

Agregação Temporal e Não-Linearidade Afetam os Testes da Paridade do Poder de Compra: Evidência a Partir de Dados Brasileiros*

Oscar R. Simões[†], Emerson Fernandes Marçal[‡]

Conteúdo: 1. Introdução; 2. A Hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC); 3. Revisão da Literatura; 4. Descrição dos Dados e dos Modelos Econométricos Utilizados; 5. Resultados Obtidos; 6. Análise de Robustez dos Resultados; 7. Possíveis Extensões e Limitações ; 8. Conclusões.

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

Códigos JEL: F00, F31, C22, C52.

Este artigo analisa as séries de câmbio real brasileira calculada a partir de índices de preços ao consumidor para o Brasil e 21 parceiros comerciais no período de 1957 a 2010. O primeiro objetivo deste trabalho será o de avaliar a validade da Paridade do Poder de Compra (PPC) entre Brasil e seus parceiros comerciais através de diversos testes de raiz unitária (ADF, PP, KPSS, Kapetanios et alii (2003) e Bierens (1997)). O segundo objetivo consiste em investigar a hipótese de Taylor (2001) de que a meia-vida é superestimada quando os dados das séries são construídos a partir de um mecanismo de agregação temporal pela média e cujo processo gerador dos dados é linear. O trabalho apresenta elementos para confirmar o argumento de Taylor (2001) de que agregação temporal causa sérias distorções na estimação da meia-vida dos choques da PPC. Os resultados dos testes de raiz unitária lineares (PP e ADF) são desfavoráveis a PPC. Já o teste KPSS, de Kapetanios et alii (2003) e, de Bierens (1997) aplicados a base sem agregação temporal sugerem um cenário bem mais favorável a PPC.

This paper aims to analyze the Brazilian real exchange rate series based on consumer price indexes of 21 trading partners from 1957 to 2010. The

*Os autores agradecem aos professores Mauro Rodrigues Jr. e Lucas Ferraz por comentários feitos à uma versão prévia deste trabalho, bem como dois pareceristas anônimos. Os autores se eximem de qualquer responsabilidade por erros remanescentes.

[†]Mestre em Economia pela Fundação Getúlio Vargas (EESP-FGV).

[‡]Professor do CCSA-Mackenzie e Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada da Fundação Getúlio Vargas (EESP-FGV). E-mail: efmarcal@gmail.com



first objective is to test the Purchasing Power Parity hypothesis (PPP) using several unit root tests (ADF, PP, KPSS, Kapetanios et alii (2003) and Bierens (1997)). The second objective consists in investigating Taylor hypothesis that the half-life is overestimated when the data is time aggregated and its generating process is linear. Two main conclusions are drawn from the tests. There is clear evidence that the temporal aggregation distorts the half-life estimation as suggested by Taylor (2001). The result of traditional unit root tests suggests that unit root hypothesis cannot be rejected for most of the Brazilian trading partners, whereas the KPSS, (Kapetanios et alii, 2003) and Bierens (1997) tests applied to data without any temporal aggregation suggest the validity of PPP for most of the Brazilian trading partners.

1. INTRODUÇÃO

A paridade do poder de compra (PPC) serve de base para diversos modelos econômicos, no entanto, sua validade empírica vem sendo questionada em diversos estudos nas últimas décadas. Este trabalho procura contribuir a literatura da PPC analisando dois pontos. O primeiro ponto consiste em investigar o papel que a agregação temporal gera na estimação da meia-vida das taxas reais de câmbio e nos testes de raiz unitária para avaliar a validade da PPC. O segundo ponto diz respeito ao papel que possíveis não linearidades não modeladas geram nos testes da PPC.

No que tange ao primeiro objetivo, os resultados obtidos sugerem que a agregação temporal contribui para aumentar a meia-vida estimada através da agregação de dados agregados pela média. Os resultados sugerem a relevância da argumentação de Taylor (2001) de que a meia-vida seria superestimada quando o analista utiliza dados agregados temporalmente, fato este que explica parte da dificuldade em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária na série de câmbio real.

Na investigação do papel que não linearidades tem nos testes da PPC, realizou-se neste trabalho dois testes de raiz unitária robustos às possíveis não-linearidades dos dados:

- a) o teste de raiz unitária descrito em Kapetanios et alii (2003), que supõe um modelo ESTAR (modelo autoregressivo de transição exponencial suavizada) cuja hipótese alternativa à raiz unitária é que os dados seguem um processo não-linear globalmente estacionário e;
- b) o teste descrito em Bierens (1997) que consiste avaliar a presença de uma tendência não linear nos dados.

O trabalho utiliza dados de índices de preços ao consumidor para o Brasil e 21 parceiros comerciais com uma amostra longa que inicia em 1953 para a maioria dos países.¹

O trabalho procura trilhar algumas linhas ainda pouco exploradas nos estudos brasileiros da PPC. A literatura brasileira foca na relação Brasil-Estados Unidos. Embora o Estados Unidos seja um grande parceiro comercial brasileiro, não há razões para desconsiderar os demais. O segundo aspecto é a utilização de uma série longa de inflação brasileira, encadeando dois índices com metodologias de cálculo semelhantes. O terceiro aspecto é a utilização do teste confirmatório KPSS nas análises de raiz unitária das séries. O quarto aspecto consiste na aplicação de testes estatísticos cujas propriedades não dependem da hipótese de linearidade.

Este trabalho será desenvolvido em 8 seções, além desta Introdução. A Seção 2 será dedicada ao arcabouço teórico da PPC e a apresentação breve dos dois problemas a serem discutidos: problema de

¹As taxas de câmbio reais entre Brasil e seus parceiros foram calculadas utilizando como deflator brasileiro uma longa série encadeada do IGPC do Ministério do Trabalho (de 1953 a 1979) e INPC do IBGE (de 1979 a 2010).

agregação temporal e de não linearidade não modelada. Na Seção 3, é feita uma revisão da literatura brasileira sobre o tema. A Seção 4 traz a descrição dos dados e da metodologia econométrica utilizada neste trabalho. Na Seção 5 são apresentados os resultados do trabalho, sendo divididos em três blocos:

- a) testes lineares de raiz unitária e meia-vida;
- b) Teste de Kapetanios et alii (2003); e
- c) Teste de Bierens (1997).

A Seção 6 traz os testes lineares utilizando o IPCA como deflator e a Seção 7 traz as limitações e possíveis extensões deste trabalho. Por fim, a Seção 8 traz as conclusões deste trabalho.

2. A HIPÓTESE 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 Cassel²

2.1. O que é a hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC)

Como ponto de partida de qualquer definição de PPC, começamos pela Lei do Preço Único (LPU), cuja ideia 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 necessária para comprar 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 do 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 maior demanda 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 Lei do Preço Único (LPU) e da PPC. Taylor e 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 em que os países abandonaram o padrão ouro, gerando assim a necessidade 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:

²Cassel (1918).



$$\sum_{i=1}^N w_i p_t(i) = \sum_{i=1}^N w_i p_t^*(i) + s_t \quad (2)$$

na qual w_i é o peso de cada item nas cestas, doméstica e estrangeira.

