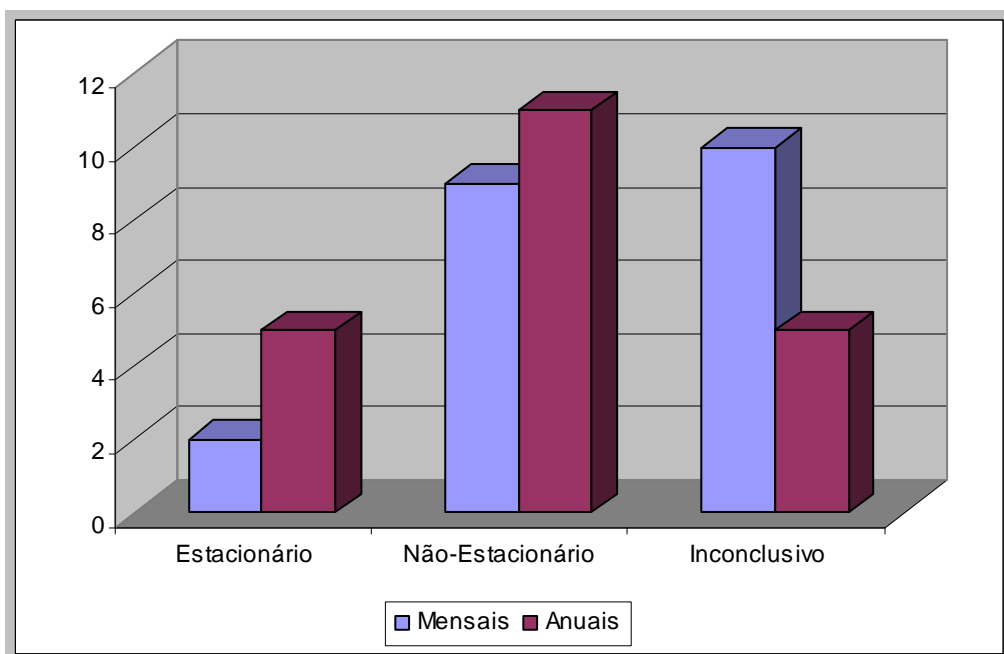
Os dados anuais de final de período, da mesma forma que os dados mensais, não confirmam estacionariedade da maioria das séries analisadas.

Apesar do resultado negativo em relação à estacionariedade da maioria dos países das séries, algumas comparações entre os resultados mensais e anuais são interessantes de serem realizadas.

Como se pode verificar na Figura 1, o número de resultados inconclusivos foi reduzido pela metade quando passamos de dados mensais para dados anuais.

Já o número de casos que não rejeitam raiz unitária aumentou de nove parceiros comerciais para 11 deles. Três casos antes inconclusivos passaram a integrar o grupo de países os quais se rejeita raiz unitária (Argentina, México e Paraguai).

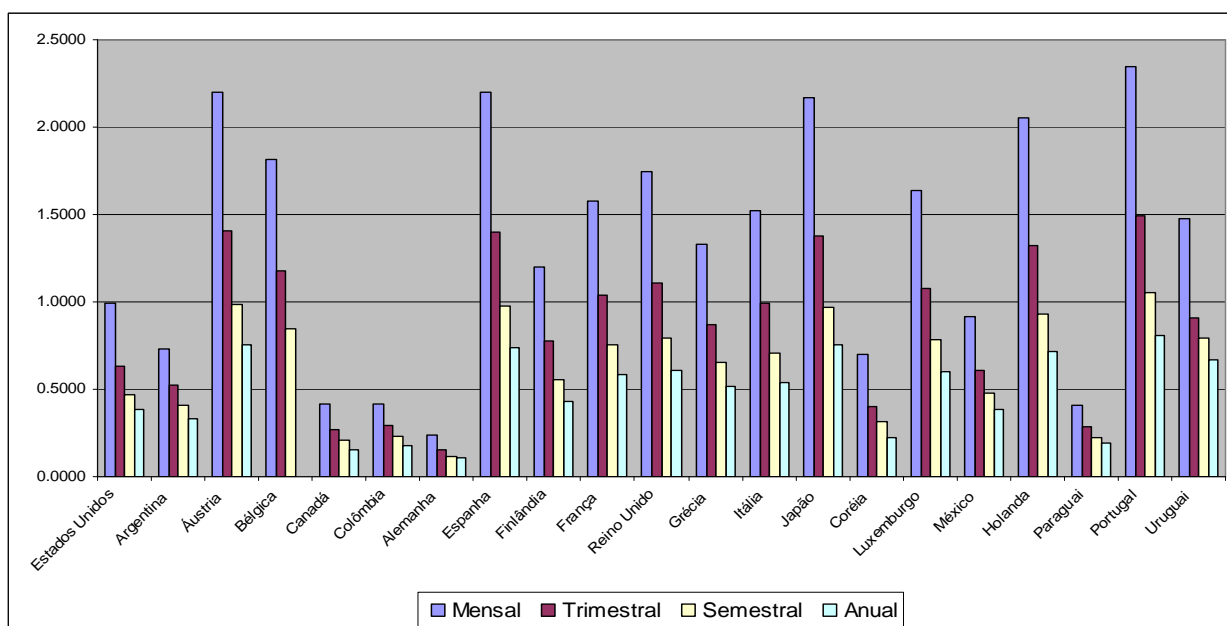
Figura 1: Comparativo entre os resultados dos testes de raiz unitária para periodicidades diferentes



Fonte: Autor

Conforme Figura 2, os resultados do teste KPSS apresentam certo padrão, válido para todos os parceiros comerciais, de aceitar mais facilmente estacionariedade à medida que se aumenta a periodicidade dos dados. Ou seja, a possibilidade de se aceitar estacionariedade é maior para dados anuais do que para dados mensais.

Figura 2: Comparativo entre os testes KPSS das taxas reais de câmbio de final de período³¹



Fonte: Autor

³¹ Para melhor visualização do Gráfico 2, ver Apêndice 7.10

Com os dados anuais, podemos dividir os casos cujos testes de raiz unitária são conclusivos em dois grupos: o primeiro formado por países europeus e o Japão, os quais não rejeitam raiz unitária; e o segundo grupo, formado por países emergentes (com exceção do Canadá), os quais rejeitam raiz unitária.

De maneira geral, pode-se verificar que a raiz unitária é mais rejeitada quando se usam dados anuais de final de período. Além disso, os testes de raiz unitária foram mais conclusivos na periodicidade anual. A mudança do comportamento do teste KPSS é que foi o gatilho para a maior aceitação de estacionariedade para dados anuais. A causa dessa mudança de comportamento não foi estudada neste trabalho, tendo sido sugerido como tópico para próximos estudos na Seção 5.

Na próxima subseção serão analisadas as meias-vidas das taxas reais de câmbio. Estas meias-vidas serão calculadas mesmo para os casos onde não conseguimos refutar a hipótese de raiz unitária, dado que esta conclusão pode estar viesada por problemas mencionados à não-linearidade, problemas de poder dos testes ou até mesmo problemas de pequena amostragem.

4.1.2 Meias vidas

O cálculo das meias-vidas é calculada com base nos resultados obtidos dos parâmetros dos modelos autoregressivos implementados nas diversas séries construídas a partir das taxas reais de câmbio de periodicidade mensal. Para cada uma das 21 taxas reais de câmbio entre Brasil e o respectivo parceiro comercial, foram implementados 6 modelos autoregressivos: três modelos que utilizam séries agregadas na média com periodicidades trimestrais, semestrais e anuais; e três que utilizam séries com dados de final de período com as mesmas periodicidades (trimestral, semestral e anual)³².

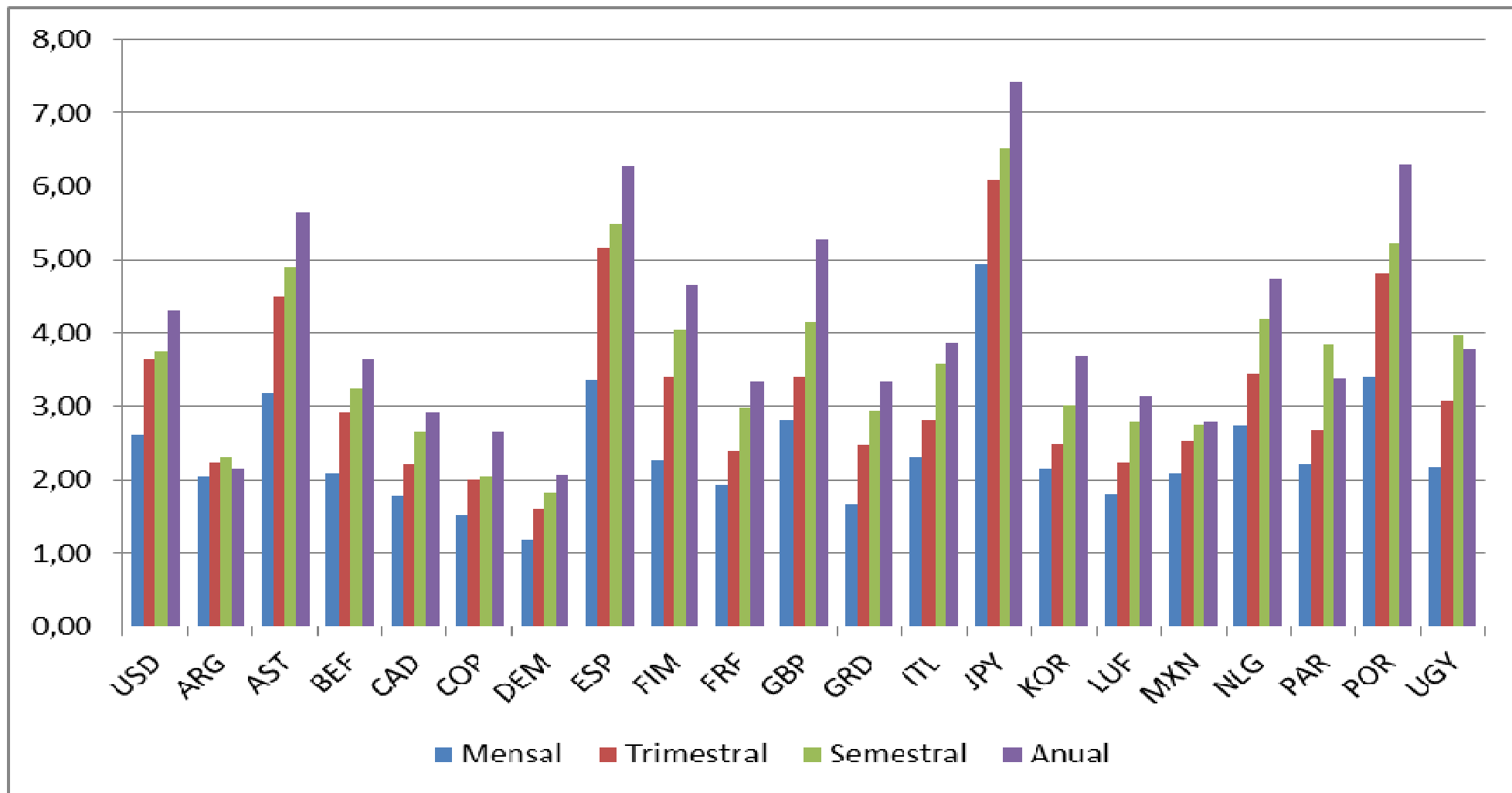
Agregação temporal pela média:

Conforme Taylor (2001), a meia-vida deveria aumentar conforme se agregasse temporalmente as séries pela média.

O resultado dos cálculos de meia-vida para as 21 taxas de câmbio real estão resumidas nos dois gráficos a seguir.

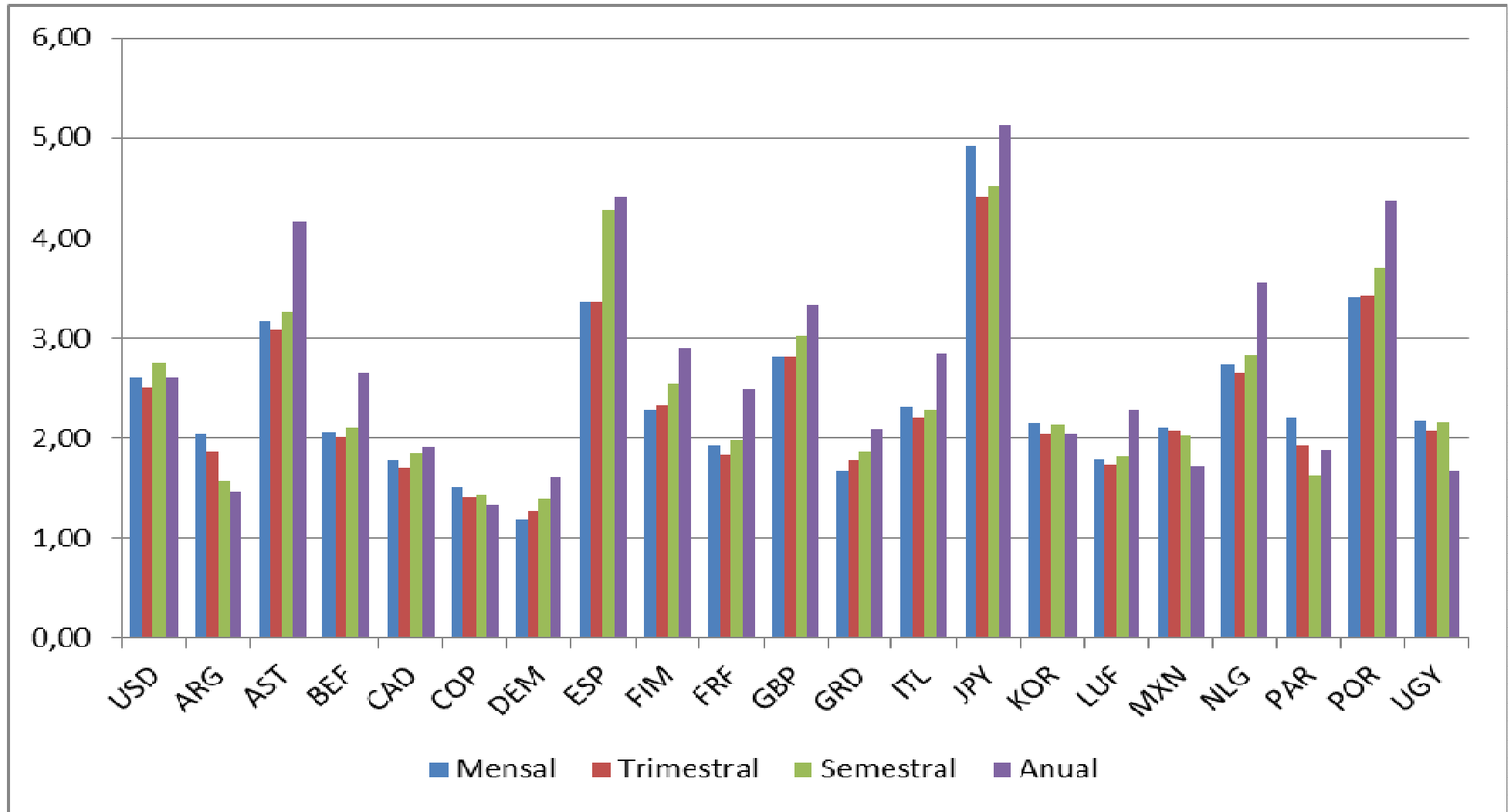
³² As tabelas com cada mais dados sobre as regressões e a ordem dos modelos autoregressivos encontra-se no Apêndice deste trabalho.

Figura 3: Meias-vidas calculadas a partir de dados agregados pela média



Fonte: Autor

Figura 4: Meias-vidas calculadas a partir de dados de final de período



Fonte: Autor

Algumas observações podem ser feitas a partir dos dois gráficos acima:

- As meias-vidas, quando há agregação pela média, aumentam conforme aumenta o período de agregação temporal (P), confirmando desta forma o argumento de Taylor (2001). Contudo, há três exceções: Argentina; Paraguai e Uruguai. Para estes países, a agregação anual é menor do que a semestral;
- Não há um padrão para as meias-vidas quando se utilizam dados de final de período;
- As meias-vidas para dados de final de período são significativamente menores do que aquelas calculadas com agregação pela média³³.

Outras informações podem ser obtidas da comparação entre as meias-vidas com base em um mesmo período:

- Tomando como base meias-vidas trimestrais, a meia-vida agregada pela média é 35% maior do que a meia-vida de final de período;
- Tomando como base as meias-vidas semestrais, a meia-vida agregada pela média é 51% maior do que a de final de período;
- Tomando como base as meias-vidas anuais, a meia-vida agregada pela média é 56% maior do que a de fim de período³⁴.

Podemos comparar os resultados deste trabalho com o resultado de Ahmad e Craighead (2011), que fez esse mesmo procedimento para uma base de dados secular da taxa de câmbio real entre Estados Unidos e Reino Unido. Os autores chegaram à conclusão de que a agregação trimestral gera uma meia-vida 19% acima da meia-vida calculada com dados mensais sem agregação, e agregando anualmente os dados mensais geram uma meia-vida 35% acima da meia vida calculada a partir de dados mensais sem agregação.

Calculando exatamente estes mesmos dois dados para a média das 21 séries estudadas neste trabalho, teríamos que:

- Agregar trimestralmente os dados gera uma meia-vida que em média é 31% acima da meia-vida calculada a partir dos dados mensais sem agregação;
- Agregar anualmente os dados mensais gera uma meia-vida que em média é 70% acima da meia-vida calculada a partir dos dados mensais sem agregação.