Diversas hipóteses são necessárias para que o mecanismo de arbitragem da PPC seja efetivo em equalizar os preços entre as economias:

- a) cestas que compõem os índices de preços devem ser padronizadas;
- b) mercadorias devem ser homogêneas;
- c) informação perfeita;
- d) ausência de restrições ao livre fluxo de mercadorias;
- e) custos de transação nulos.

Caso a PPC seja válida para todos os bens continuamente então a partir de (1) é possível chegar a uma relação para os índices de preços:

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

em que q é a taxa real de câmbio e p denota os índices de preços agregados.

Caso haja algum tipo de imperfeição nos mercados, como rigidez de preços ou altos custos de arbitragem, é razoável supor que a PPC não vale continuamente, valendo apenas no longo prazo. Assim sendo, temos:

$$q_t = \psi(L)\varepsilon_t \quad (4)$$

em que $\psi(L)$ é um polinômio infinito e convergente e ε_t é um ruído branco.

Para verificarmos a validade da PPC, testa-se se a série calculada a partir de (3) apresenta reversão à média.

2.2. O problema da agregação temporal dos dados

Para ilustrar o problema da agregação temporal pela média, Taylor (2001) parte de um modelo autoregressivo (AR(1)) dado por (5) e calcula a meia-vida a partir de (6):

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que $|\rho| < 1$ e ε_t é um ruído branco.

$$H = \frac{\ln 0,5}{\ln \rho} \quad (6)$$

Utilizando a média anual como agregador temporal é possível mostrar que o processo resultante será um processo autoregressivo média móvel (ARMA). Estimando a meia-vida partir de dados mensais e de dados agregados anualmente, o autor demonstra que, no segundo caso, a meia vida é claramente superestimada.

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

$$H^* = H^*(P; \rho) = \frac{P \ln 0,5}{\ln \rho^{\frac{1}{P}}} \quad (7)$$

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 nos quais $P > H$, a distorção torna-se grande e não tem limite definido.

2.3. O problema de não-linearidades não modeladas:

Intuitivamente, se pensarmos na PPC como um mecanismo de equilíbrio baseado na arbitragem de mercadorias, não seria irrealista supor que, para níveis de arbitragem muito favoráveis (taxas reais de câmbio muito distantes do “equilíbrio”), o mecanismo de retorno a esse equilíbrio dar-se-á com maior intensidade, ou seja, para um desequilíbrio significativo, muitos serão os agentes querendo se apropriar de um possível e temporário lucro extraordinário, fazendo com que o movimento seja mais forte quando longe do equilíbrio e bem menos intenso, ou nulo, quando perto do equilíbrio. Desta forma, modelos lineares talvez não sejam os melhores para modelar séries com esse tipo de dinâmica.

Modelos especificados incorretamente podem afetar de maneira significativa os resultados dos testes.³ Bierens (1997), por exemplo, menciona que “se uma série temporal é estacionária ao redor de uma tendência [não linear] e, se a hipótese de raiz unitária é testada contra uma hipótese alternativa de estacionariedade (ao invés de estacionariedade ao redor de uma tendência), a hipótese de raiz unitária pode prevalecer pois processos estacionários ao redor de uma tendência [não linear] e processos com raiz unitária pode parecer bastante similares”.

3. REVISÃO DA LITERATURA

O trabalho atém-se à revisão dos principais trabalhos realizados para o Brasil, embora haja uma vasta literatura da PPC internacionalmente (Froot e Rogoff, 1994).

Um dos primeiros estudos que utilizou testes de raiz unitária para PPC com dados brasileiros foi Rossi (1991). Ele utiliza dados mensais da taxa de câmbio real do Brasil de 1980 a 1988, e testa quatro versões da taxa real de câmbio. Todas apresentaram raiz unitária. A base de dados de Rossi foi criticada por Zini Jr e Cati (1993) por ser muito pequena e por estar em um período no qual a política cambial era de minidesvalorizações, seguindo implicitamente uma regra similar à PPC, ou seja, viesada na direção da aceitação da mesma.

Kannebley Jr (2003), utilizando o ferramental de testes de raiz unitária com uma quebra estrutural descrito em Perron e Vogelsang (1992) e com duas quebras estruturais conforme Lee e Strazicich (1999), testou a validade da PPC 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.

Palaya 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 testes revelaram a não-validade da versão absoluta da PPC na maior parte dos casos analisados.

Pastore et alii (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 do 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 ao atacado.

Dado o baixo poder dos testes de raiz unitária, alguns autores optaram por utilizar séries longas de taxas reais de câmbio. Em Zini Jr e Cati (1993), testou-se a PPC absoluta para uma série longa de

³Para uma discussão sobre problemas de especificação incorreta, ver Michael et alii (1997).



dados de médias anuais de 1855 a 1990 entre o Brasil e um séries de preços internacionais calculadas a partir índice de preços do Reino Unido e Estados Unidos. Os autores rejeitaram a validade da PPC para o período em questão. Este estudo tem o mérito de trabalhar com uma série longa, mas padece do problema de agregação temporal. O mesmo vale para Fava et alii (2001) que utilizam a mesma base de dados.

No Brasil, diversos trabalhos foram publicados utilizando técnicas de cointegração. Os primeiros trabalhos utilizaram os testes de cointegração de Engle e Granger (1987). Um exemplo destes trabalhos 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 limitações inerentes ao 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 do 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 Jr e Cati (1993) criticaram o resultado do trabalho dado que o mesmo poderia estar viesado pelo período utilizado, conforme crítica já feita anteriormente a Rossi (1991).

Palaya 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 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 distintos,⁴ 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) utilizaram dados mensais entre 1980 e 1994 e 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, mas não houve rejeição, enquanto aquela calculada com índices de preços ao produtor rejeitou a validade da PPC absoluta. Contudo, os autores encontram evidências fracas de que os desvios da PPC estivessem ligados ao diferencial de taxas de juros dos países.

Um trabalho que não lida com a validação da PPC diretamente, mas com a análise dos desvios da LPU para produtos específicos é Leal (2009), que 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 consegue validar efetivamente a LPU.

Terra e Vahia (2008) realizam testes para PPC para uma amostra de 16 países industrializados usando diversos tipos de índices na construção da séries de taxa de câmbio real: índices de preços ao consumidor, no atacado, deflator implícito do PIB e custo unitário do trabalho. Os melhores resultados em termos de rejeição da nula de raiz unitária foram obtidos para o teste DF-GLS nas séries com índice de preços no atacado. Os autores utilizam os dados do FMI em frequência trimestral de 1975 a 2002, dado que nem todas as séries estão disponíveis para todos os períodos. Entretanto, estes dados são agregados

⁴De 1974 a 1985 e de 1986 a 1997.

temporalmente. Em estando correto o argumento de Taylor (2001) sobre agregação temporal, os autores poderiam provavelmente ter obtido um número maior de rejeições da hipótese de raiz unitária do que a reportada.