4.2 Não-Linearidade

Nesta subseção serão analisados os resultados dos testes de não-linearidade das taxas reais de câmbio, conforme série construída a partir da equação (22), da estatística t da equação (23) e da Tabela 4 da seção anterior.

³³ Uma forma simples de se verificar isso é saber que o dado mensal é igual a ambos os gráficos, por isso serve de base para comparação.

³⁴ A tabela com resultados estatísticos simples pode ser encontrada no Apêndice 7.4

As estimações realizadas foram realizadas a partir de testes robustos à heteroscedasticidade das séries³⁵.

A partir da Tabela 7, pode-se concluir que a maioria das taxas reais de câmbio apresenta comportamento não-linear globalmente estacionário. Não pudemos rejeitar raiz unitária para as taxas reais de câmbio entre Brasil e Canadá, Brasil e México, e Brasil e Paraguai.

Tabela 11: Resumo dos testes de não-linearidade³⁶

| Parceiro | <i>t</i> -statistic |
|-----------------|---------------------|
| Estados Unidos | -4.1293 |
| Argentina | -3.2308 |
| Áustria | -1.4080 |
| Bélgica | -3.8892 |
| Canadá | 1.6547 |
| Colômbia | -4.1356 |
| Alemanha | -2.9583 |
| Espanha | -3.7131 |
| Finlândia | -3.7701 |
| França | -3.7523 |
| Reino Unido | -3.9001 |
| Grécia | -3.3435 |
| Itália | -3.8478 |
| Japão | -4.0645 |
| Coréia | -4.0942 |
| Luxemburgo | -3.6728 |
| México | -1.6711 |
| Holanda | -3.7926 |
| Paraguai | -0.9855 |
| Portugal | -3.4340 |
| Uruguay | -3.6895 |

(Negrito = não-rejeição da Hipótese Nula de Raiz Unitária)

Fonte: Autor

A conclusão do teste acima confronta-se com os resultados da subseção 4.1.1., dado que os testes de raiz unitária lineares indicam estacionariedade para Canadá, México e Paraguai. O resultado acima indica estacionariedade para todos os parceiros comerciais, com exceção dos três mencionados acima.

³⁵ Ver os resultados dos testes de White (1980) para heteroscedasticidade das séries no Apêndice 7.5

³⁶ A Tabela 7 já mostra a estatística *t* equivalente à existência de heteroscedasticidade dos dados. Para as séries que apresentam heteroscedasticidade, a estatística *t* apresentada já é aquela robusta a esta característica. Para mais informações, ver Apêndice 7.5 e 7.7.

Essas conclusões estão em linha com o trabalho de Freixo e Barbosa (2004) por confirmar a rejeição da linearidade quando as taxas reais de câmbio são confeccionadas a partir dos índices de preços ao consumidor.

5. Possíveis extensões e limitações

Uma limitação óbvia é a de que a base de dados na qual esse trabalho é baseado possui periodicidade mensal. Dado que os preços são formados continuamente, esse dado em si pode ser configurado como uma agregação temporal e pode estar sujeito aos mesmos problemas estudados neste trabalho.

Uma segunda limitação do trabalho é a de restrição a testes de somente um modelo não-linear específico, que foi o de Kapetanios et al. (2003). Outros testes de raiz unitária que consideram não-linearidade podem ser aplicados, como se pode verificar em Enders e Granger (1998), van Dijk et al. (2002) e Pesaran (2007).

Outra limitação do trabalho encontra-se no índice de preços utilizado (índices de preços ao consumidor). Diversos estudos apontam na direção de que a PPP tende a ser menos rejeitada quando são usados índices de preços do atacado, pois estes apresentam uma composição com maior participação de bens comercializáveis, que são mais sujeitos aos mecanismos de arbitragem internacional.

Não foram abordados também neste estudo testes robustos a quebras estruturais das séries, como em Palaia e Holland (2009) e como apontado também em Leal (2009).

Outro ponto que pode ser investigado também é relativo às causas de se obter resultados mais favoráveis à estacionariedade das séries das taxas reais de câmbio quando se analisam dados de periodicidade anual em comparação com dados de periodicidade mensal. Isso se deveu à mudança de comportamento do teste KPSS enquanto aumentava-se a periodicidade dos dados. Uma das sugestões pode ser a de verificar se não-linearidades não modeladas podem ter causado este tipo de comportamento.

6. Conclusões

Este trabalho teve três objetivos básicos. O primeiro foi o de verificar a validade da Paridade do Poder de Compra entre Brasil e alguns de seus parceiros comerciais. Foram utilizados modelos autoregressivos e três testes de raiz unitária com a intenção de verificar a estacionariedade das taxas reais de câmbio. Para a maioria dos países, os testes de raiz unitária foram inconclusivos ou não rejeitaram raiz unitária para dados de periodicidade mensal, de fim de período e utilizando modelos lineares. Obtivemos dados mais conclusivos quando foram utilizados dados com periodicidades anuais, obtendo não só uma aceitação de estacionariedade maior, como também um número menor de resultados inconclusivos.

O segundo objetivo foi o de investigar a hipótese em Taylor (2001) de que a meia-vida é superestimada quando a amostra é formada a partir de um processo de agregação temporal pela média. As conclusões, utilizando o banco de dados de 21 parceiros comerciais do Brasil, confirmam as conclusões de Taylor e superestimam a meia-vida em uma janela de 35% a 56% do que seria a meia-vida de final de período.

O terceiro objetivo do trabalho foi o de verificar se a taxa real de câmbio efetivamente possui uma reversão à média de forma não-linear. Considerando dados com periodicidade mensal, verificou-se que a maioria das taxas reais de câmbio rejeita a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese de globalmente estacionária, porém não-linear. Os resultados destes testes rejeitam os resultados obtidos na maioria dos testes realizados nos modelos lineares.

Resumindo, este trabalho confirma a superestimação da meia-vida quando agregada temporalmente pela média para a maioria das taxas reais de câmbio estudadas. A hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada também para a maioria dos testes lineares, sendo rejeitada para a maioria dos testes não-lineares.

Este trabalho teve a intenção de investigar relações bilaterais entre o Brasil e alguns de seus parceiros comerciais, diferenciando-se da literatura nacional que, na maioria das vezes, apresenta como ponto focal a relação bilateral entre Brasil e Estados Unidos. Foi utilizado também o teste KPSS para análise de raiz unitária destas relações como forma de confirmação dos testes ADF e PP. Outro ponto importante é a utilização de uma série de dados de taxas reais de câmbio geradas a partir do encadeamento de duas séries brasileiras de preços ao consumidor (IGPC-Mtb e INPC), que apresentam metodologias semelhantes de cálculo, tentando desta forma aumentar o período amostral e, portanto, o poder dos testes realizados.

7. Referências

- ABUAF, N. ; JORION, P. Purchasing Power Parity in the long run. *Journal of Finance*, v. 45, n. 1, pp. 157-174, 1990.
- AHMAD, Y.; CRAIGHEAD, W.D. Temporal Aggregation and Purchasing Power Parity Persistence, *Journal of International Money and Finance* (2011), doi: 10.1016/j.jimonfin.2011.05.008, 2011.
- BALASSA, B. The purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *The Journal of Political Economy*, vol.72, n. 6, pp. 584-596, 1964.
- BARBOSA, F. H. A Paridade do Poder de Compra: Existe um quebra cabeça? *Estudos Econômicos*, v.39, n.3, 2009.
- CASSEL, G. Abnormal Deviations in International Exchanges. *Economic Journal*, op. cit., p. 413, 1918.
- COCHRANE, J. A critique of the application of unit root tests. *Journal of economic Dynamics and Control*, v.15, pp.275-284, 1991.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time séries with a unit root. *Journal of the Statistical Association*, v. 74, pp. 427–431, 1979.
- DUARTE, A. R.; PEREIRA, P. V. Paridade do poder de compra e paridade de taxa de juros para o Brasil: uma abordagem via co-integração multivariada. *Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria*. 1991.
- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rates Dynamics. *Journal of Political Economy*, v.84, n. 6, pp.1161-1176, 1976.
- DORNBUSCH, R. Purchasing Power Parity. NBER Working Paper Series, n. 1591, *National Bureau of Economic Research*, 1985.
- ELLIOT, G; ROTHENBERG, T.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, n. 64, pp. 813–839, 1996.
- ENDERS, W.; GRANGER, C.W.J. Unit root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economics*, n. 40, p. 209-224, 1998.
- ENGLE,R.; GRANGER, C. Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, n. 55, pp. 251-276, 1987.
- FREIXO, C. S.; BARBOSA, F. H. Paridade do Poder de Compra: O modelo de reversão não-linear para o Brasil. *Revista EconomiA*, vol. 5, no. 3, 2004.

FRANKEL, J.A. International capital mobility and crowding-out in the U.S. economy: Imperfect integration of financial markets or of goods markets?, *NBER Working Paper*, n. 1773, 1986.

FRANKEL, J.A. Zen and the art of modern macroeconomics: the search for perfect nothingness. In *Monetary policy for a volatile global economy*. Eds: W. S. Haraf e T.D. Willett, pp. 117-23, 1990.

FRENKEL, J.A. Purchasing Power Parity: Doctrinal perspective and evidence from 1920s. *Journal of International Economics*, v.08, n.2, pp.169-191, 2002.

FROOT, K. A.; ROGOFF, K. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. National Bureau of Economic Research, Working paper 4952, 1994.

GLEN, J. D. Real exchange rate in the short, medium, and long run. *Journal of International Economics*, n. 33, pp. 147-166, 1992.

GRANGER, C. W. J.; TERASVIRTA, T. Modeling Nonlinear Economic Relationships. *Oxford University Press*, 1993.

GREGORY, A.; HANSEN, B. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, n. 114, pp. 261-295, 1996.

HOLLAND, M.; PEREIRA, P.L.V. Taxa de câmbio e paridade do poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v.53, n. 3, pp.259-85, 1999.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economical Dynamics and Control*, n.12, pp.231-254, 1988.

KANNEBLEY JR., S. Paridade do Poder de Compra no Brasil – 1968 a 1994. *Estudos Economicos*, v.33, n.4, pp. 735-769, 2003.

KAPETANIOS, G.; SHIN, Y.; SNELL, A. Testing for a unit root in a nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, v. 112, 359-379 p, 2003.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time séries have a unit root? *Journal of Econometrics*, n. 54, pp.159-178, 1992.

LEAL, B.W.P.S. Lei do Preço Único e seus Desvios: existe algum padrão?, Dissertação (Mestrado), Universidade de São Paulo, 2009.

LEE, J. ; STRAZICICH, M. Minimum LM unit root test with two structural breaks. Working paper, Department of Economics, University of Central Florida, 1999.

LUUKKONEN, R.; SAIKKONEN, P.; TERASVIRTA, T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, n. 75, pp. 491-499, 1988.

- MACDONALD, R.; MARSH, I. W. On fundamentals and exchange rates: a casselian perspective. *The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 4, pp. 655-664, 1997.
- MAESO-FERNANDEZ, F. Econometric Methods and Purchasing Power Parity: Short- and Long-Run PPP. *Applied Economics*, n. 30, pp. 1443-1457, 1998.
- MARCAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V.; SANTOS FILHO, O. C. Paridade do poder de compra: Testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n.1, pp. 159–90, 2003.
- MICHAEL, P.; NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 105, pp. 862–879, 1997.
- PALAYA, D. ; HOLLAND, M. Taxa de câmbio e paridade do poder de compra no Brasil: análise econométrica com quebra estrutural. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 1, pp. 5-24, 2009.
- PASTORE, A. C.; BLUM, B. S.; PINOTTI, M. C. Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, n. 3, pp. 427–467, 1998.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Econometrica*, n. 57, pp. 1361-1401, 1992.
- PESARAN, M.H. A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Economics*, v. 22, n. 2, pp. 265-312, 2007.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in a time séries regression. *Biometrika*. n.75, pp. 335-346, 1988.
- ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, 647-668 p, 1996.
- ROSSI, J. W. Determinação da taxa de câmbio: Testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 2, pp. 397–412, 1991.
- ROSSI J. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n. 2,1996.
- SARNO, L.; TAYLOR, M. P. Purchasing power parity and the real exchange rate. IMF Staff paper, vol. 49, n. 1, 2002.
- SARNO, L.; TAYLOR, M. P. The Economics of Exchange Rates. *Cambridge University Press*, 2003.
- SCHILLER, R. J.; PERRON,P. Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation. *Economic Letters*, v.18, n. 4, pp.381-386, 1985.
- SERCU, P.; UPPAL,R.; VAN HULLE, C. The exchange arte in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity. *Journal of Finance*, v.50, pp. 1309-1319, 1995.

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*, v. 69, n.2, pp. 473-498, 2001.

TAYLOR, A.M.; TAYLOR, M.P. The purchasing power parity debate. Discussion paper séries n. 4495. Centre for Economic Policy Research, 2004.

TAYLOR, M. P. An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, v. 20, pp. 1369–81. 1988.

TAYLOR, M. P. The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, v. 33, pp. 13–47, 1995.

TAYLOR, M. P. Purchasing power parity. *Review of International Economics*, v. 11, n. 3, pp. 436–52, 2003.

TAYLOR, M. P.; PEEL, D. A.; SARNO, L. Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: Toward a solution to the purchasing power parity puzzles. *International Economic Review*, v. 42, n. 4, pp. 1015–42, 2001.

TERASVIRTA, T. Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 89, pp.208–318, 1994.

TERRA, M.C.T.; ABREU, A. L. V. Purchasing Power Parity: The Choice of Price Index. Economics Working Papers (Ensaio Econômicos da EPGE), 588, Graduate School of Economics, Getúlio Vargas Foundation (Brazil), 2005.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v.48, n. 4, 1980.

WORKING, H. Note on the correlation of first differences of averages in a random chain. *Econometrica*, n. 28, pp. 916-918, 1960.

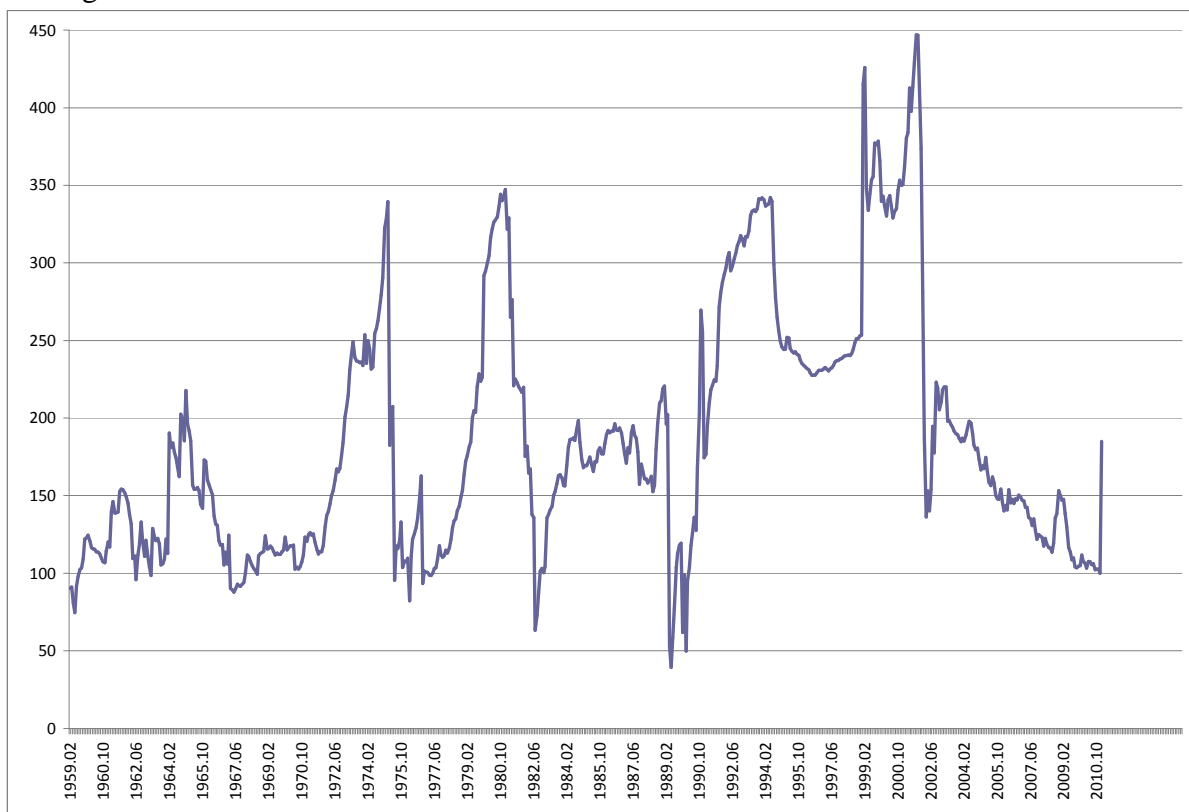
van DJIK, D.; TERASVIRTA, T.; FRANCES, P.H. Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments, *Econometric Reviews*, n. 21, pp.1-47, 2002.

ZINI-JR., A. A.; CATI, R. R. C. Cointegracao e taxa de câmbio: Testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.23, n.2, pp. 349–74, 1993.

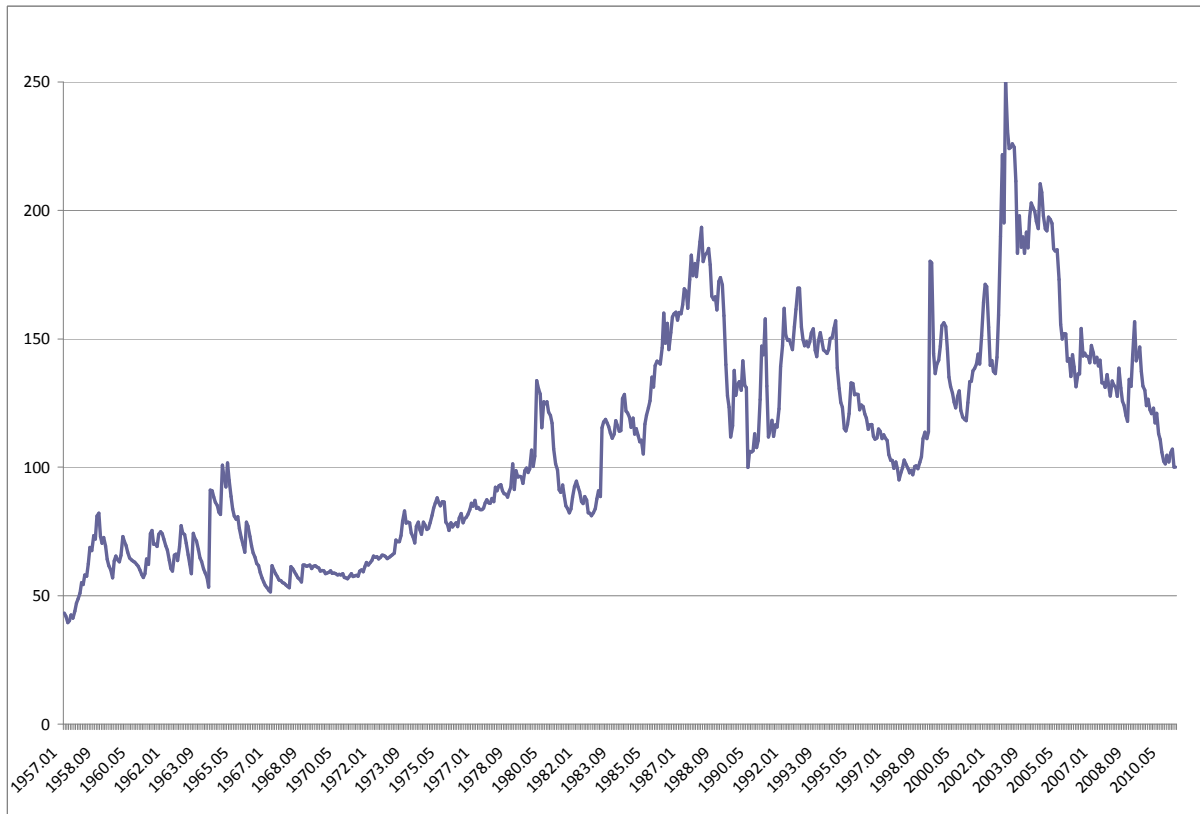
8. Apêndice

8.1 Gráfico das Taxas Reais de Câmbio

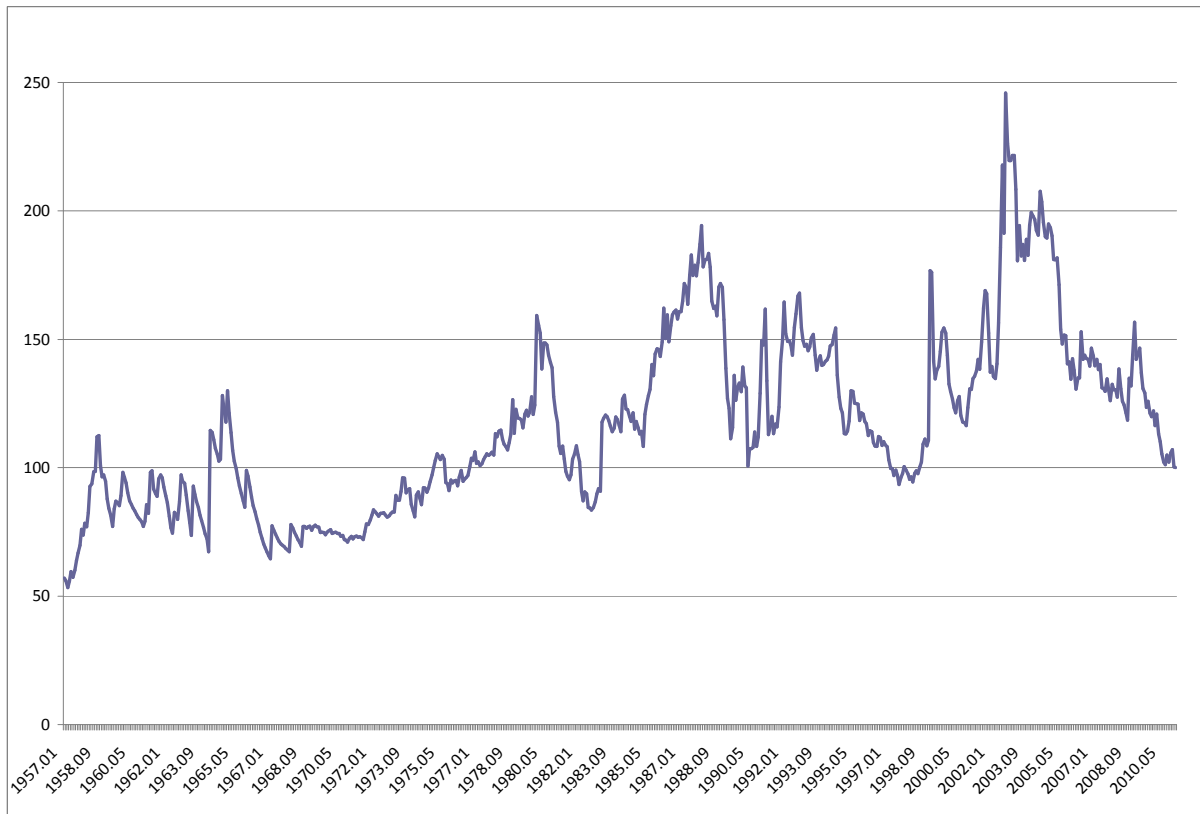
a. Argentina



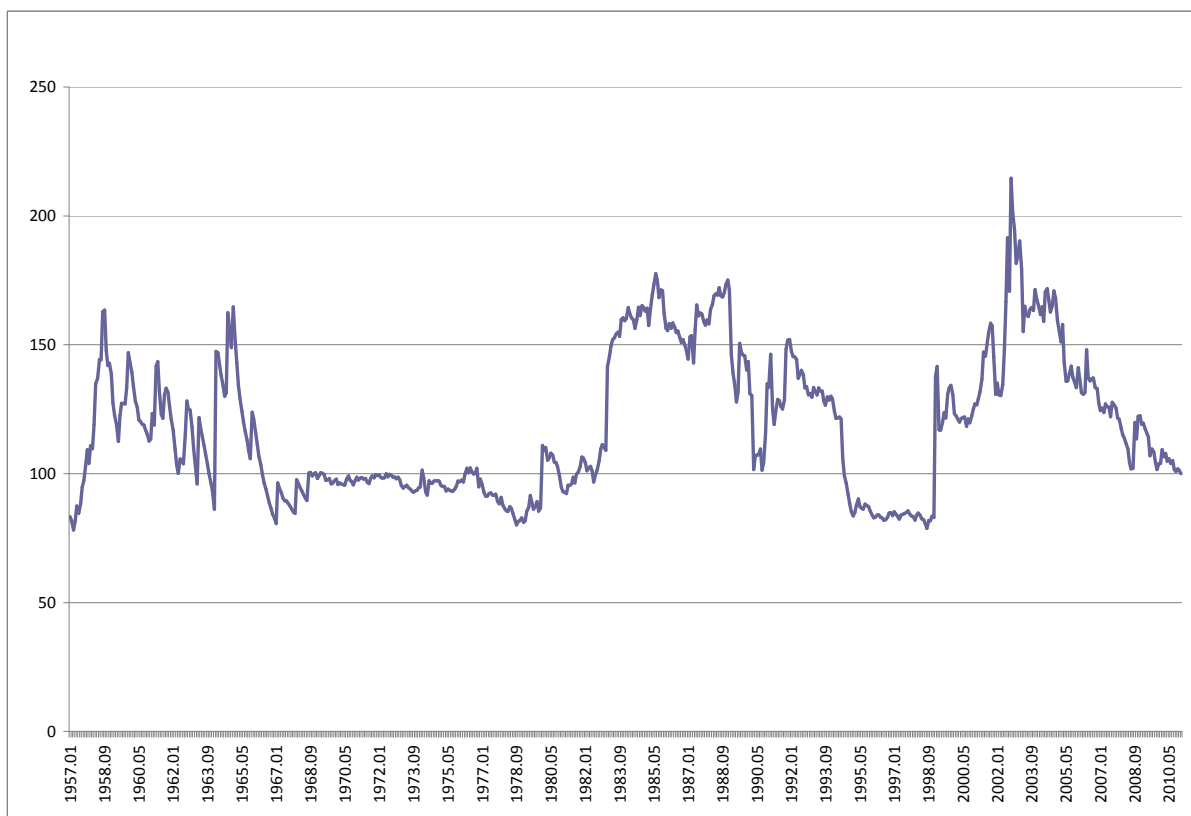
b. **Áustria**



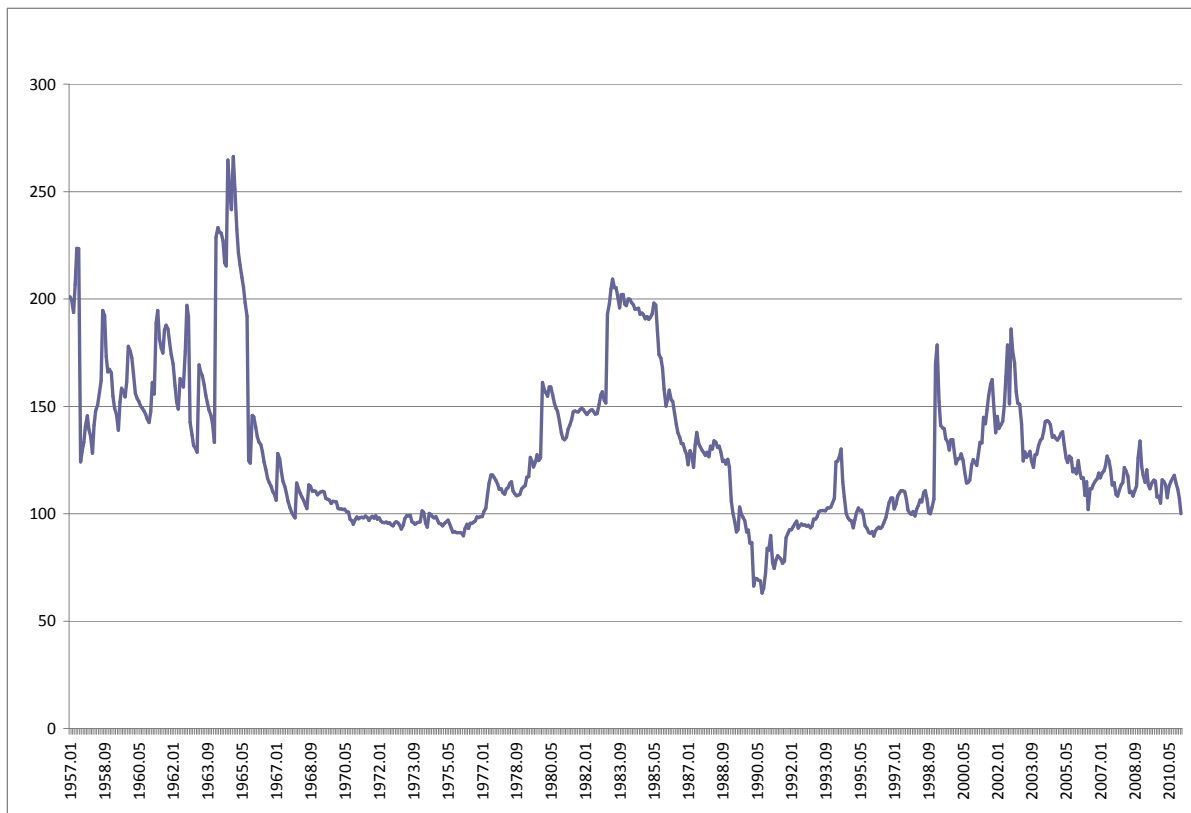
c. **Bélgica**



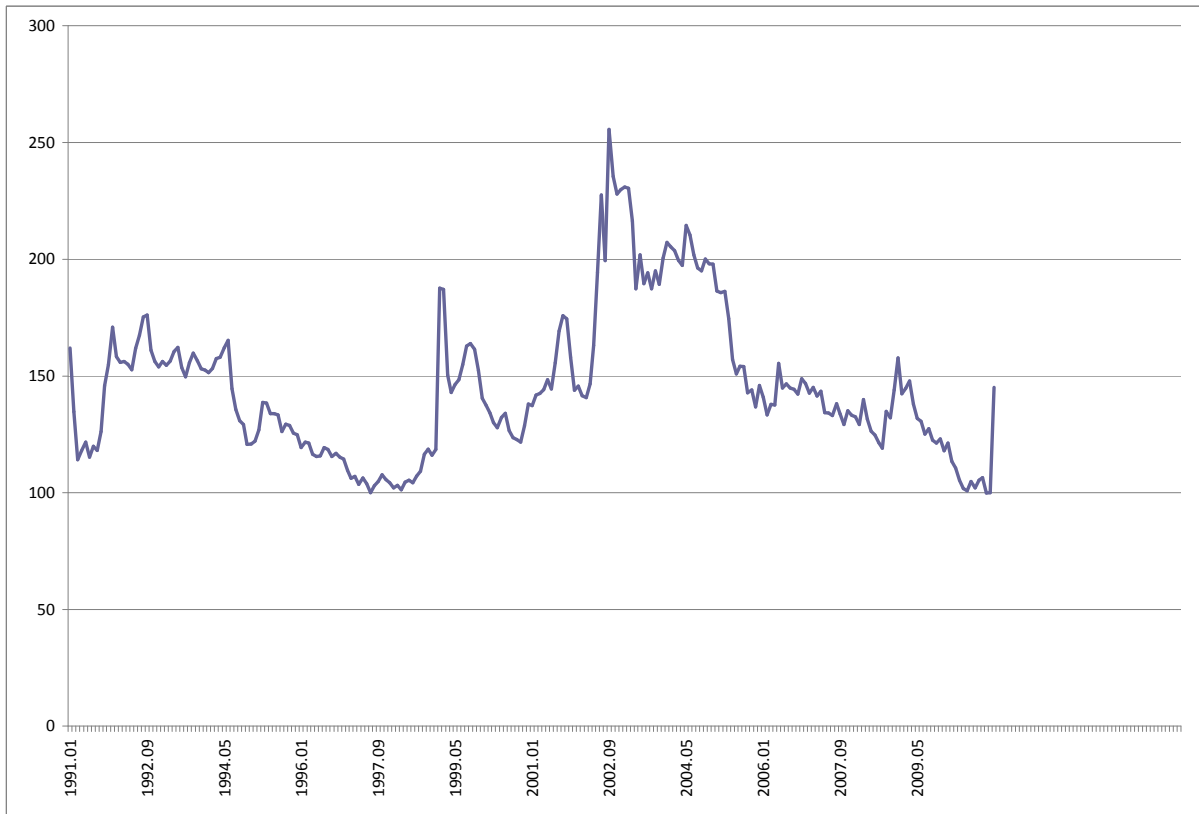
d. Canadá



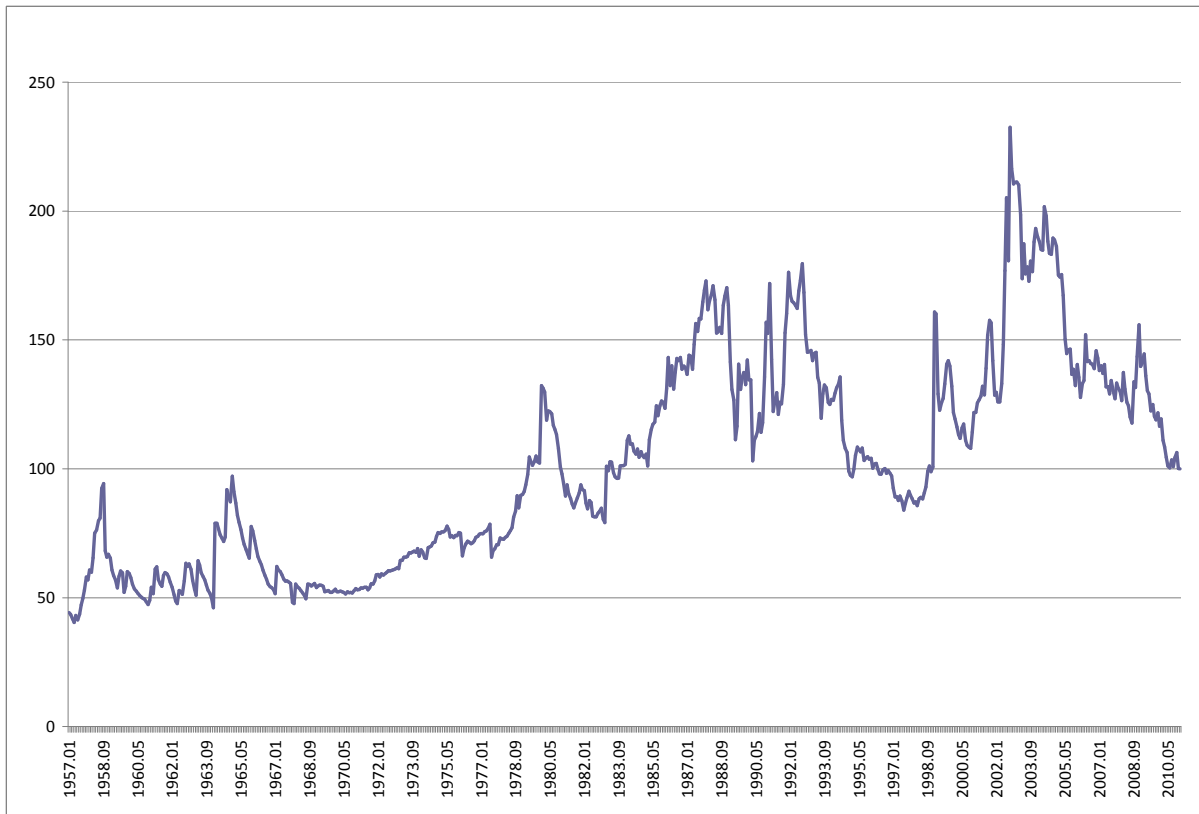
e. Colômbia



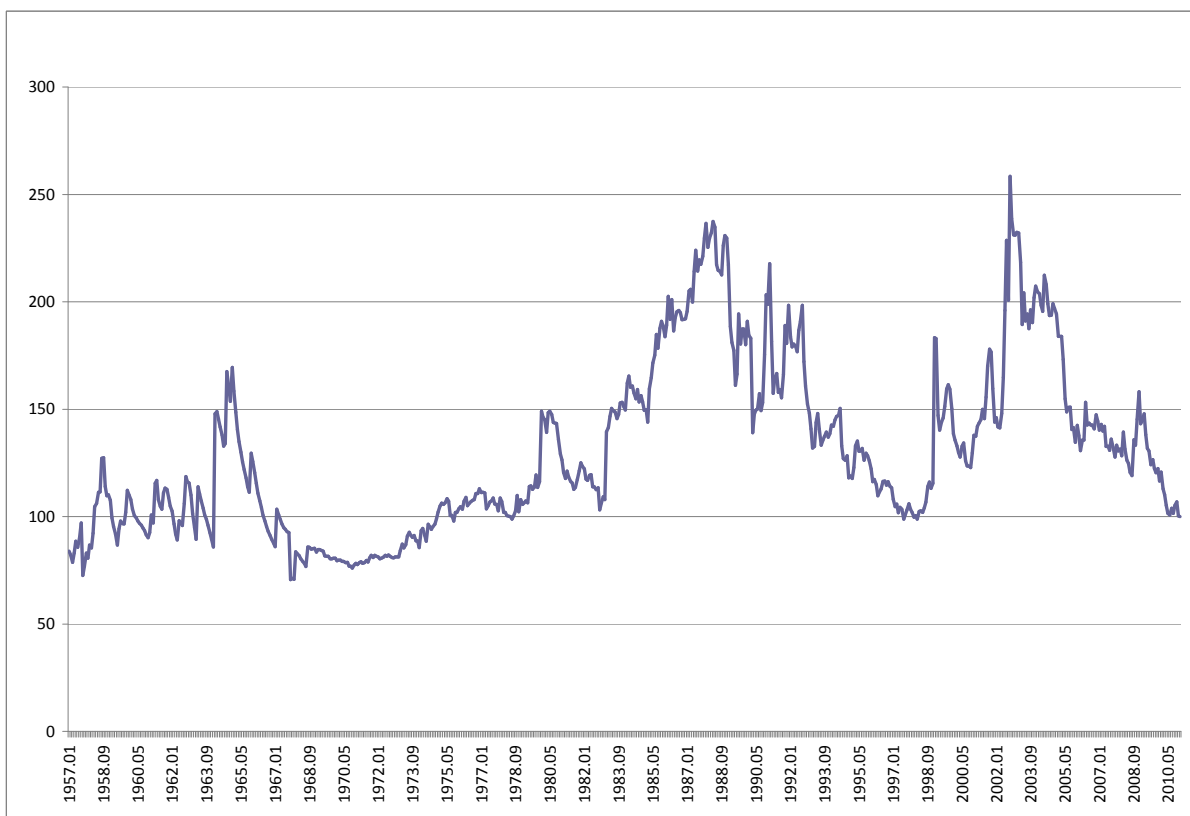
f. Alemanha



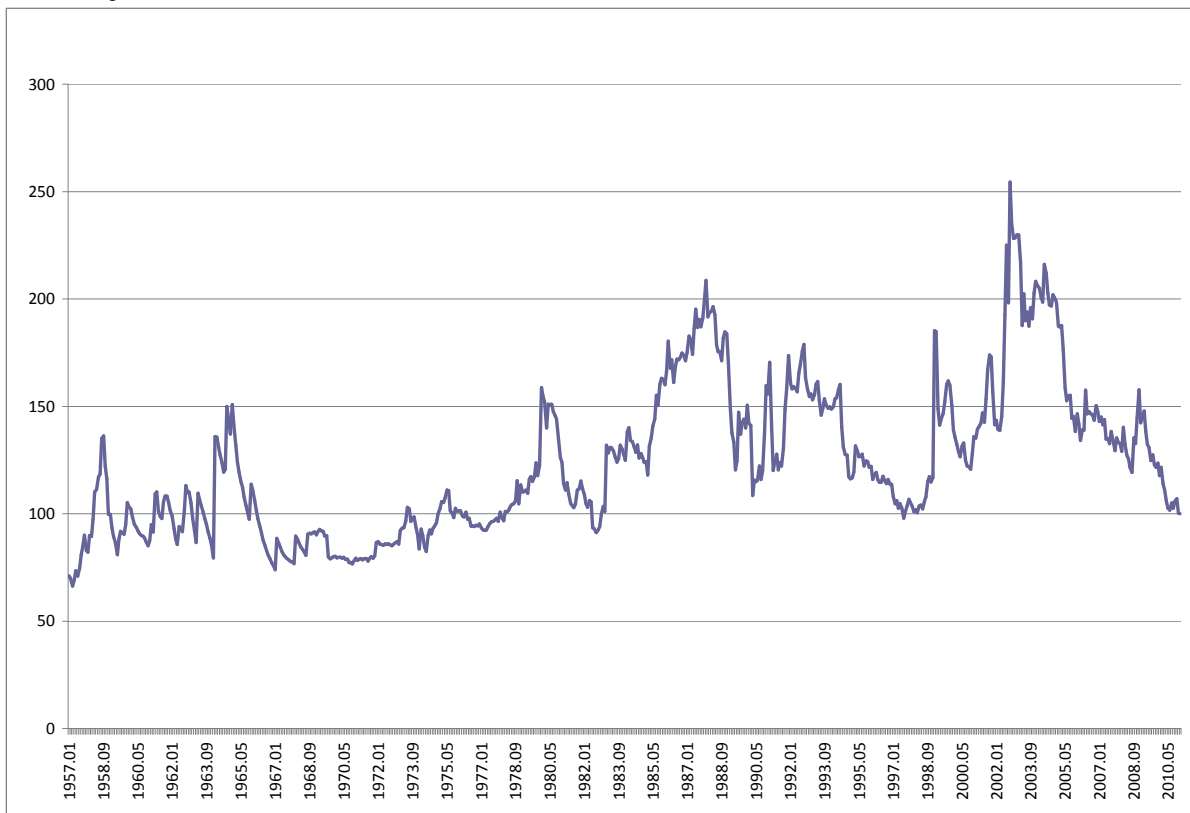
g. Espanha



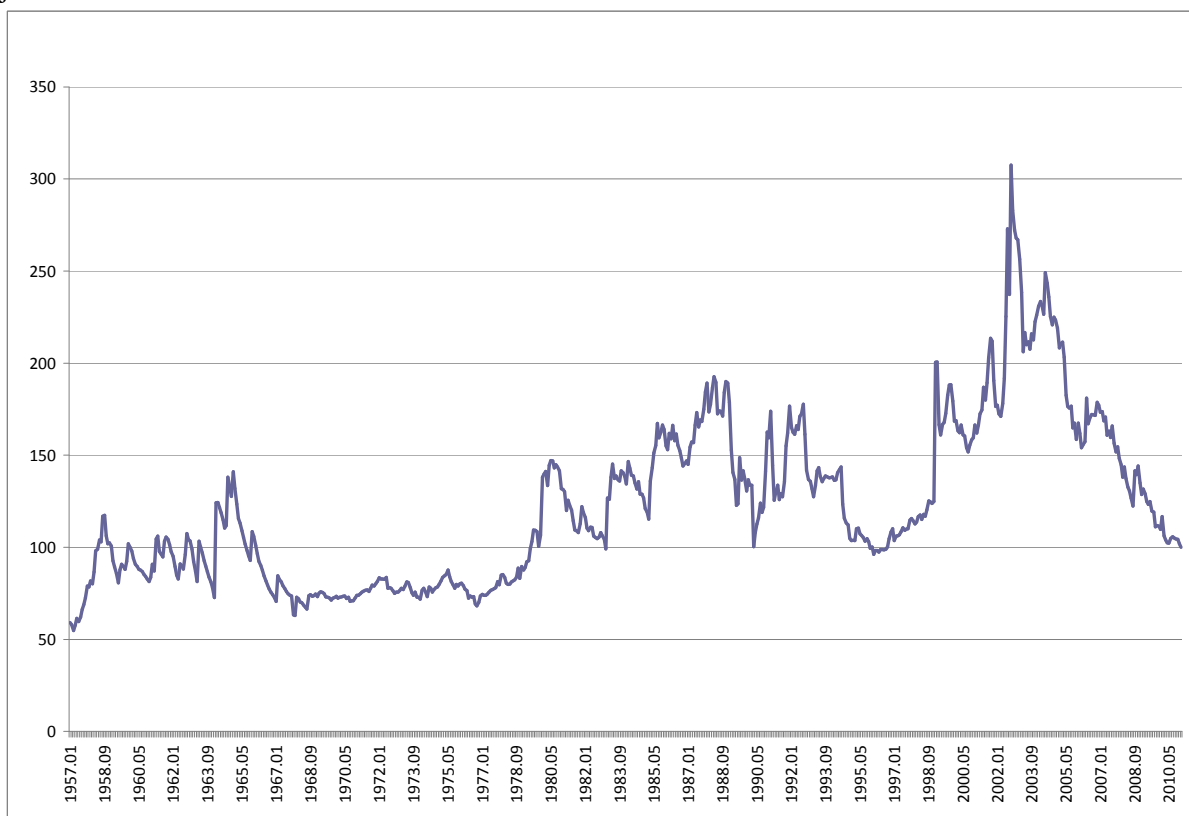
h. Finlândia



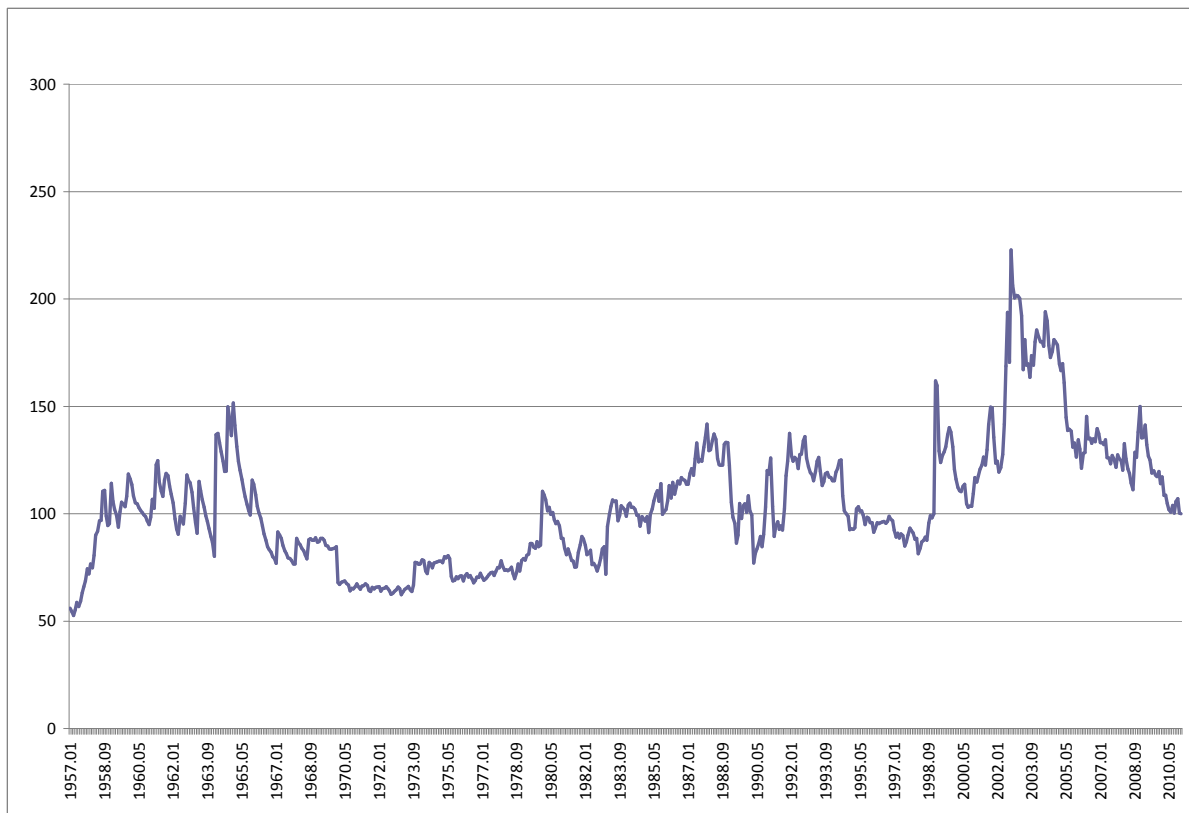
i. França



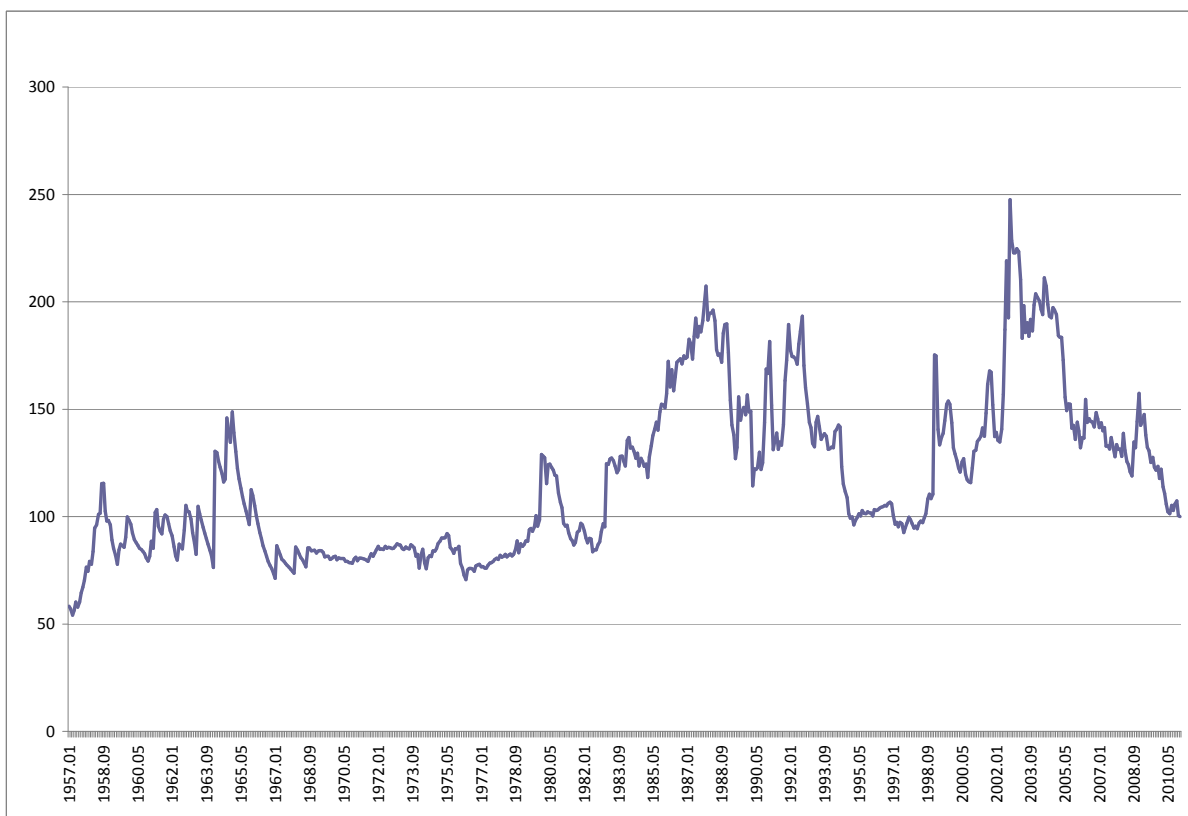
j. Reino Unido



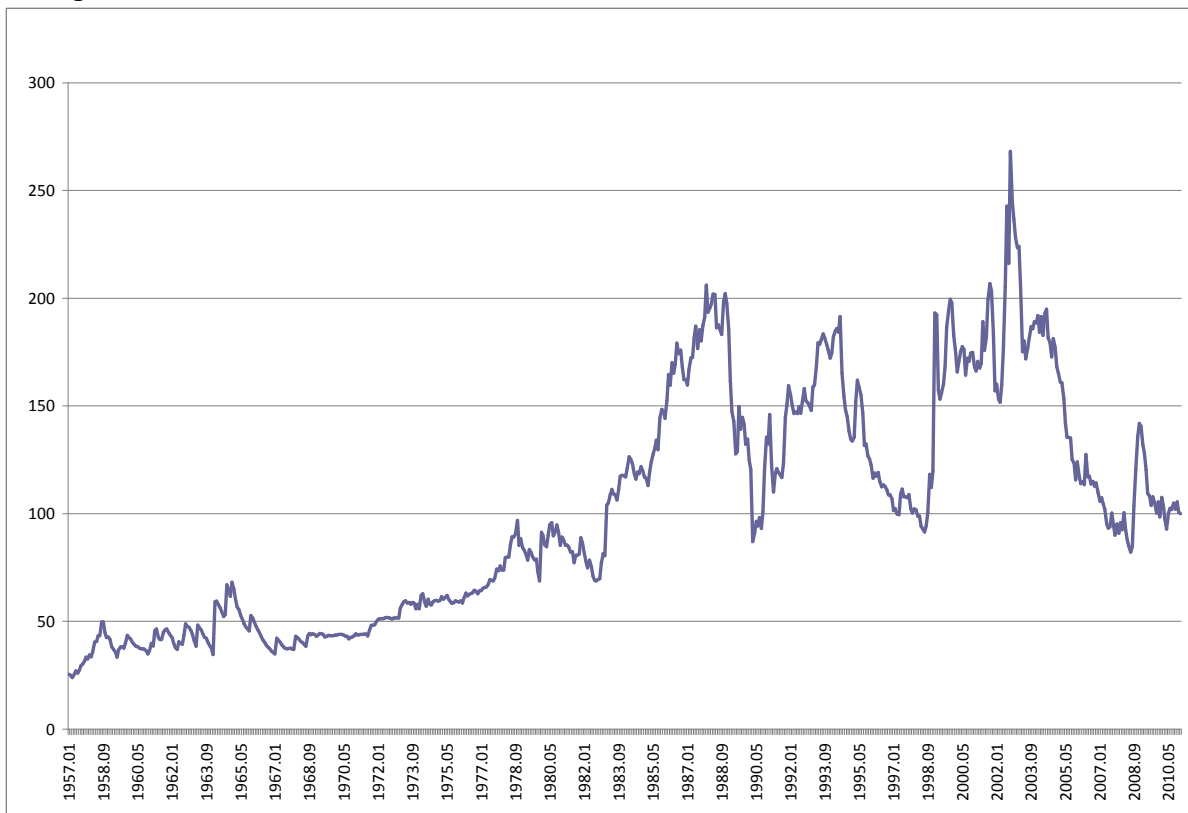
k. Grécia



l. Itália



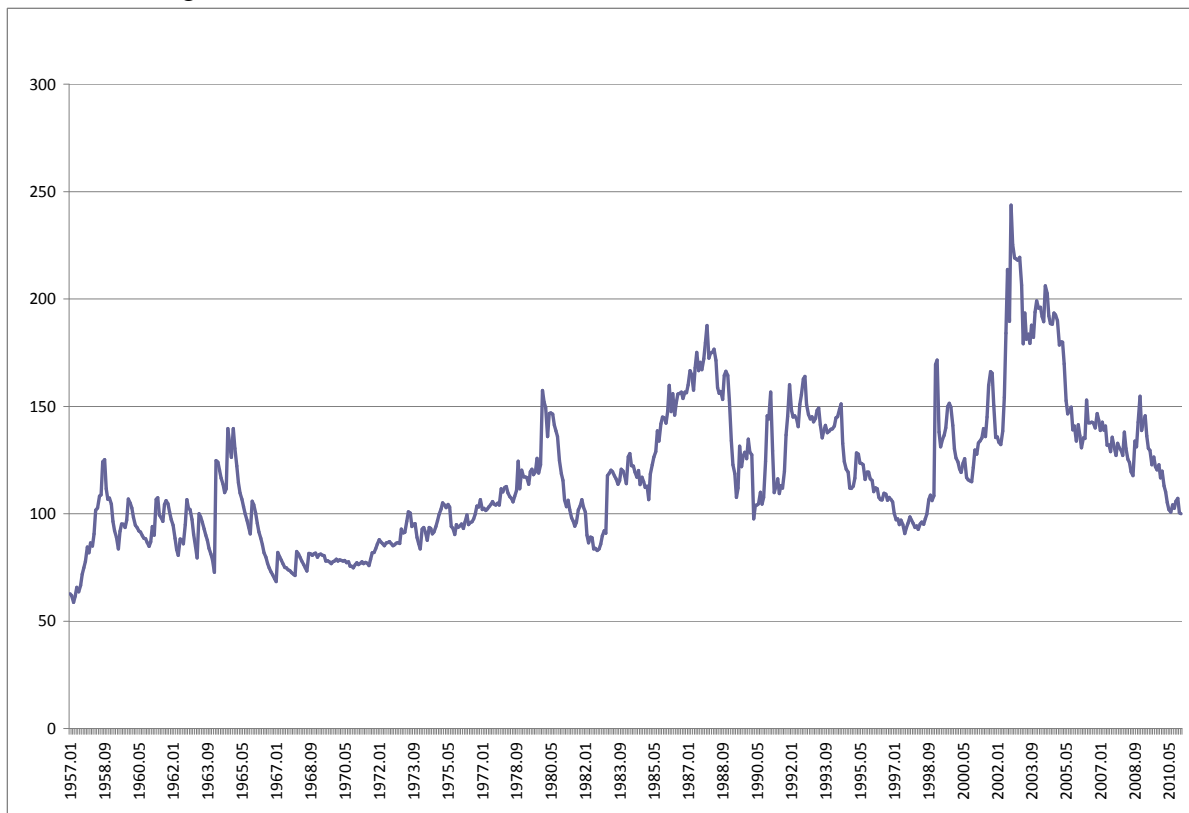
m. Japão



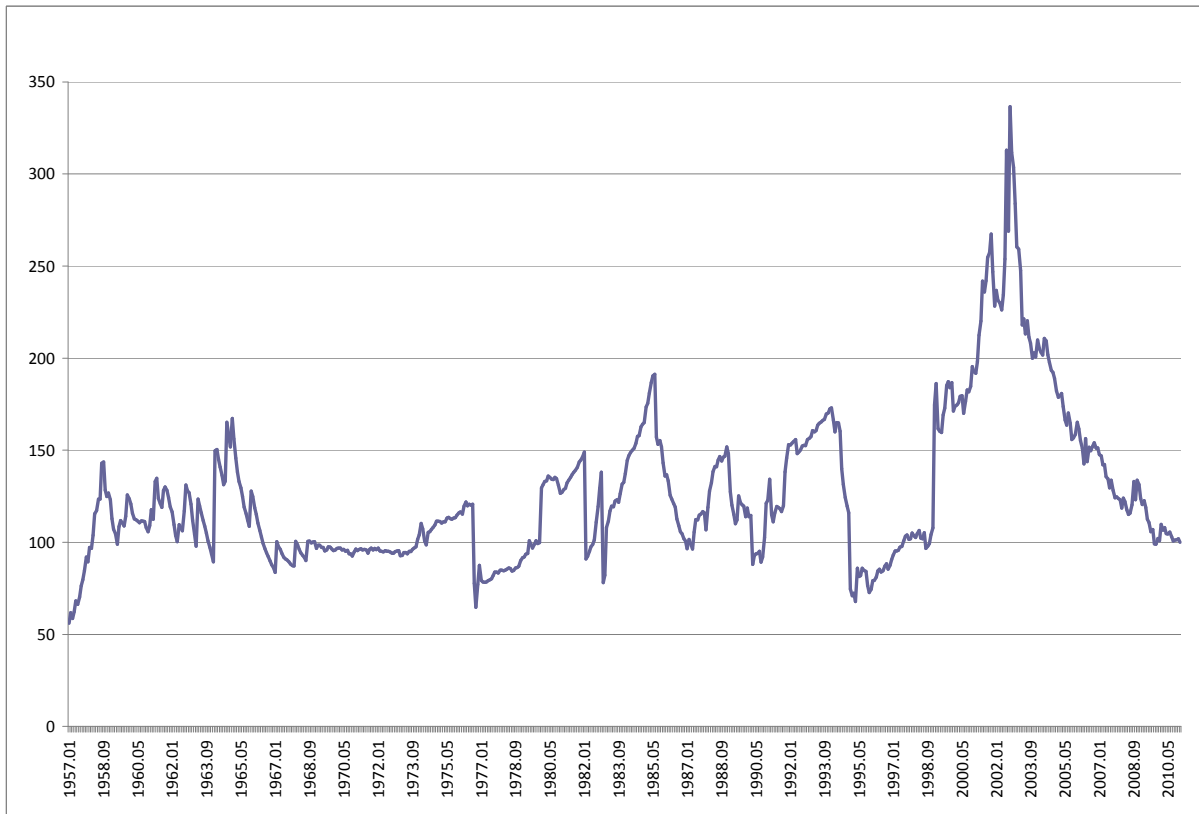
n. Coréia



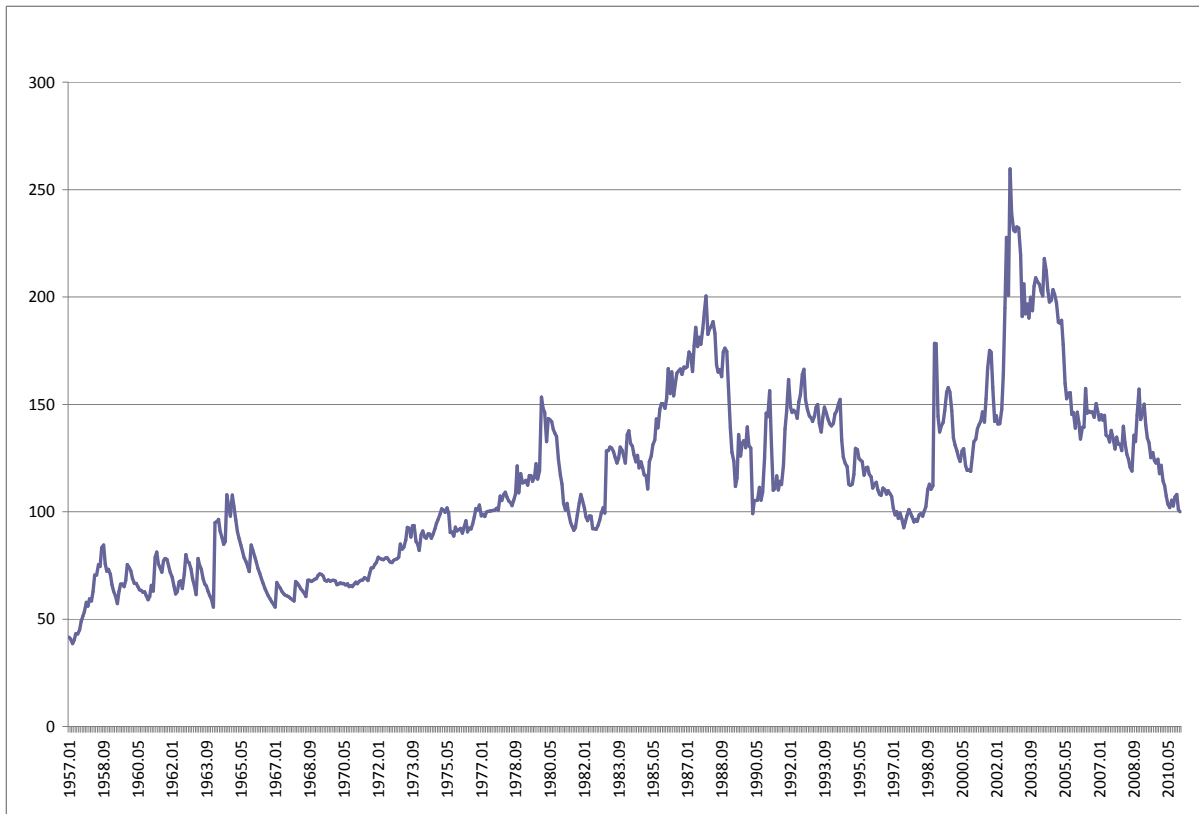
o. Luxemburgo



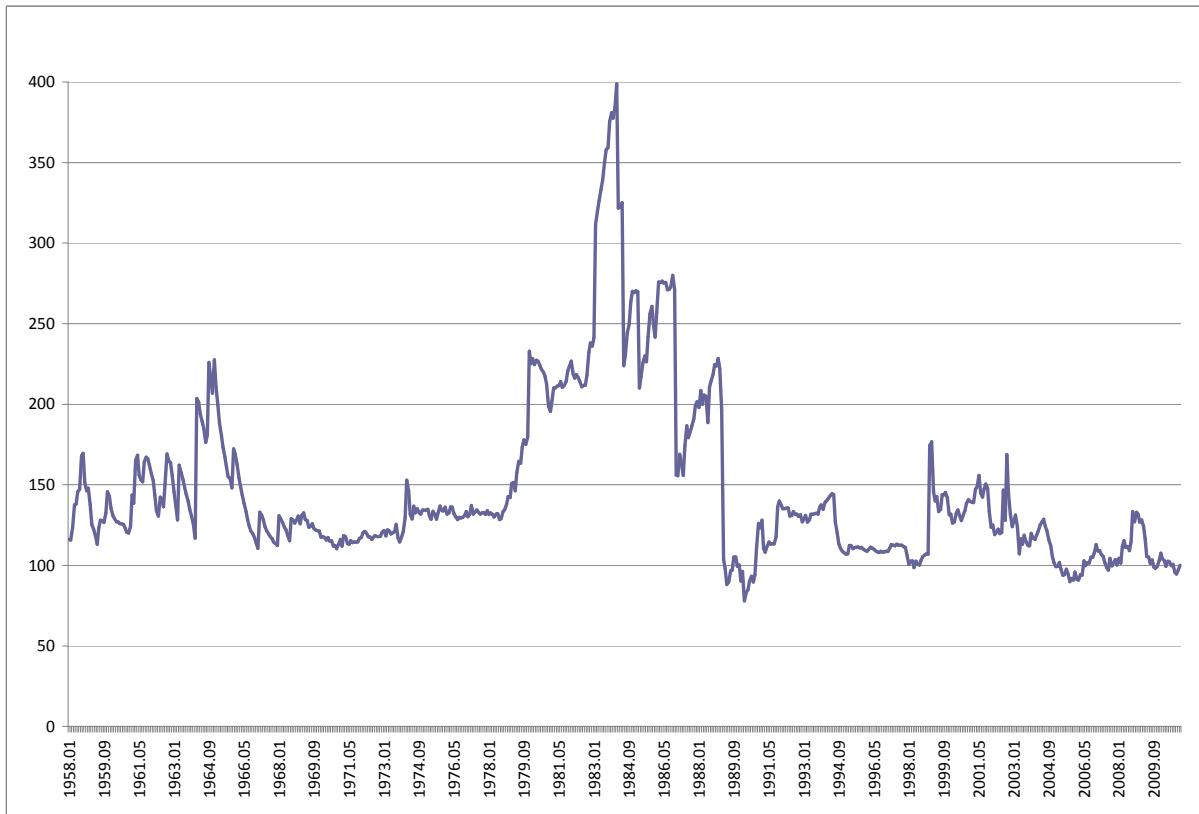
p. México



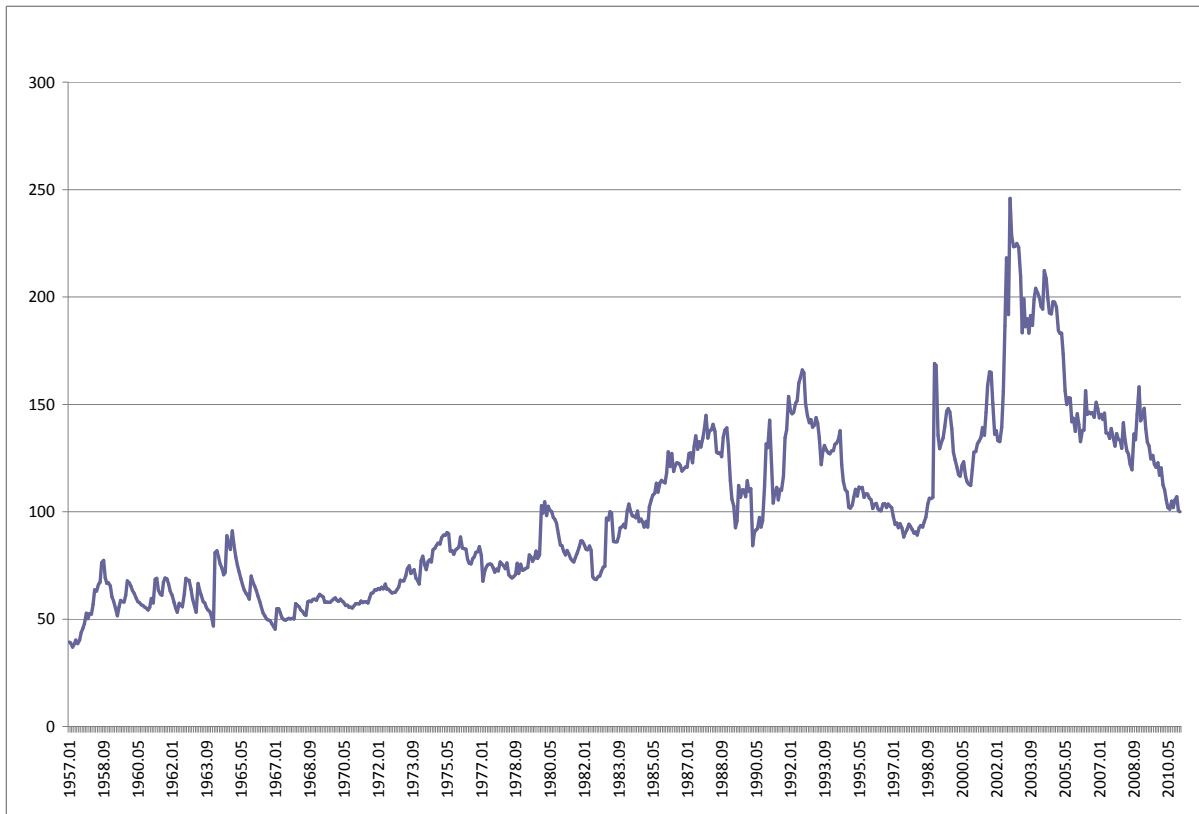
q. Holanda



r. Paraguay



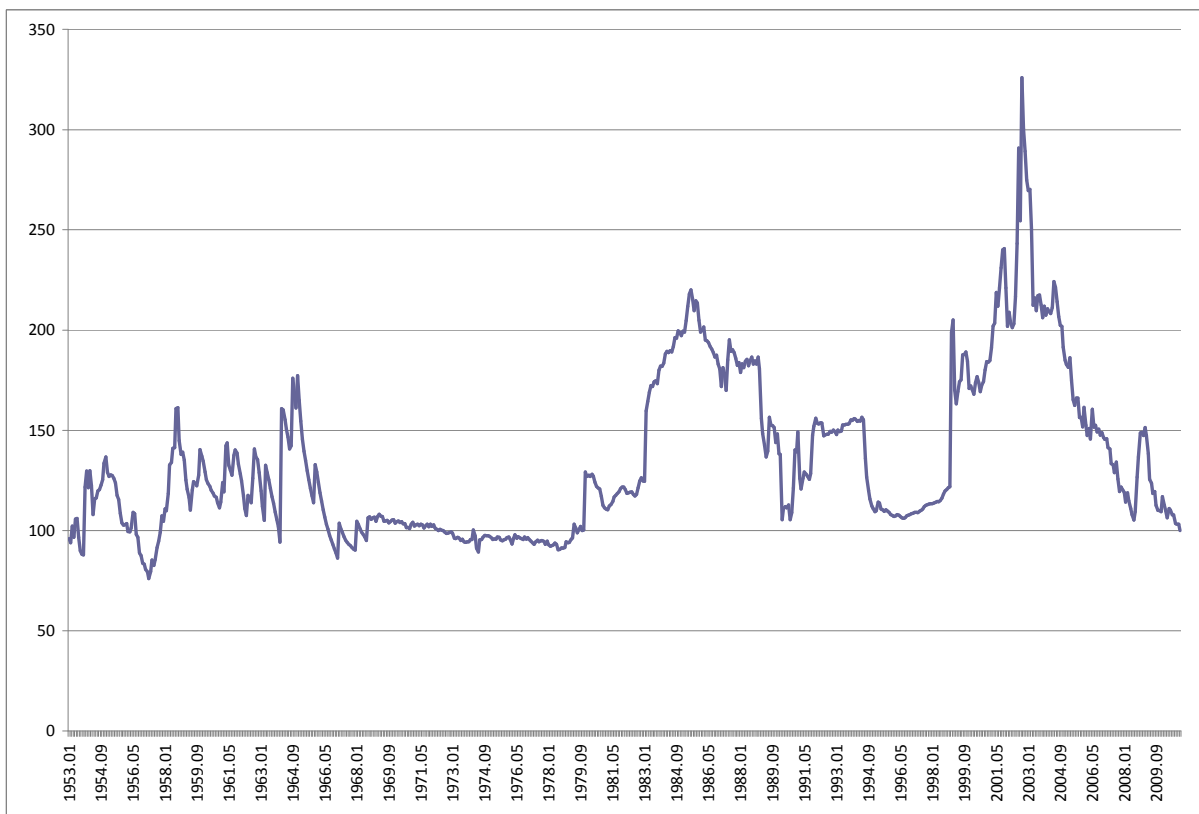
s. Portugal



t. Uruguay



u. Estados Unidos



8.2 Resultados e ordens dos modelos autoregressivos

a) Argentina

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.972079 | 0.9253 | 0.8601 | 0.7257 |
| ADF | -2.9759 | -2.835044 | -2.7823 | -2.8030 |
| <i>p-valor</i> | 0.0378 | 0.0552 | 0.0643 | 0.0649 |
| PP | -3.181617 | -2.835044 | -3.0133 | -2.7427 |
| <i>p-valor</i> | 0.0216 | 0.0552 | 0.0369 | 0.0740 |
| KPSS | 0.728153 | 0.534099 | 0.4399 | 0.3981 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.04 | 2.23 | 2.30 | 2.16 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.972079 | 0.911567 | 0.8026 | 0.6222 |
| ADF | -2.9759 | -3.090907 | -3.3370 | -3.3472 |
| <i>p-valor</i> | 0.0378 | 0.0288 | 0.0157 | 0.0177 |
| PP | -3.181617 | -3.090907 | -3.4297 | -3.1511 |
| <i>p-valor</i> | 0.0216 | 0.0288 | 0.0121 | 0.0290 |
| KPSS | 0.728153 | 0.525293 | 0.4065 | 0.3281 |
| Meia-Vida | 2.04 | 1.87 | 1.58 | 1.46 |

b) Áustria

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(3) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.981987 | 0.962162 | 0.9316 | 0.8845 |
| ADF | -2.562112 | -2.239919 | -2.1447 | -1.9929 |
| <i>p-valor</i> | 0.1015 | 0.1929 | 0.2279 | 0.2890 |
| PP | -2.397563 | -2.253262 | -2.1447 | -2.0384 |
| <i>p-valor</i> | 0.1428 | 0.1884 | 0.2279 | 0.2700 |
| KPSS | 2.200782 | 1.424082 | 1.0144 | 0.0896 |
| Meia-Vida (em anos) | 3.18 | 4.49 | 4.89 | 5.65 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.981987 | 0.945369 | 0.8990 | 0.8466 |
| ADF | -2.562112 | -2.608708 | -2.5331 | -2.1869 |
| <i>p-valor</i> | 0.1015 | 0.0927 | 0.1106 | 0.2133 |
| PP | -2.397563 | -2.444135 | -2.4457 | -2.1304 |
| <i>p-valor</i> | 0.1428 | 0.131 | 0.1319 | 0.2340 |