Um ponto que vem sendo estudado na literatura internacional e, mais recentemente no Brasil, é relacionado a discussões relativas à não-linearidade da PPC.

No Brasil, há o estudo sobre não-linearidade da taxa de câmbio real feito por Freixo e Barbosa (2004). Neste artigo, é apresentado um modelo não-linear autoregressivo com transição suavizada (STAR), conforme proposto em Granger e Teräsvirta (1993). O teste é feito utilizando dados norte-americanos e brasileiros no período de 1959 e 2004. 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.

4. DESCRIÇÃO DOS DADOS E DOS MODELOS ECONÔMICOS UTILIZADOS

4.1. Base de Dados

Os dados deste trabalho foram obtidos de três fontes diferentes e cobrem os períodos mostrados na Tabela 1. Os 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 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 foram obtidos do banco de dados on-line do Fundo Monetário Internacional (<http://www.imfstatistics.org>).

Os dados de câmbio 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 foram calculadas com base nas taxas de câmbio cruzadas entre o país em questão e o dólar americano, e posteriormente entre o dólar americano e a moeda brasileira. Os dados das diversas moedas contra o dólar americano foram obtidos do banco de dados on-line do FMI, conforme endereço mencionado anteriormente.⁵

⁵Para 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.



Tabela 1: Parceiros comerciais utilizados e período amostral das séries utilizadas

Parceiro	Amostra	
	Início	Final
Argentina	1959	2010
Áustria	1957	2010
Bélgica	1957	2010
Canadá	1957	2010
Colômbia	1957	2010
Alemanha	1991	2010
Espanha	1957	2010
Finlândia	1957	2010
França	1957	2010
Reino Unido	1957	2010
Grécia	1957	2010
Itália	1957	2010
Japão	1957	2010
Coréia	1970	2010
Luxemburgo	1957	2010
México	1957	2010
Holanda	1957	2010
Paraguai	1958	2010
Portugal	1957	2010
Uruguai	1964	2010
Estados Unidos	1953	2010

Fonte: os autores.

Há uma discussão sobre qual seria o índice mais adequado para se analisar a validade da PPC. A intenção de utilizar índices de preços ao consumidor neste trabalho foi uma decisão baseada em dois pontos. Salvo melhor juízo, os testes da PPC ainda não utilizaram uma série de preços nacional ao consumidor tão longa para o cálculo do câmbio real brasileiro. Além disto, caso a PPC seja válida para índices ao consumidor, isto poderia indicar, como sugere Dornbusch (1985, pag. 5), que movimentos dos preços relativos de equilíbrio no longo prazo são negligenciáveis e os choques monetários causariam alterações equiproporcionais nos preços e câmbio, levando à validade da PPC. Nesse caso a PPC vale independentemente de valer a LPU.

4.2. Descrição da metodologia econométrica

Foram construídas 147 séries diferentes a partir das séries mensais de final de período da taxa de câmbio real entre Brasil e 21 parceiros comerciais.⁶ Para cada uma destas séries, são realizados três

⁶São 21 parceiros comerciais e sete séries para cada uma das taxas reais de câmbio. A partir das séries mensais, que são dados originais, foram construídas as séries de fim de período e agregada pela média das periodicidades trimestral, semestral e anual.

testes lineares de raiz unitária: teste ADF, teste Phillips-Perron e o teste KPSS. Os dois primeiros têm como hipótese nula a presença de raiz unitária e, como hipótese alternativa, estacionariedade. Já no KPSS, há uma inversão em relação aos citados anteriormente: hipótese nula é de estacionariedade, e hipótese alternativa, raiz unitária.

O cálculo das meias-vidas apresentadas tem como base o modelo linear, dado pela equação (5). Os resultados foram divididos em dois grandes blocos: o primeiro bloco consiste em regressões lineares autoregressivas de séries das taxas reais de câmbio de final de período de periodicidades trimestral, semestral e anual. O segundo bloco foi construído com base no mesmo modelo linear e com as mesmas periodicidades de dados, porém com dados da média de cada período.

Além dos testes lineares, os quais serviram de base para a verificação de estacionariedade linear e da meia-vida das séries, foram realizados dois testes de raiz unitária, porém utilizando modelos não-lineares. O primeiro teste foi baseado em um modelo ESTAR como exposto em Kapetanios et alii (2003). Este teste como hipótese alternativa à raiz unitária que os dados seguem um processo autoregressivo de transição exponencial suavizada globalmente estacionário.⁷

Os autores partem do modelo abaixo:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma (y_{t-1})^* \Phi(\theta, y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

na qual β e γ são parâmetros desconhecidos, y_t é um processo estocástico cuja média é zero e $\Phi(\cdot)$ é definida como uma função exponencial conforme abaixo:

$$\Phi(\theta, y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \quad (9)$$

na qual é suposto que $\theta \geq 0$ e $d \geq 1$ é a defasagem em que o mecanismo de ajustamento não linear é acionado. A imagem da função de transição é limitada entre zero e um.

O modelo acima tem um comportamento próximo de um passeio aleatório perto do seu centro atrativo e um comportamento que reverte à média cada vez mais intensamente conforme o sistema se distancia deste centro atrativo. Existem argumentos econômicos para racionalizar tal escolha como a existência de custos de transação que, para diferenciais pequenos, não justificariam a realização de arbitragem de mercadorias, sendo justificada somente para diferenciais maiores.

Substituindo (9) em (8) e reparametrizando para que se torne uma equação em diferenças, temos:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (10)$$

Os autores impõem ainda que $\phi = 0$, o que implica que y_t segue um processo não-estacionário nas vizinhanças do centro atrativo do sistema com $d = 1$.

Logo,

$$\Delta y_t = \gamma (y_{t-1}) (1 - \exp(-\theta y_{t-2}^2)) + \varepsilon_t \quad (11)$$

A partir de (11) formulam um teste para avaliar o parâmetro θ . A hipótese nula é que este seja zero contra a hipótese alternativa de que seja maior que zero.

Dado que há um problema de identificação, os autores seguem Luukkonen et alii (1988) e derivam um teste t a partir da seguinte aproximação:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (12)$$

A estatística t para $\delta = 0$ contra $\delta < 0$ é utilizada como estatística de teste. Os valores assintóticos da estatística do teste t não são padrão e, por isso, são especificados pelos autores conforme a Tabela 2.

⁷Taylor (2001) também sugere um modelo não-linear de limiar (threshold), o que nos motivou a investigar mais detalhadamente outros testes de raiz unitária robustos à não-linearidades dos dados.

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 alii (2003).

O segundo teste de raiz unitária não-linear seguirá a metodologia proposta em Bierens (1997), que propõe uma extensão do teste ADF usando um polinômio ortogonal de Chebishev para aproximar uma tendência determinística temporal não-linear, conforme equação (13):

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta x_{t-j} + \theta^T P_{t,n}^{(m)} + \varepsilon_t \quad (13)$$

no qual $P_{t,n}^{(m)}$ é o polinômio de Chebishev de ordem m . Bierens (1997) desenvolve três variações de testes para essa regressão:

- \hat{t} , que é a estatística t de α ;
- $\hat{A} = n\hat{\alpha}/(1 - \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i)$; e
- \hat{F} , que é teste F da hipótese conjunta de que $\hat{\alpha}$ e os m últimos coeficientes do polinômio de Chebishev são iguais a zero.

Quando a hipótese nula de raiz unitária com tendência (*drift*) constante é rejeitada, a hipótese alternativa apropriada irá depender do teste realizado e se há uma rejeição pela esquerda (p -valor $< 0,10$) ou pela direita (p -valor $> 0,90$), conforme Tabela 3. Estes testes não possuem distribuição F padrão, por isso Bierens (1997) disponibiliza as tabelas de valores críticos baseados em simulações de Monte Carlo, conforme vai se aumentando o tamanho do polinômio. Além da regressão mencionada e, dada a grande sensibilidade do teste F em relação à escolha da ordem p necessária para controlar correlação serial, Bierens (1997) implementa um teste de raiz unitária, $\tilde{T}(m)$, para um modelo não-paramétrico conforme abaixo:

$$\Delta z_t = -\rho z_{t-1} + \lambda_o + \rho \lambda_1 t + f(t) + u_t \quad (14)$$

no qual ρ tem um valor entre $[0,1]$, $f(t)$ é uma função determinística não-constante do tempo tal que $\lim_{n \rightarrow \infty} (\frac{1}{n}) \sum_{t=1}^n t f(t) = 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} (\frac{1}{n}) \sum_{t=1}^n t f(t) = 0$ e u_t é um processo de média zero que segue o teorema do limite central. A hipótese nula de raiz unitária é então formulada como:

$$H_o : \rho = 0, f(t) \equiv 0 \quad (15)$$

Existem duas hipóteses alternativas:

$$H_1^{lin trend stat} : \rho = 1; f(t) \equiv 0, \text{ ou} \quad (16)$$

$$H_1^{non lin trend stat} : \rho = 1 \quad (17)$$

Rejeições à esquerda levam a uma hipótese alternativa de estacionariedade ao redor de uma tendência linear; rejeições à direita levam a uma hipótese alternativa de estacionariedade ao redor de uma tendência não-linear.

Tabela 3: Hipóteses alternativas sugeridas em Bierens (1997) para a rejeição dos testes

Test	Left Side rejection	Right Side Rejection
$t(m)$	MS, LTS or NLTS	NLTS
$A(m)$	MS, LTS or NLTS	NLTS
$F(m)$	–	MS, LTS or NLTS
$T(m)$	MS or LTS	NLTS
MS	Estacionariedade ao redor de uma média	
LTS	Estacionariedade ao redor de uma tendência (drift)	
NLTS	Estacionariedade ao redor de uma tendência não-linear	

Fonte: Bierens (1997).

5. RESULTADOS OBTIDOS

5.1. Testes de Raiz Unitária Lineares e Meia-Vida das taxas reais de câmbio

5.1.1. Testes de Raiz Unitária Lineares

Os resultados dos testes de raiz unitária realizados são apresentados e discutidos partindo-se inicialmente dos dados mensais e sem agregação temporal de final de período, conforme Tabela 4. 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 Canadá e Colômbia. Já para Argentina, Bélgica, Estados Unidos, França, Grécia, Holanda, Itália, Luxemburgo, México e Paraguai são rejeitadas as hipóteses nulas de raiz unitária por ambos os testes ADF e PP, porém é rejeitada a hipótese de estacionariedade no teste KPSS. Para Áustria, Coreia, Espanha, Finlândia, Japão, Portugal, Reino Unido e Uruguai, todos os testes apontaram raiz unitária.

Em seguida apresentam-se os resultados para os testes sem agregação temporal, ou seja, dados de final de período para dados anuais. A Tabela 5 mostra o resultado geral dos testes de raiz unitária realizados com dados anuais de final de período. Neste caso a PPC não é rejeitada para Argentina, Canadá e México. Para o Uruguai, rejeita-se raiz unitária pelo ADF e PP, porém a estacionariedade não é confirmada pelo KPSS. Já para o grupo de países a seguir, a hipótese de raiz unitária não é rejeitada pelo ADF e PP, porém se aceita estacionariedade pelo KPSS: Alemanha, Colômbia, Coreia, Estados Unidos, França, Grécia, Itália, Luxemburgo, Paraguai e Reino Unido. Existe evidência de raiz unitária nos três testes para os seguintes países: Áustria, Bélgica, Espanha, Finlândia, Holanda, Japão e Portugal.

A Tabela 6 mostra o comparativo dos testes de raiz unitária classificando os resultados da seguinte forma:

- Não-rejeição da PPC: os três testes realizados apontam para a hipótese de estacionariedade;
- Não-rejeição parcial da PPC a partir dos testes ADF e PP: rejeição da hipótese nula de raiz unitária no ADF e PP e rejeição de estacionariedade no KPSS;
- Não-rejeição parcial da PPC a partir do teste KPSS: não-rejeição de raiz unitária através do ADF e PP, porém não-rejeição de estacionariedade no KPSS;
- Rejeição Completa da PPC: não se rejeita raiz unitária no ADF e PP, e rejeita-se estacionariedade no KPSS.