| KPSS | 2.200782 | 1.406798 | 0.9847 | 0.7518 |
| Meia-Vida | 3.18 | 3.08 | 3.26 | 4.16 |

c) Bélgica

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.972509 | 0.942322 | 0.8985 | 0.8261 |
| ADF | -3.124034 | -2.692482 | -2.5670 | -2.3984 |
| <i>p-valor</i> | 0.0253 | 0.0770 | 0.1030 | 0.1470 |
| PP | -2.973002 | -2.754662 | -2.5670 | -2.4951 |
| <i>p-valor</i> | 0.038 | 0.0667 | 0.1030 | 0.1224 |
| KPSS | 1.812056 | 1.20837 | 0.8902 | 0.7298 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.07 | 2.92 | 3.24 | 3.63 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.972509 | 0.917495 | 0.8482 | 0.7705 |
| ADF | -3.124034 | -3.176852 | -3.0801 | -2.6537 |
| <i>p-valor</i> | 0.0253 | 0.0227 | 0.0311 | 0.0890 |
| PP | -2.973002 | -3.012079 | -3.0465 | -2.6576 |
| <i>p-valor</i> | 0.038 | 0.0353 | 0.0339 | 0.0883 |
| KPSS | 1.812056 | 1.179632 | 0.8472 | 0.646661 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.07 | 2.01 | 2.11 | 2.66 |

d) Canadá

| Media | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.968016 | 0.924399 | 0.8779 | 0.7885 |
| ADF | -3.286465 | -3.222838 | -2.6916 | -2.5067 |
| <i>p-valor</i> | 0.0159 | 0.0200 | 0.0788 | 0.1196 |
| PP | -3.214902 | -2.862816 | -2.9005 | -2.7901 |
| <i>p-valor</i> | 0.0196 | 0.0515 | 0.0486 | 0.0665 |
| KPSS | 0.41897 | 0.285926 | 0.2196 | 0.1926 |
| Meia-Vida (em anos) | 1.78 | 2.20 | 2.66 | 2.92 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.968016 | 0.903406 | 0.8298 | 0.6950 |
| ADF | -3.286465 | -3.360178 | -3.1777 | -3.0192 |
| <i>p-valor</i> | 0.0159 | 0.0135 | 0.0241 | 0.0395 |
| PP | -3.214902 | -3.321271 | -3.2722 | -3.0970 |
| <i>p-valor</i> | 0.0196 | 0.0151 | 0.0187 | 0.0328 |
| KPSS | 0.41897 | 0.268914 | 0.2052 | 0.1539 |
| Meia-Vida | 1.78 | 1.71 | 1.86 | 1.91 |

e) Colômbia

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Estrutura | AR(3) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.962517 | 0.917469 | 0.8442 | 0.7713 |
| ADF | -3.761622 | -3.614935 | -2.8049 | -2.6599 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.0035</i> | <i>0.0062</i> | <i>0.0610</i> | <i>0.0878</i> |
| PP | -3.641597 | -3.28845 | -3.3536 | -2.7350 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.0053</i> | <i>0.0166</i> | <i>0.0149</i> | <i>0.0749</i> |
| KPSS | 0.414648 | 0.284502 | 0.2165 | 0.1864 |
| Meia-Vida (em anos) | 1.51 | 2.01 | 2.05 | 2.67 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Estrutura | AR(3) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.962517 | 0.88358 | 0.7860 | 0.5953 |
| ADF | -3.761622 | -3.738158 | -3.8835 | -3.5736 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.0035</i> | <i>0.0042</i> | <i>0.003</i> | <i>0.0096</i> |