Tabela 4: Resumo dos testes de raiz unitária para dados mensais sem agregação temporal com base no IGPC-INPC (final de período)

Parceiro Comercial	ADF		PP		KPSS*
	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -valor	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -valor	stat
Alemanha	-2,5481	0,1055	-2,6399	0,0864	0,2278
Argentina	-3,9106	0,0021	-3,7616	0,0035	0,7613
Áustria	-2,6020	0,0930	-2,4770	0,1216	2,4080
Bélgica	-3,1890	0,0211	-3,0534	0,0307	1,9853
Canadá	-3,2834	0,0161	-3,2274	0,0189	0,3970
Colômbia	-3,4621	0,0093	-3,2940	0,0156	0,3667
Coréia	-2,6173	0,0901	-2,6259	0,0884	0,7196
Espanha	-2,3987	0,1425	-2,2758	0,1802	2,3939
Estados Unidos	-2,8660	0,0500	-2,8795	0,0483	0,9409
Finlândia	-2,8825	0,0480	-2,6138	0,0906	1,3544
França	-3,2235	0,0191	-3,0808	0,0285	1,7334
Grécia	-3,4097	0,0110	-3,1910	0,0210	1,3590
Holanda	-2,9720	0,0381	-2,8654	0,0500	2,2827
Itália	-3,0140	0,0341	-2,9566	0,0397	1,6866
Japão	-2,2360	0,1938	-2,2031	0,2055	2,4788
Luxemburgo	-3,4108	0,0110	-3,2698	0,0167	1,7785
México	-3,6847	0,0046	-3,7349	0,0038	0,9214
Paraguai	-3,1541	0,0233	-3,1335	0,0247	0,4910
Portugal	-2,6197	0,0894	-2,4710	0,1231	2,5926
Reino Unido	-2,6630	0,0811	-2,6033	0,0928	1,8829
Uruguai	-2,5097	0,1137	-3,1290	0,0250	1,6552
*Valores Críticos para o teste KPSS					
			Nível de 1%:	0,739	
			Nível de 5%:	0,463	
			Nível de 10%:	0,347	

Fonte: os autores.

Tabela 5: Resumo dos testes de raiz unitária para dados mensais sem agregação temporal com base no IGPC-INPC (final de período)

Parceiro Comercial	ADF		PP		KPSS*
	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -valor	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -valor	stat
Alemanha	-1,5939	0,4661	-1,6720	0,4286	0,1083
Argentina	-3,7784	0,0056	-3,7424	0,0062	0,3586
Áustria	-2,1860	0,2137	-2,1860	0,2137	0,7968
Bélgica	-2,6320	0,0930	-2,6320	0,0930	0,6826
Canadá	-2,9891	0,0424	-3,0697	0,0350	0,1450
Colômbia	-2,9220	0,0495	-2,8084	0,0639	0,1474
Coréia	-2,3612	0,1589	-2,3761	0,1547	0,2180
Espanha	-1,9749	0,2967	-1,8746	0,3415	0,7940
Estados Unidos	-2,5628	0,1071	-2,6381	0,0919	0,3548
Finlândia	-2,5491	0,1100	-2,5208	0,1164	0,4820
França	-2,6753	0,0850	-2,6753	0,0850	0,6248
Grécia	-2,8711	0,0556	-2,8462	0,0588	0,5193
Holanda	-2,4002	0,1466	-2,4002	0,1466	0,7615
Itália	-2,5809	0,1032	-2,5748	0,1045	0,5873
Japão	-1,9678	0,2998	-1,9324	0,3153	0,8209
Luxemburgo	-2,7919	0,0662	-2,7769	0,0684	0,6314
México	-3,5709	0,0097	-3,5709	0,0097	0,4003
Paraguai	-2,9644	0,0449	-2,8624	0,0567	0,2198
Portugal	-2,1863	0,2136	-2,1270	0,2352	0,8624
Reino Unido	-2,2674	0,1861	-2,2338	0,1972	0,6402
Uruguai	-3,0650	0,0364	-3,0650	0,0364	0,7360
*Valores Críticos para o teste KPSS					
	Nível de 1%:		0,739		
	Nível de 5%:		0,463		
	Nível de 10%:		0,347		

Fonte: os autores.

Tabela 6: Comparativo dos Testes Lineares de Raiz Unitária (periodicidade mensal \times anual)

Dados Mensais (fim de período)				Dados Anuais (fim de período)			
Não-rejeição da PPC	Não-Rejeição Parcial da PPC (ADF e PP)	Não-Rejeição Parcial da PPC (KPSS)	Rejeição Completa	Não-rejeição da PPC	Não-Rejeição Parcial da PPC (ADF e PP)	Não-Rejeição Parcial da PPC (KPSS)	Rejeição Completa
Canadá	Argentina	Alemanha	Áustria	Argentina	Uruguai	Alemanha	Áustria
Colômbia	Bélgica		Coréia	Canadá		Colômbia	Bélgica
	Estados Unidos		Espanha	México		Coréia	Espanha
	França		Finlândia			Estados Unidos	Finlândia
	Grécia		Japão			França	Holanda
	Holanda		Portugal			Grécia	Japão
	Itália		Reino Unido			Itália	Portugal
	Luxemburgo		Uruguai			Luxemburgo	
	México					Paraguai	
	Paraguai					Reino Unido	

Dados mensais: 648 observações

Dados anuais: 54 observações

Não-rejeição da PPC: Rejeição da hipótese nula no ADF e PP e Não-rejeição da hipótese nula no KPSS

Rejeição Parcial da PPC dos testes ADF/PP: Rejeição da hipótese nula no ADF e PP e Rejeição da hipótese nula no KPSS

Rejeição Parcial da PPC do teste KPSS: Não-rejeição da hipótese nula no ADF e PP e Não-Rejeição da hipótese nula no KPSS

Rejeição Completa de Estacionariedade: Não-rejeição da hipótese nula no ADF e PP e Rejeição da hipótese nula no KPSS

Fonte: os autores.

Dois pontos chamam a atenção quando comparamos os resultados dos dados mensais com os dados anuais. O primeiro é de que, passando de dados mensais para anuais, os testes ADF e PP apresentam uma tendência à menor rejeição da hipótese nula. Uma possível explicação para estes resultados seria o fato de que dados mensais tenderiam a apresentar resíduos com algum tipo de anomalia como alterações na variância dos choques mais intensas. Ao trabalhar com a frequência anual talvez estes efeitos sejam menos intensos. Na presença de tais anomalias, os testes de raiz unitária tenderiam a rejeitar de forma mais frequente a nula do que o desejado pelo nível nominal dos testes (Cavaliere, 2006).

Da mesma forma que o ADF e PP, o KPSS também apresenta uma mudança de comportamento quando passamos de dados mensais para dados anuais, possuindo uma tendência a uma maior aceitação da hipótese nula para dados anuais. Uma conjectura em relação a este ponto, conforme Jong et alii (2007), é de que o KPSS perde poder na presença de erros de distribuições com caudas pesadas (*fat-tailed errors*). A informação mensal das taxas reais de câmbio pode incorporar possíveis mudanças bruscas que não estão presentes nas séries anuais, como é o caso, por exemplo, de intervenções dos bancos centrais em determinados meses que não mudam a tendência do câmbio de médio prazo. Isso poderia levar a choques dentro do ano, não captadas pela periodicidade anual.

5.2. Meia vida

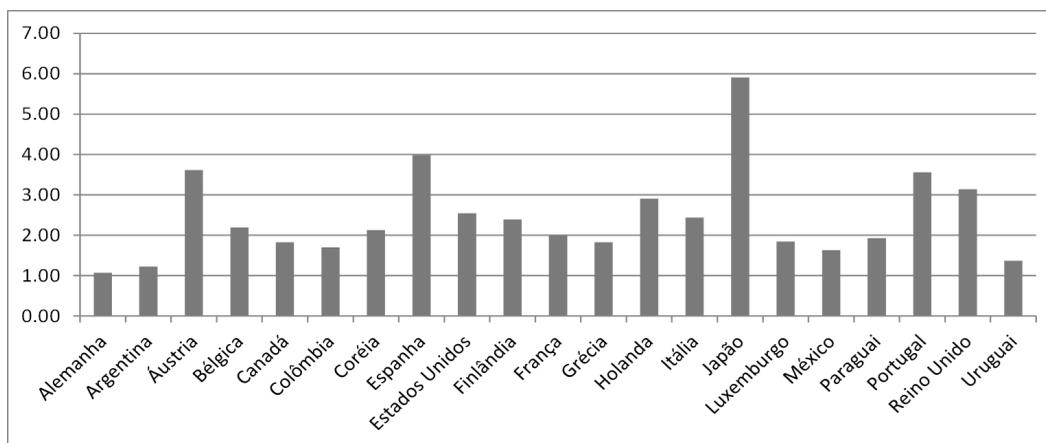
A meia-vida é calculada com base nos resultados obtidos dos parâmetros dos modelos autoregressivos implementados para o cálculo dos diversos testes de raiz unitária da seção anterior. Abaixo segue o resultado do cálculo das meias-vidas para cada um dos parceiros comerciais com base nos dados mensais de final de período:

Para mostrar o impacto da agregação temporal sobre as meias-vidas, foram construídas seis séries adicionais para cada um dos 21 parceiros comerciais brasileiro⁸ e, para cada uma destas séries, foram realizadas regressões conforme (5) e, sob seus parâmetros resultantes, foram calculadas as meias-vidas.

Segundo Taylor (2001), se o problema da agregação temporal pela média existe, então a meia-vida deveria aumentar conforme se agrega temporalmente as séries pela média. A comparação das duas

⁸Três séries agregadas pela média de periodicidade trimestral, semestral e anual; e três séries de fim de período com as mesmas periodicidades.

Figura 1: Meias-Vidas das taxas reais de câmbio dos parceiros comerciais brasileiros



Fonte: os autores.

figuras abaixo confirma que o problema de agregação temporal pela média é efetivo para as séries em questão.

Algumas observações podem ser feitas a partir da Figura 2 e 3:

- 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). A média anual para alguns parceiros comerciais apresentou meia-vida menor do que da média semestral para os seguintes parceiros comerciais: Alemanha, Argentina, México, Paraguai e Uruguai;
- Não há um padrão identificável para o comportamento da meia-vida quando são utilizados dados de final de período;
- As meias-vidas para dados de final de período são significativamente menores do que aquelas calculadas com agregação pela média.

Outras conclusões mais gerais podem ser obtidas da comparação entre as meias-vidas tendo como base os dados de um mesmo período:

- tomando como base as séries trimestrais, a meia-vida agregada pela média é, em média, 43% maior do que a meia-vida de final de período;⁹ e
- tomando como base as séries anuais, a meia-vida agregada pela média é, em média, 44% maior do que a de fim de período.

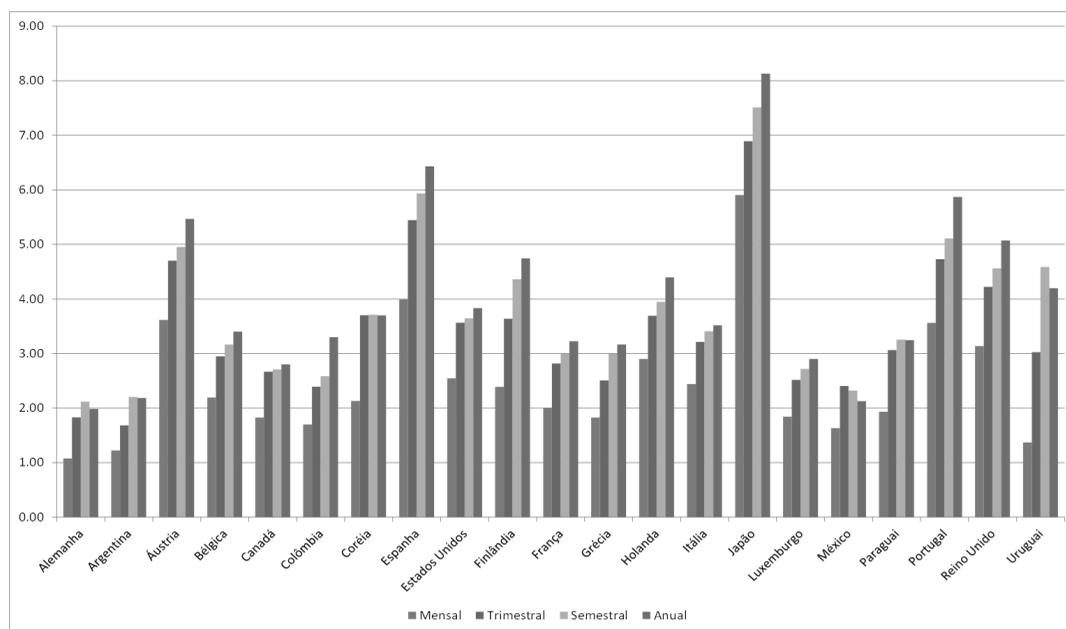
Outra forma de ter uma ideia intuitiva do tamanho da diferença é comparar os resultados agregados com os resultados das meias-vidas mensais. Com isso, teríamos que:

- agregar trimestralmente dados mensais gera uma meia-vida que em média é 39,85% acima da meia-vida mensal calculada sem agregação;

⁹Aqui tomamos a média simples de todas as meias-vidas calculadas e a comparamos com a média simples das meias-vidas sem agregação, fazendo a quebra para cada período (trimestrais, semestrais e anuais).



Figura 2: Meias-vidas calculadas a partir de dados agregados pela média com base no IGPC-INPC



Fonte: os autores.

- b) agregar anualmente dados mensais gera uma meia-vida que em média é 63,34% acima da meia-vida mensal sem agregação.

Comparando o resultado acima 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 que, a agregação trimestral pela média a partir de dados mensais gera uma meia-vida 18,92% acima da meia-vida mensal, e a agregação anual pela média dos mesmos dados gera uma meia-vida 35.15% acima da meia vida calculada a partir de dados mensais.