| PP | -3.641597 | -3.650035 | -3.9441 | -3.5238 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.0053</i> | <i>0.0056</i> | <i>0.0025</i> | <i>0.0110</i> |
| KPSS | 0.414648 | 0.294659 | 0.2343 | 0.1769 |
| Meia-Vida | 1.51 | 1.40 | 1.44 | 1.34 |

f) Alemanha

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.952007 | 0.898498 | 0.8256 | 0.7150 |
| ADF | -2.321308 | -1.909633 | -1.7614 | -1.5260 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.1661</i> | <i>0.3264</i> | <i>0.3935</i> | <i>0.4992</i> |
| PP | -2.337698 | -2.01593 | -1.8729 | -1.6800 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.1611</i> | <i>0.2796</i> | <i>0.3412</i> | <i>0.4248</i> |
| KPSS | 0.23714 | 0.155338 | 0.1234 | 0.1132 |
| Meia-Vida (em anos) | 1.17 | 1.62 | 1.81 | 2.07 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.952007 | 0.873366 | 0.7792 | 0.6523 |
| ADF | -2.321308 | -2.2192 | -2.0639 | -1.7735 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.1661</i> | <i>0.2013</i> | <i>0.2597</i> | <i>0.3811</i> |
| PP | -2.337698 | -2.317594 | -2.1405 | -1.8321 |
| <i>p-valor</i> | <i>0.1611</i> | <i>0.1691</i> | <i>0.2306</i> | <i>0.3547</i> |
| KPSS | 0.23714 | 0.155259 | 0.1184 | 0.1099 |
| Meia-Vida | 1.17 | 1.28 | 1.39 | 1.62 |

g) Espanha

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-------------|-------------|-----------|------------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.982933 | 0.966936 | 0.9388 | 0.8955 |
| ADF | -2.473483 | -2.138305 | -1.7614 | -1.8573 |
| <i>p-valor</i> | 0.1225 | 0.2300 | 0.3935 | 0.3495 |
| PP | -2.302337 | -2.138996 | -1.8729 | -1.9260 |
| <i>p-valor</i> | 0.1716 | 0.2297 | 0.123402 | 0.3182 |
| KPSS | 2.19721 | 1.4142 | 1.002381 | 0.7977 |
| Meia-Vida (em anos) | 3.355477622 | 5.153821813 | 5.4839 | 6.28220068 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-------------|-------------|-------------|-----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(2) | AR(1) |
| Rho | 0.982933 | 0.94963 | 0.922349 | 0.854727 |
| ADF | -2.473483 | -2.478732 | -3.216186 | -2.090586 |
| <i>p-valor</i> | 0.1225 | 0.1221 | 0.0868 | 0.2492 |
| PP | -2.302337 | -2.473332 | -3.3254 | -2.0462 |
| <i>p-valor</i> | 0.1716 | 0.1235 | 0.0677 | 0.2669 |
| KPSS | 2.19721 | 1.401496 | 0.977114 | 0.7420 |
| Meia-Vida | 3.355477622 | 3.352888153 | 4.287600162 | 4.4157 |

h) Finlândia

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-------------|-------------|-----------|------------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.974933 | 0.950307 | 0.9180 | 0.8616 |
| ADF | -2.896918 | -2.389885 | -2.1808 | -2.0311 |
| <i>p-valor</i> | 0.0462 | 0.1458 | 0.2145 | 0.2731 |
| PP | -2.613376 | -2.383694 | -2.2383 | -2.1521 |
| <i>p-valor</i> | 0.0907 | 0.1476 | 0.1942 | 0.2259 |
| KPSS | 1.202305 | 0.79035 | 0.576346 | 0.4752 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.275311708 | 3.399767581 | 4.0530 | 4.65199034 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-------------|-------------|-------------|-----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.974933 | 0.927967 | 0.872752 | 0.788195 |
| ADF | -2.896918 | -2.875093 | -2.707044 | -2.514548 |
| <i>p-valor</i> | 0.0462 | 0.05 | 0.0761 | 0.1178 |
| PP | -2.613376 | -2.875093 | -2.6043 | -2.4906 |
| <i>p-valor</i> | 0.0907 | 0.05 | 0.0953 | 0.1234 |
| KPSS | 1.202305 | 0.780762 | 0.551422 | 0.4295 |
| Meia-Vida | 2.275311708 | 2.317935589 | 2.546390952 | 2.9123 |

i) França

| Media | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-------------|-------------|-----------|------------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.970364 | 0.930099 | 0.8905 | 0.8127 |
| ADF | -3.192466 | -2.712747 | -2.5954 | -2.4187 |
| <i>p-valor</i> | 0.0209 | 0.0735 | 0.0971 | 0.1416 |
| PP | -3.061855 | -2.775997 | -2.5954 | -2.5059 |
| <i>p-valor</i> | 0.03 | 0.0634 | 0.0971 | 0.1198 |
| KPSS | 1.573583 | 1.056357 | 0.784159 | 0.6475 |
| Meia-Vida (em anos) | 1.920031458 | 2.391341973 | 2.9873 | 3.34208875 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-------------|-------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.970364 | 0.910451 | 0.8395 | 0.7565 |
| ADF | -3.192466 | -3.260272 | -3.1179 | -2.7154 |
| <i>p-valor</i> | 0.0209 | 0.018 | 0.0282 | 0.0781 |
| PP | -3.061855 | -3.16196 | -3.077229 | -2.7043 |
| <i>p-valor</i> | 0.03 | 0.0237 | 0.0313 | 0.0800 |
| KPSS | 1.573583 | 1.034691 | 0.7561 | 0.5851 |
| Meia-Vida | 1.920031458 | 1.847107922 | 1.9806 | 2.4838 |

j) Reino Unido

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-------------|-------------|-----------|-----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.979666 | 0.950291 | 0.9198 | 0.8769 |
| ADF | -2.668082 | -2.323248 | -2.2341 | -1.9680 |
| <i>p-valor</i> | 0.0802 | 0.1656 | 0.1957 | 0.2997 |
| PP | -2.627003 | -2.322359 | -2.2364 | -2.1335 |
| <i>p-valor</i> | 0.088 | 0.1659 | 0.1948 | 0.2328 |
| KPSS | 1.747289 | 1.132839 | 0.81282 | 0.6587 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.811693978 | 3.398644919 | 4.1472 | 5.2779346 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.979666 | 0.940228 | 0.891456 | 0.812056 |
| ADF | -2.668082 | -2.676294 | -2.563519 | -2.349041 |
| <i>p-valor</i> | 0.0802 | 0.0798 | 0.1038 | 0.161 |
| PP | -2.627003 | -2.539122 | -2.4927 | -2.3481 |
| <i>p-valor</i> | 0.088 | 0.1077 | 0.1201 | 0.1613 |
| KPSS | 1.747289 | 1.109711 | 0.794605 | 0.6086 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.811693978 | 2.811596591 | 3.016327325 | 3.3295 |