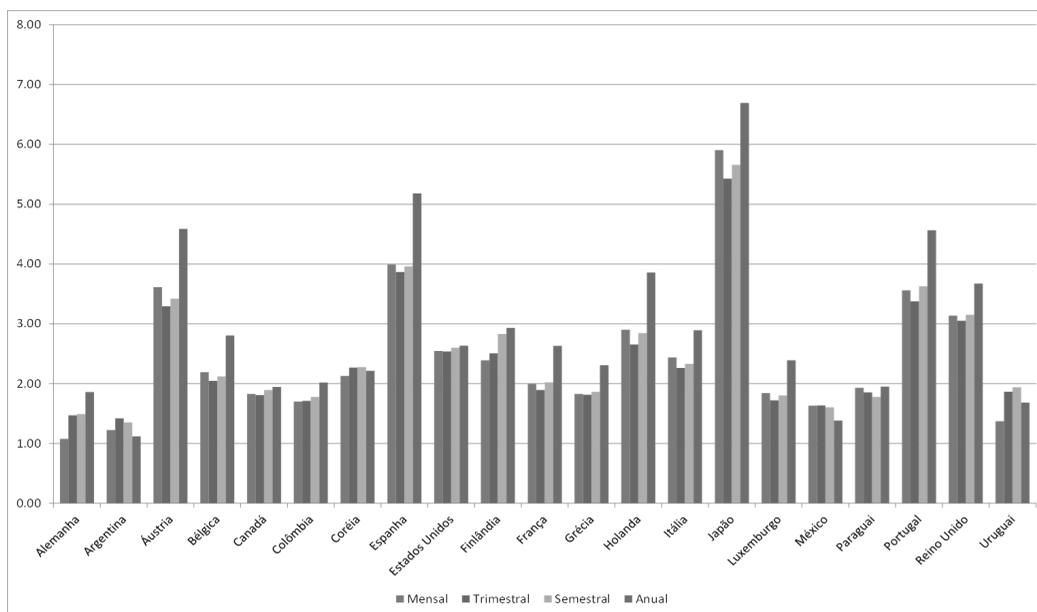
5.3. Testes de Não-Linearidade das taxas reais de câmbio

A seguir, os testes individuais de não-linearidade são reportados. Dois testes de raiz unitária, que partem de modelos não-lineares diferentes foram utilizados. Ambos os testes foram realizados a partir das séries mensais das taxas reais de câmbio entre o Brasil e seus parceiros comerciais.

5.3.1. Teste de raiz unitária através do modelo de Kapetanios et alii (2003)

O primeiro teste utilizou a metodologia contida em Kapetanios et alii (2003), conforme equação (12). A partir da Tabela 7 pode-se verificar que rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária quando utiliza-se o procedimento de Kapetanios et alii (2003). Estes resultados são bem diferentes dos apresentados pelos testes de raiz unitária tradicionais. Não foi possível rejeitar individualmente a raiz unitária para as taxas reais de câmbio para Canadá, México e Paraguai. Lembrando que para o Canadá, conforme mencionado na seção anterior, rejeitou raiz unitária no modelo linear e para o México e o Paraguai, ambos rejeitaram parcialmente a PPC pelo ADF e PP no modelo linear.

Figura 3: Meias-vidas calculadas a partir de dados de final de período com base no IGPC-INPC



Fonte: os autores.

5.3.2. Teste de raiz unitária através do modelo de Bierens (1997)

A seguir são reportados os resultados dos testes de raiz unitária de acordo com o teste proposto por Bierens (1997). Dado que não há como saber ao certo qual seria a ordem m que melhor aproxima os dados e não há uma regra específica para se escolher a ordem do polinômio, optou-se fazer os testes para m igual a 5, 10, 15 e 20, percorrendo desta forma uma gama abrangente de possíveis alternativas. A intenção em buscar essa abrangência se deve ao fato de que ordens grandes permitem a existência de simulações de caminhos mais complexos, porém aumenta o número de parâmetros a ser estimado, o que pode retirar poder dos testes. Por outro lado, ordens baixas podem gerar perda de poder dos testes por especificação incorreta.

Para controlar a correlação serial, seguimos a sugestão em Bierens (1997) de usar a ordem p que minimizasse o critério de informação de Akaike (AIC) para a equação (13).

Conforme visto anteriormente, rejeições do lado esquerdo no teste $T(m)$ levam a conclusão que a série apresenta uma tendência estacionária linear. Por outro lado, rejeições do lado direito denotam que as séries apresentam estacionariedade com tendência não-linear. A partir dos resultados, pode-se notar que não há qualquer rejeição pela direita nos testes $T(m)$ realizados. Concluiu-se que não há tendência não-linear nos dados, sugerindo que não há possivelmente quebras nos componentes deterministas das séries. O teste aceita estacionariedade ao redor de uma média ou com *drift* para os seguintes parceiros:¹⁰ Argentina (5%), Áustria (10%), Bélgica (5%), Colômbia (10%), Canadá (10%), Espanha (5%), Estados Unidos (5%), França (5%), Grécia (5%), Holanda (5%), Itália (5%), Luxemburgo (5%), México (5%), Paraguai (10%), Reino Unido (5%) e Uruguai (5%). Comparando estes resultados, que diz que a hipótese de raiz unitária é rejeitada contra uma hipótese nula linear, com os resultados dos modelos lineares

¹⁰Foram considerados p-valores iguais ou abaixo de 10%.



Tabela 7: Resultado dos testes de raiz unitária (modelo ESTAR de Kapetanios et alii (2003) – Dados mensais)

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
Uruguai	-3,6895

* Negrito = não-rejeição da Hipótese

Nula de Raiz Unitária a 5%

Fonte: Autores.

da Seção 5, têm-se resultados similares favoráveis a hipótese de estacionaridade ao redor de uma média para as seguintes séries: Argentina; Bélgica; Canadá; Colômbia; Estados Unidos; França; Grécia; Holanda; Itália; Luxemburgo; México e Paraguai. Para as séries restantes, rejeita-se raiz unitária pelo teste $T(m)$, porém os resultados diferem dos modelos lineares apresentados anteriormente. Conclui-se que possuem estacionariedade ao redor de uma tendência não linear. São eles: Áustria; Reino Unido; Uruguai e Espanha.

O teste $F(m)$ por outro lado testa conjuntamente raiz unitária e o grau do polinômio, com hipótese nula sendo raiz unitária e grau do polinômio igual a zero e hipótese alternativa sendo estacionariedade (ao redor de uma média, ao redor de uma tendência linear ou ao redor de uma tendência não-linear). Pode-se verificar pela Tabela 8 que a hipótese nula não pôde ser rejeitada. Dado que a hipótese de estacionariedade foi rejeitada no teste $T(m)$, sendo que não foi rejeitada nos teste $F(m)$, pode-se conjecturar que o teste conjunto de raiz unitária e da presença dos polinômios acaba diminuindo o poder do teste em relação ao reconhecimento de estacionariedade. Isso é um bom indicador de que

o grau do polinômio de Chebishev é efetivamente zero. Com isso, pode-se conjecturar que as séries possivelmente não apresentam quebras estruturais relevantes nos componentes deterministas.