k) Grécia

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.966092 | 0.932086 | 0.8887 | 0.8121 |
| ADF | -3.447825 | -2.898385 | -2.6720 | -2.4727 |
| <i>p-valor</i> | 0.0098 | 0.0472 | 0.0823 | 0.1278 |
| PP | -3.158519 | -2.888886 | -2.6720 | -2.5743 |
| <i>p-valor</i> | 0.023 | 0.0483 | 0.0823 | 0.1046 |
| KPSS | 1.328514 | 0.889408 | 0.65373 | 0.536064 |
| Meia-Vida (em anos) | 1.67 | 2.46 | 2.94 | 3.33 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|-------------|-------------|-------------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.966092 | 0.906446 | 0.8311 | 0.7184 |
| ADF | -3.447825 | -3.374596 | -3.2538 | -2.9681 |
| <i>p-valor</i> | 0.0098 | 0.0129 | 0.0196 | 0.0445 |
| PP | -3.158519 | -3.337348 | -3.222884 | -2.9681 |
| <i>p-valor</i> | 0.023 | 0.0144 | 0.0213 | 0.0445 |
| KPSS | 1.328514 | 0.872088 | 0.654841 | 0.5128 |
| Meia-Vida | 1.67 | 1.764203373 | 1.872819159 | 2.095994093 |

l) Itália

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.975202 | 0.940152 | 0.9075 | 0.8354 |
| ADF | -2.956329 | -2.572046 | -2.4307 | -2.3065 |
| <i>p-valor</i> | 0.0397 | 0.1004 | 0.1358 | 0.1737 |
| PP | -2.813765 | -2.64774 | -2.4307 | -2.3065 |
| <i>p-valor</i> | 0.0569 | 0.0851 | 0.1358 | 0.1737 |
| KPSS | 1.525712 | 1.011246 | 0.741157 | 0.608741 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.30 | 2.81 | 3.57 | 3.85 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.975202 | 0.924352 | 0.8587 | 0.7831 |
| ADF | -2.956329 | -3.026809 | -2.9518 | -2.5604 |
| <i>p-valor</i> | 0.0397 | 0.034 | 0.0429 | 0.1076 |
| PP | -2.813765 | -2.896533 | -2.913296 | -2.5667 |
| <i>p-valor</i> | 0.0569 | 0.0474 | 0.0471 | 0.1062 |
| KPSS | 1.525712 | 0.993146 | 0.710372 | 0.5376 |
| Meia-Vida | 2.30 | 2.20 | 2.28 | 2.83 |

m) Japão

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(3) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.988343 | 0.971945 | 0.9481 | 0.9109 |
| ADF | -2.088844 | -1.832525 | -1.8568 | -1.7413 |
| <i>p-valor</i> | 0.2494 | 0.3640 | 0.3515 | 0.4050 |
| PP | -2.029747 | -2.050942 | -1.9473 | -1.8515 |
| <i>p-valor</i> | 0.2741 | 0.2651 | 0.3097 | 0.3522 |
| KPSS | 2.167768 | 1.389565 | 0.9855 | 0.7805 |
| Meia-Vida (em anos) | 4.93 | 6.09 | 6.51 | 7.42 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.988343 | 0.961523 | 0.9260 | 0.8736 |
| ADF | -2.088844 | -2.1911 | -2.1577 | -2.0001 |
| <i>p-valor</i> | 0.2494 | 0.2102 | 0.2230 | 0.2860 |
| PP | -2.029747 | -2.1033 | -2.0729 | -1.9664 |
| <i>p-valor</i> | 0.2741 | 0.2437 | 0.2560 | 0.3004 |
| KPSS | 2.167768 | 1.3770 | 0.9703 | 0.7529 |
| Meia-Vida | 4.93 | 4.42 | 4.51 | 5.13 |

n) Coreia

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.973457 | 0.932692 | 0.8915 | 0.8289 |
| ADF | -2.524907 | -2.563496 | -2.0844 | -1.8482 |
| <i>p-valor</i> | 0.1101 | 0.1028 | 0.2514 | 0.3526 |
| PP | -2.462533 | -2.16653 | -2.0844 | -1.9655 |
| <i>p-valor</i> | 0.1254 | 0.2194 | 0.2514 | 0.3003 |
| KPSS | 0.696581 | 0.426625 | 0.3584 | 0.28964 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.15 | 2.49 | 3.02 | 3.69 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.973457 | 0.918679 | 0.8500 | 0.7116 |
| ADF | -2.524907 | -2.5688 | -2.4922 | -2.4800 |
| <i>p-valor</i> | 0.1101 | 0.1016 | 0.1211 | 0.1278 |
| PP | -2.462533 | -2.430187 | -2.416304 | -2.4047 |
| <i>p-valor</i> | 0.1254 | 0.1351 | 0.1405 | 0.1469 |
| KPSS | 0.696581 | 0.398798 | 0.312019 | 0.2215 |
| Meia-Vida | 2.15 | 2.04 | 2.13 | 2.04 |

o) Luxemburgo

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.968343 | 0.925434 | 0.8833 | 0.8018 |
| ADF | -3.331901 | -2.8534 | -2.7277 | -2.5348 |
| <i>p-valor</i> | 0.0139 | 0.0527 | 0.0727 | 0.1132 |
| PP | -3.158797 | -2.935146 | -2.7277 | -2.6666 |
| <i>p-valor</i> | 0.023 | 0.0430 | 0.0727 | 0.0866 |
| KPSS | 1.636989 | 1.106294 | 0.827694 | 0.688787 |
| Meia-Vida (em anos) | 1.80 | 2.24 | 2.79 | 3.14 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.968343 | 0.904473 | 0.8271 | 0.7379 |
| ADF | -3.331901 | -3.403286 | -3.2774 | -2.8290 |
| <i>p-valor</i> | 0.0139 | 0.0119 | 0.0184 | 0.0610 |
| PP | -3.158797 | -3.242426 | -3.276248 | -2.8256 |
| <i>p-valor</i> | 0.023 | 0.0189 | 0.0184 | 0.0615 |
| KPSS | 1.636989 | 1.075047 | 0.785147 | 0.6026 |
| Meia-Vida | 1.80 | 1.73 | 1.83 | 2.28 |

p) México

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.972914 | 0.933774 | 0.8819 | 0.7804 |
| ADF | -3.089931 | -3.136964 | -2.6911 | -2.8852 |
| <i>p-valor</i> | 0.0278 | 0.0254 | 0.0789 | 0.0540 |
| PP | -3.063413 | -2.888238 | -2.8268 | -2.8175 |
| <i>p-valor</i> | 0.0299 | 0.0484 | 0.0579 | 0.0626 |
| KPSS | 0.917606 | 0.635901 | 0.496971 | 0.4388 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.10 | 2.53 | 2.76 | 2.80 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|-----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.972914 | 0.919819 | 0.843017 | 0.667451 |
| ADF | -3.089931 | -3.090009 | -3.082202 | -3.211561 |
| <i>p-valor</i> | 0.0278 | 0.0288 | 0.0309 | 0.0248 |
| PP | -3.063413 | -3.155377 | -3.2378 | -3.2453 |
| <i>p-valor</i> | 0.0299 | 0.0241 | 0.0205 | 0.0228 |
| KPSS | 0.917606 | 0.605177 | 0.474621 | 0.3827 |
| Meia-Vida | 2.10 | 2.07 | 2.03 | 1.71 |

q) Holanda

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.979169 | 0.951036 | 0.9207 | 0.8640 |
| ADF | -2.771868 | -2.42737 | -2.3318 | -2.1827 |
| <i>p-valor</i> | 0.0629 | 0.1354 | 0.1640 | 0.2148 |
| PP | -2.637286 | -2.476626 | -2.3318 | -2.2554 |
| <i>p-valor</i> | 0.086 | 0.1226 | 0.1640 | 0.1900 |
| KPSS | 2.054196 | 1.343489 | 0.969232 | 0.780805 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.74 | 3.45 | 4.19 | 4.74 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.979169 | 0.936703 | 0.8846 | 0.8232 |
| ADF | -2.771868 | -2.824923 | -2.7171 | -2.3629 |
| <i>p-valor</i> | 0.0629 | 0.0565 | 0.0744 | 0.1570 |
| PP | -2.637286 | -2.683221 | -2.638181 | -2.3176 |
| <i>p-valor</i> | 0.086 | 0.0786 | 0.0886 | 0.1704 |
| KPSS | 2.054196 | 1.321235 | 0.93137 | 0.7117 |
| Meia-Vida | 2.74 | 2.65 | 2.83 | 3.56 |

r) Paraguai

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(2) | AR(3) | AR(1) |
| Rho | 0.974223 | 0.937301 | 0.9137 | 0.8145 |
| ADF | -2.855117 | -2.986896 | -1.9888 | -2.2087 |
| <i>p-valor</i> | 0.0514 | 0.0378 | 0.2914 | 0.2057 |
| PP | -2.894718 | -2.470245 | -2.2111 | -2.3305 |
| <i>p-valor</i> | 0.0465 | 0.1243 | 0.2037 | 0.1665 |
| KPSS | 0.411212 | 0.27281 | 0.2005 | 0.167456 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.21 | 2.68 | 3.84 | 3.38 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.974223 | 0.914053 | 0.8080 | 0.6912 |
| ADF | -2.855117 | -3.037085 | -3.2720 | -2.9788 |
| <i>p-valor</i> | 0.0514 | 0.0331 | 0.0187 | 0.0435 |
| PP | -2.894718 | -2.939168 | -2.95597 | -2.8372 |
| <i>p-valor</i> | 0.0465 | 0.0426 | 0.0425 | 0.0601 |
| KPSS | 0.411212 | 0.287115 | 0.223149 | 0.1902 |
| Meia-Vida | 2.21 | 1.93 | 1.63 | 1.88 |

s) Portugal

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.983171 | 0.964682 | 0.9358 | 0.8958 |
| ADF | -2.477349 | -2.160165 | -2.0649 | -1.8805 |
| <i>p-valor</i> | 0.1215 | 0.2217 | 0.2593 | 0.3388 |
| PP | -2.324196 | -2.166498 | -2.0943 | -1.9432 |
| <i>p-valor</i> | 0.1646 | 0.2193 | 0.2474 | 0.3106 |
| KPSS | 2.34961 | 1.512402 | 1.071652 | 0.850851 |
| Meia-Vida (em anos) | 3.40 | 4.82 | 5.22 | 6.30 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.983171 | 0.950558 | 0.9106 | 0.8535 |
| ADF | -2.477349 | -2.478194 | -2.3770 | -2.1326 |
| <i>p-valor</i> | 0.1215 | 0.1222 | 0.1507 | 0.2331 |
| PP | -2.324196 | -2.487394 | -2.292947 | -2.0657 |
| <i>p-valor</i> | 0.1646 | 0.1199 | 0.1761 | 0.2590 |
| KPSS | 2.34961 | 1.493121 | 1.051006 | 0.8068 |
| Meia-Vida | 3.40 | 3.42 | 3.70 | 4.37 |

t) Uruguai

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|----------|
| Estrutura | AR(3) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.973763 | 0.945051 | 0.9165 | 0.8330 |
| ADF | -2.461727 | -2.286875 | -1.9904 | -2.0122 |
| <i>p-valor</i> | 0.1256 | 0.1773 | 0.2906 | 0.2808 |
| PP | -2.975051 | -2.366621 | -1.9904 | -2.2791 |
| <i>p-valor</i> | 0.0379 | 0.1527 | 0.2906 | 0.1828 |
| KPSS | 1.476309 | 0.93671 | 0.716724 | 0.553875 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.17 | 3.07 | 3.97 | 3.79 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(3) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.973763 | 0.920248 | 0.8518 | 0.6610 |
| ADF | -2.461727 | -2.780419 | -2.7031 | -3.0957 |
| <i>p-valor</i> | 0.1256 | 0.063 | 0.0773 | 0.0338 |
| PP | -2.975051 | -2.683889 | -2.703143 | -3.0957 |
| <i>p-valor</i> | 0.0379 | 0.0787 | 0.0773 | 0.0338 |
| KPSS | 1.476309 | 0.90842 | 0.791503 | 0.6687 |
| Meia-Vida | 2.17 | 2.08 | 2.16 | 1.67 |

u) Estados Unidos

| Média | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|---------------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.97813 | 0.953666 | 0.9118 | 0.8516 |
| ADF | -2.776533 | -2.731321 | -2.2934 | -2.5070 |
| <i>p-valor</i> | 0.0622 | 0.0703 | 0.1759 | 0.1193 |
| PP | -2.781717 | -2.445778 | -2.5167 | -2.4633 |
| <i>p-valor</i> | 0.0614 | 0.1304 | 0.1142 | 0.1297 |
| KPSS | 0.993651 | 0.66317 | 0.499509 | 0.4292 |
| Meia-Vida (em anos) | 2.61 | 3.65 | 3.75 | 4.32 |

| Fim Período | Mensal | Trimestral | Semestral | Anual |
|----------------|-----------|------------|-----------|---------|
| Estrutura | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Rho | 0.97813 | 0.933135 | 0.8816 | 0.7663 |
| ADF | -2.776533 | -2.810166 | -2.6535 | -2.6525 |
| <i>p-valor</i> | 0.0622 | 0.0584 | (0.0854) | 0.0887 |
| PP | -2.781717 | -2.708835 | -2.728032 | -2.6787 |
| <i>p-valor</i> | 0.0614 | 0.074 | (0.0724) | 0.0840 |
| KPSS | 0.993651 | 0.632796 | 0.469346 | 0.3860 |
| Meia-Vida | 2.61 | 2.50 | 2.75 | 2.60 |

8.3 Tabela de parceiros e moedas

| Sigla | Parceiro |
|-------|----------------|
| ARG | Argentina |
| AST | Áustria |
| BEF | Bélgica |
| CAD | Canadá |
| COP | Colômbia |
| DEM | Alemanhã |
| ESP | Espanha |
| FIM | Finlândia |
| FRF | França |
| GBP | Reino Unido |
| GRD | Grécia |
| ITL | Itália |
| JPY | Japão |
| KOR | Coréia |
| LUF | Luxemburgo |
| MXN | México |
| NLG | Holanda |
| PAR | Paraguai |
| POR | Portugal |
| UGY | Uruguai |
| USD | Estados Unidos |

8.4 Tabela de Conversão das moedas europeias para o Euro

| País | Moeda | 1 euro |
|------------|-------|----------|
| Áustria | ATS | 13,7603 |
| Bélgica | BEF | 40,3399 |
| Finlândia | FIM | 5,94573 |
| França | FRF | 6,55957 |
| Alemanha | DEM | 1,95583 |
| Grécia | GRD | 340,75 |
| Irlanda | IEP | 0,787564 |
| Itália | ITL | 1936,27 |
| Luxemburgo | LUF | 40,3399 |
| Holanda | NLG | 2,20371 |
| Espanha | ESP | 166,386 |
| Portugal | PTE | 200,482 |

8.5 Tabela comparativa dos resultados médios das meias-vidas

| Periodicidade | MV agreg média | MV Fim Período | (MVag/ MV fp) | Média | Desv Padrao |
|---------------|----------------|----------------|---------------|-------|-------------|
| Trimestral | 3,15 | 2,31 | 1,363 | 36% | 10,40% |
| Semestral | 3,63 | 2,44 | 1,489 | 49% | 22,90% |
| Anual | 4,07 | 2,69 | 1,512 | 51% | 24,60% |

8.6 Teste de heteroscedasticidade de White (1980) dos resíduos do modelo não-linear

| Parceiro | F-statistic | Prob |
|----------------|-------------|--------|
| Estados Unidos | 1.6347 | 0.2011 |
| Argentina | 1.6123 | 0.2042 |
| Áustria | 12.2938 | 0.0004 |
| Bélgica | 0.4814 | 0.4878 |
| Canadá | 18.6955 | 0.0000 |
| Colômbia | 1.4867 | 0.2234 |
| Alemanha | 0.0018 | 0.9663 |
| Espanha | 0.8293 | 0.3625 |
| Finlândia | 0.5318 | 0.4659 |
| França | 0.2955 | 0.5867 |
| Reino Unido | 1.4274 | 0.2322 |
| Grécia | 0.2103 | 0.6466 |
| Itália | 0.4636 | 0.4959 |
| Japão | 3.6648 | 0.0556 |
| Coréia | 0.3427 | 0.5583 |
| Luxemburgo | 0.2791 | 0.5973 |
| México | 4.4037 | 0.0359 |
| Holanda | 0.9601 | 0.3272 |
| Paraguai | 15.7244 | 0.0001 |
| Portugal | 1.9812 | 0.1593 |
| Uruguay | 1.8323 | 0.1759 |

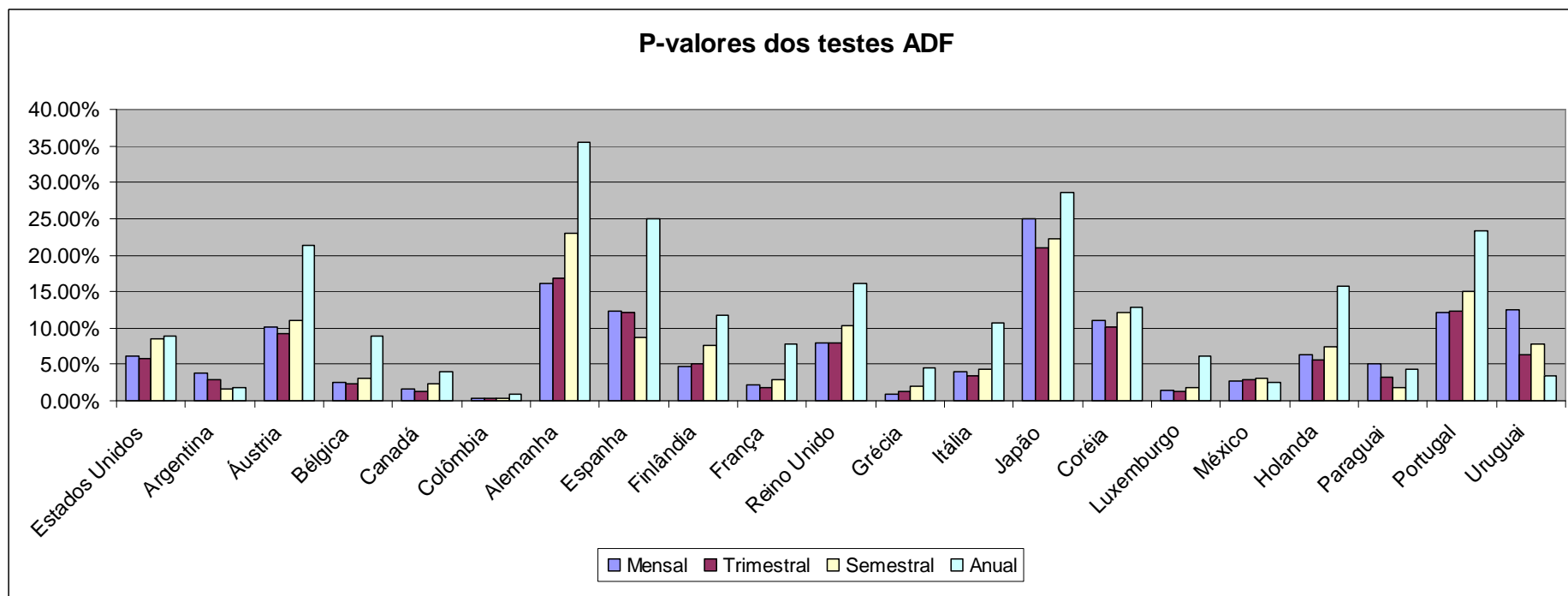
8.7 Testes de raiz unitária dos modelos lineares para frequência de dados mensais

| País | ADF | | | PP | | | DF GLS | | KPSS | |
|----------------|---------|---------|--------------|---------|---------|--------------|---------|--------------|--------|--------------|
| | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | Rejeito Ho a | t-stat | Rejeito Ho a |
| Estados Unidos | -2,7765 | 0,0622 | 10% | -2,7817 | 0,0614 | 10% | -2,0506 | 5% | 0,9937 | 1% |
| Argentina | -2,9759 | 0,0378 | 5% | -3,1816 | 0,0216 | 5% | -1,9912 | 5% | 0,7282 | 5% |
| Áustria | -2,5621 | 0,1015 | NR | -2,3976 | 0,1428 | NR | -1,1942 | NR | 2,2008 | 1% |
| Bélgica | -3,1240 | 0,0253 | 5% | -2,9730 | 0,0380 | 5% | -1,4639 | NR | 1,8121 | 1% |
| Canadá | -3,2865 | 0,0159 | 5% | -3,2149 | 0,0196 | 5% | -2,0275 | 5% | 0,4190 | 10% |
| Colômbia | -3,7616 | 0,0035 | 1% | -3,6416 | 0,0053 | 1% | -1,3656 | NR | 0,4146 | 10% |
| Alemanha | -2,3213 | 0,1661 | NR | -2,3377 | 0,1611 | NR | -2,0092 | 5% | 0,2371 | NR |
| Espanha | -2,4735 | 0,1225 | NR | -2,3023 | 0,1716 | NR | -1,2507 | NR | 2,1972 | 1% |
| Finlândia | -2,8969 | 0,0462 | 5% | -2,6134 | 0,0907 | 10% | -1,9055 | 10% | 1,2023 | 1% |
| França | -3,1925 | 0,0209 | 5% | -3,0619 | 0,0300 | 5% | -1,7392 | 10% | 1,5736 | 1% |
| Reino Unido | -2,6681 | 0,0802 | 10% | -2,6270 | 0,0880 | 10% | -1,4517 | NR | 1,7473 | 1% |
| Grécia | -3,4478 | 0,0098 | 1% | -3,1585 | 0,0230 | 5% | -1,6685 | 10% | 1,3285 | 1% |
| Itália | -2,9563 | 0,0397 | 5% | -2,8138 | 0,0569 | 10% | -1,4833 | NR | 1,5257 | 1% |
| Japão | -2,0888 | 0,2494 | NR | -2,0297 | 0,2741 | NR | -0,9635 | NR | 2,1678 | 1% |
| Coréia | -2,5249 | 0,1101 | NR | -2,4625 | 0,1254 | NR | -1,9884 | 5% | 0,6966 | 5% |
| Luxemburgo | -3,3319 | 0,0139 | 5% | -3,1588 | 0,0230 | 5% | -1,6105 | 10% | 1,6370 | 1% |
| México | -3,0899 | 0,0278 | 5% | -3,0634 | 0,0299 | 5% | -1,4885 | NR | 0,9176 | 1% |
| Holanda | -2,7719 | 0,0629 | 10% | -2,6373 | 0,0860 | 10% | -1,1737 | NR | 2,0542 | 1% |
| Paraguai | -2,8551 | 0,0514 | 10% | -2,8947 | 0,0465 | 5% | -2,5356 | 5% | 0,4112 | 10% |
| Portugal | -2,4773 | 0,1215 | NR | -2,3242 | 0,1646 | NR | -1,1481 | NR | 2,3496 | 1% |
| Uruguai | -2,4617 | 0,1256 | NR | -2,9751 | 0,0379 | 5% | -1,6467 | 10% | 1,4763 | 1% |

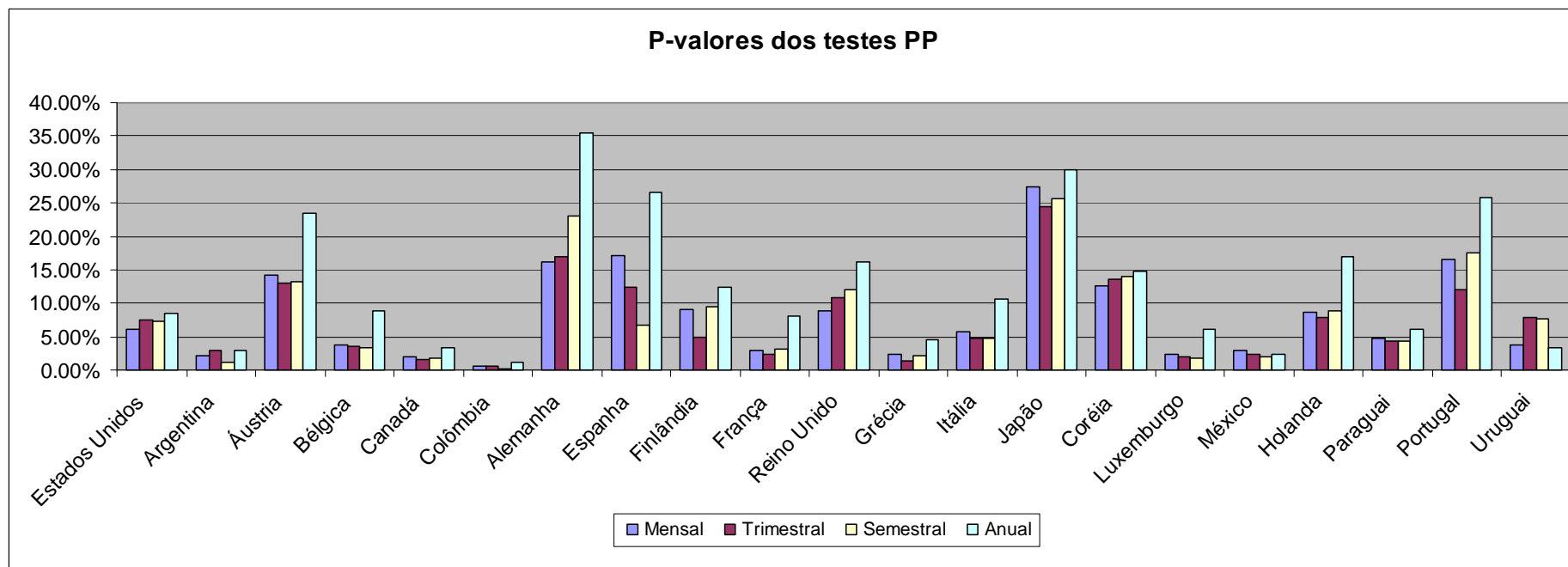
8.8 Testes de raiz unitária dos modelos lineares (incluindo DF GLS) para frequência de dados mensais

| País | ADF | | | PP | | | DF GLS | | KPSS | |
|----------------|---------|---------|--------------|---------|---------|--------------|---------|--------------|--------|--------------|
| | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | p-valor | Rejeito Ho a | t-stat | Rejeito Ho a | t-stat | Rejeito Ho a |
| Estados Unidos | -2,7765 | 0,0622 | 10% | -2,7817 | 0,0614 | 10% | -2,0506 | 5% | 0,9937 | 1% |
| Argentina | -2,9759 | 0,0378 | 5% | -3,1816 | 0,0216 | 5% | -1,9912 | 5% | 0,7282 | 5% |
| Áustria | -2,5621 | 0,1015 | NR | -2,3976 | 0,1428 | NR | -1,1942 | NR | 2,2008 | 1% |
| Bélgica | -3,1240 | 0,0253 | 5% | -2,9730 | 0,0380 | 5% | -1,4639 | NR | 1,8121 | 1% |
| Canadá | -3,2865 | 0,0159 | 5% | -3,2149 | 0,0196 | 5% | -2,0275 | 5% | 0,4190 | 10% |
| Colômbia | -3,7616 | 0,0035 | 1% | -3,6416 | 0,0053 | 1% | -1,3656 | NR | 0,4146 | 10% |
| Alemanha | -2,3213 | 0,1661 | NR | -2,3377 | 0,1611 | NR | -2,0092 | 5% | 0,2371 | NR |
| Espanha | -2,4735 | 0,1225 | NR | -2,3023 | 0,1716 | NR | -1,2507 | NR | 2,1972 | 1% |
| Finlândia | -2,8969 | 0,0462 | 5% | -2,6134 | 0,0907 | 10% | -1,9055 | 10% | 1,2023 | 1% |
| França | -3,1925 | 0,0209 | 5% | -3,0619 | 0,0300 | 5% | -1,7392 | 10% | 1,5736 | 1% |
| Reino Unido | -2,6681 | 0,0802 | 10% | -2,6270 | 0,0880 | 10% | -1,4517 | NR | 1,7473 | 1% |
| Grécia | -3,4478 | 0,0098 | 1% | -3,1585 | 0,0230 | 5% | -1,6685 | 10% | 1,3285 | 1% |
| Itália | -2,9563 | 0,0397 | 5% | -2,8138 | 0,0569 | 10% | -1,4833 | NR | 1,5257 | 1% |
| Japão | -2,0888 | 0,2494 | NR | -2,0297 | 0,2741 | NR | -0,9635 | NR | 2,1678 | 1% |
| Coréia | -2,5249 | 0,1101 | NR | -2,4625 | 0,1254 | NR | -1,9884 | 5% | 0,6966 | 5% |
| Luxemburgo | -3,3319 | 0,0139 | 5% | -3,1588 | 0,0230 | 5% | -1,6105 | 10% | 1,6370 | 1% |
| México | -3,0899 | 0,0278 | 5% | -3,0634 | 0,0299 | 5% | -1,4885 | NR | 0,9176 | 1% |
| Holanda | -2,7719 | 0,0629 | 10% | -2,6373 | 0,0860 | 10% | -1,1737 | NR | 2,0542 | 1% |
| Paraguai | -2,8551 | 0,0514 | 10% | -2,8947 | 0,0465 | 5% | -2,5356 | 5% | 0,4112 | 10% |
| Portugal | -2,4773 | 0,1215 | NR | -2,3242 | 0,1646 | NR | -1,1481 | NR | 2,3496 | 1% |
| Uruguai | -2,4617 | 0,1256 | NR | -2,9751 | 0,0379 | 5% | -1,6467 | 10% | 1,4763 | 1% |

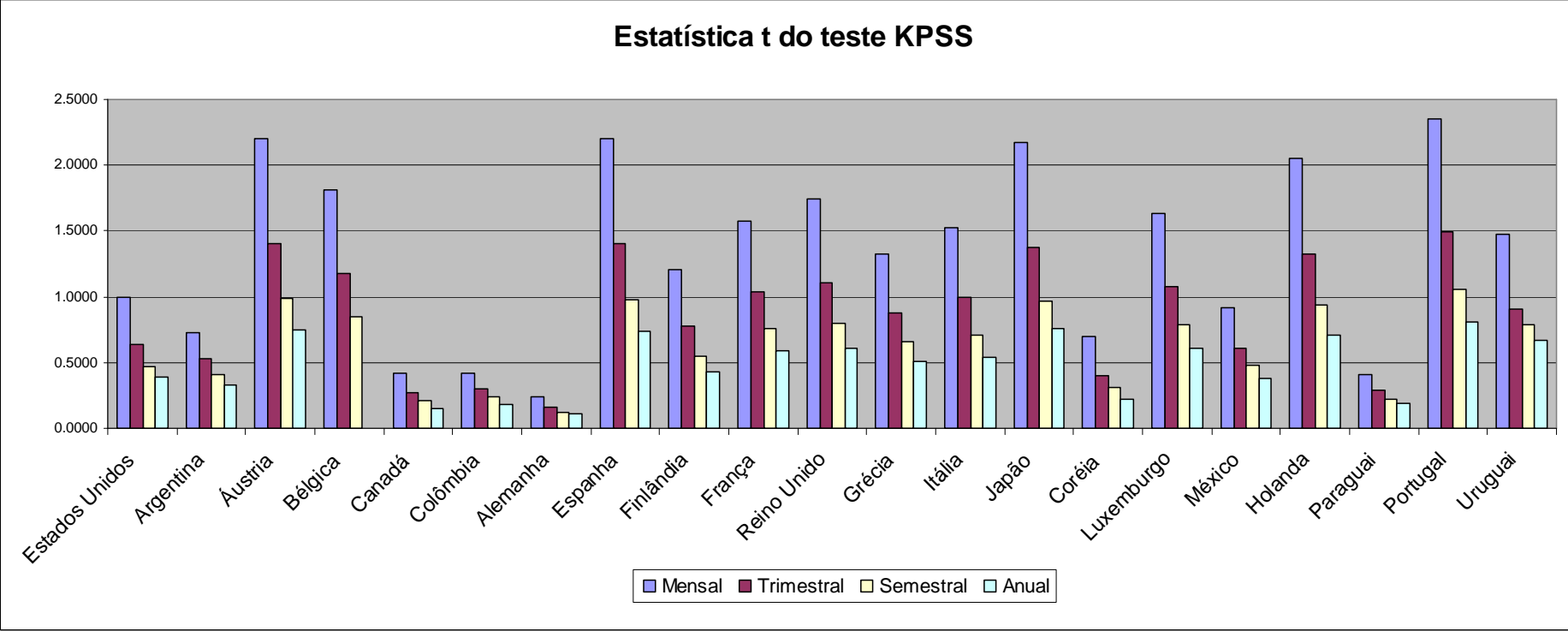
8.9 Comparativo entre os testes ADF das taxas reais de câmbio de final de período



8.10 Comparativo entre os testes PP das taxas reais de câmbio de final de período



8.11 Comparativo entre os testes KPSS das taxas reais de câmbio de final de período



8.12 Testes de não-linearidades (com e sem correção robusta à heteroscedasticidade)

| Moeda | Sem correcao | White |
|----------------|--------------|-----------|
| | Estat t | Estat t |
| Estados Unidos | -4.129349 | -2.056011 |
| Argentina | -3.230764 | -2.040776 |
| Austria | -2.257133 | -1.407959 |
| Belgica | -3.889233 | -2.852929 |
| Canada | 4.463612 | 1.654726 |
| Colombia | -4.135568 | -2.271819 |
| Alemanha | -2.958259 | -3.067546 |
| Espanha | -3.713103 | -2.687152 |
| Finlandia | -3.770122 | -3.014848 |
| Franca | -3.752288 | -2.918609 |
| Reino Unido | -3.900053 | -2.234658 |
| Grecia | -3.343463 | -2.639485 |
| Italia | -3.84776 | -2.932661 |
| Japao | -4.064539 | -2.216404 |
| Coreia | -4.094159 | -2.798377 |
| Luxemburgo | -3.672781 | -2.845319 |
| Mexico | -3.770373 | -1.671139 |
| Holanda | -3.792619 | -2.565349 |
| Paraguai | -2.788389 | -0.985499 |
| Portugal | -3.433988 | -2.091173 |
| Uruguay | -3.689533 | -2.243662 |

9. Anexos

9.1 Valores assintóticos para a estatística t do teste de raiz unitária DF/ADF/PP

| Nível de Significância | 1% | 2.50% | 5% | 10% |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|
| Valor Crítico | -3.43 | -3.12 | -2.86 | -2.57 |

Fonte: Dickey e Fuller (1979)

9.2 Valores assintóticos para a estatística t para o teste de raiz unitária KPSS

| Nível de Significância | 1% | 2.50% | 5% | 10% |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|
| Valor Crítico | 0.739 | 0.574 | 0.463 | 0.347 |

Fonte: Kwiatkowski et al.(1992)

9.3 Valores assintóticos para a estatística t do teste de não-linearidade

| Nível de Significância | 1% | 5% | 10% |
|------------------------|-------|-------|-------|
| Valor Crítico | -3,48 | -2,93 | -2,66 |

Fonte: Kapetanios et al.(2003)

9.4 Valores assintóticos para a estatística t para o teste de raiz unitária DF GLS

| Nível de Significância | 1% | 5% | 10% |
|------------------------|----------|----------|----------|
| Valor Crítico | -2,56854 | -1,94131 | -1,61637 |

Fonte: Elliot et alii (1996)