Tabela 8: Resultado dos testes de raiz unitária (modelo de Bierens (1997))¹¹

País	p	$F(m)$				$T(m)$			
		$m = 5$	$m = 10$	$m = 15$	$m = 20$	$m = 5$	$m = 10$	$m = 15$	$m = 20$
Alemanha	2	0,74	0,49	0,19	0,11	0,66	0,53	0,34	0,25
Argentina	1	0,77	0,06	0,01	0,56	0,14	0,01	0,03	0,52
Áustria	0	0,79	0,66	0,32	0,15	0,06	0,27	0,06	0,18
Bélgica	0	0,85	0,67	0,32	0,21	0,02	0,20	0,04	0,21
Canadá	0	0,54	0,85	0,68	0,38	0,06	0,58	0,33	0,23
Colômbia	0	0,13	0,55	0,48	0,22	0,10	0,48	0,31	0,09
Coréia	0	0,74	0,66	0,31	0,11	0,38	0,48	0,23	0,11
Espanha	0	0,65	0,74	0,36	0,29	0,09	0,27	0,03	0,26
Estados Unidos	0	0,66	0,74	0,34	0,28	0,09	0,26	0,04	0,27
Finlândia	0	0,48	0,95	0,76	0,24	0,14	0,74	0,22	0,17
França	0	0,75	0,67	0,31	0,20	0,03	0,19	0,03	0,16
Grécia	0	0,91	0,92	0,46	0,14	0,08	0,37	0,04	0,10
Holanda	0	0,83	0,70	0,38	0,17	0,03	0,24	0,05	0,16
Itália	0	0,55	0,78	0,25	0,09	0,07	0,45	0,05	0,20
Japão	0	0,59	0,27	0,28	0,41	0,21	0,22	0,25	0,33
Luxemburgo	0	0,84	0,68	0,33	0,22	0,02	0,18	0,04	0,20
México	0	0,78	0,49	0,51	0,27	0,00	0,14	0,16	0,20
Paraguai	0	0,76	0,69	0,70	0,32	0,15	0,27	0,19	0,06
Portugal	0	0,84	0,76	0,35	0,14	0,01	0,22	0,05	0,19
Reino Unido	0	0,67	0,88	0,40	0,33	0,03	0,59	0,13	0,30
Uruguai	2	0,40	0,28	0,30	0,95	0,01	0,27	0,19	0,73

*Valores críticos (p -valores) construídos via Bootstrapping a partir de 3.000 simulações por série

** p = ordem das primeiras diferenças do modelo para controle de correlação serial, calculado por AIC

Negrito: Rejeições à direita ou à esquerda com nível de confiança de 10%.

Sublinhado: rejeições à direita ou à esquerda com 5%.

Fonte: os autores.

Considerando os resultados dos testes de raiz unitária, pode-se chegar a algumas conjecturas em relação aos resultados:

- os testes de Bierens confirmaram alguns resultados dos testes lineares da Seção 5 deste trabalho;
- Estas confirmações só puderam ser realizadas, pois os resultados dos testes de Bierens confirmaram que as séries de dados não apresentaram quebras relevantes nos componentes deterministas por conta da inexistência de tendência não lineares;
- Muitas séries confirmaram estacionariedade através do modelo linear e através do teste de Kapetanios et alii (2003), o que pode ser indício de que esta não-linearidade esteja ligada menos

¹¹Os testes de raiz unitária pelo modelo de Bierens (1997) foram realizados utilizando o software EasyReg, que pode ser encontrado em <http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EASYREG.HTM>.



a alterações nos componentes determinista e sim a não linearidades ligadas a velocidade com que os choque se dissipam.¹²

6. ANÁLISE DE ROBUSTEZ DOS RESULTADOS

Esta seção¹³ foi criada com a intenção de verificar se há alguma alteração significativa nos resultados dos testes lineares quando utilizamos a taxa real de câmbio calculada a partir do IPCA. A série do IPCA é significativamente menor do que a série encadeada utilizada nos itens anteriores, começando somente em 1980, porém traz algumas conclusões interessantes que serão apresentadas a seguir.

6.1.3. Testes de Raiz Unitária

Os testes de raiz unitária lineares com o IPCA são bem menos promissores para a validação da PPC do que aqueles apresentados na Seção 5. O único parceiro comercial para o qual se encontrou evidência forte para a PPC foi o Uruguai, com uma meia-vida calculada em 1,06 anos. A PPC foi rejeitada para quatro parceiros comerciais: Colômbia, Grécia, Paraguai e Portugal. Para os demais parceiros comerciais obteve-se resultados inconclusivos, dado que os resultados dos testes foram conflitantes, conforme a Tabela 9:

Uma possível conjectura para esta menor rejeição é a perda de poder dos testes, dado que o tamanho da amostra diminui significativamente. Um aspecto interessante, todavia, foi o comportamento do KPSS, que não-rejeitou estacionariedade para a grande maioria das séries.

6.1.4. Meia vida

O comportamento da meia-vida das séries calculadas com base no IPCA não divergiu muito do que comportamento das meias-vidas apresentadas anteriormente, ou seja, conforme se aumenta P (período de agregação), maior se torna a meia-vida. Um ponto interessante, e que diverge dos resultados anteriores, é o comportamento da meia-vida anual agregada pela média que, em geral, é menor que as meias-vidas semestrais e, algumas vezes, menores que as trimestrais.

7. POSSÍVEIS EXTENSÕES E LIMITAÇÕES

No que tange à investigação de não-linearidade, o teste Kapetanios et alii (2003) possui a limitação de sua hipótese alternativa conter um processo estacionário com uma dinâmica não-linear específica, sendo que testes com outras dinâmicas não-lineares são possíveis.

O trabalho aqui realizado pode também ser feito utilizando preços no atacado. Diversos estudos apontam na direção de que a PPC tende a ser rejeitada com menor frequência quando são usados índices de preços do atacado, pois estes apresentam uma composição com maior participação de bens comercializáveis, que são mais suscetíveis aos mecanismos de arbitragem internacional.

Uma possível e interessante extensão do artigo pode ser o uso de Inferência Indireta como para avaliar o grau de vies que a estimação de um modelo com dados agregado pela média gera na estimação da meia-vida¹⁴ (Gourieroux et alii, 1993, Smith Jr, 1993).

¹²Um dos pareceristas anônimos que avaliou este trabalho sugeriu que a existência de mudança estrutural poderia afetar de alguma forma os resultados. O teste de Bierrens (1997) consiste numa maneira de avaliar tal hipótese, assim como o trabalho de Bai e Perron (1998). Esta última opção foi sugerida pelo parecerista e optou-se por avaliá-la em pesquisa futura.

¹³A inclusão do IPCA na análise foi uma sugestão gentilmente dada por um dos pareceristas anônimos deste trabalho.

¹⁴Esta sugestão foi gentilmente dada por um dos pareceristas anônimos que analisou este artigo.

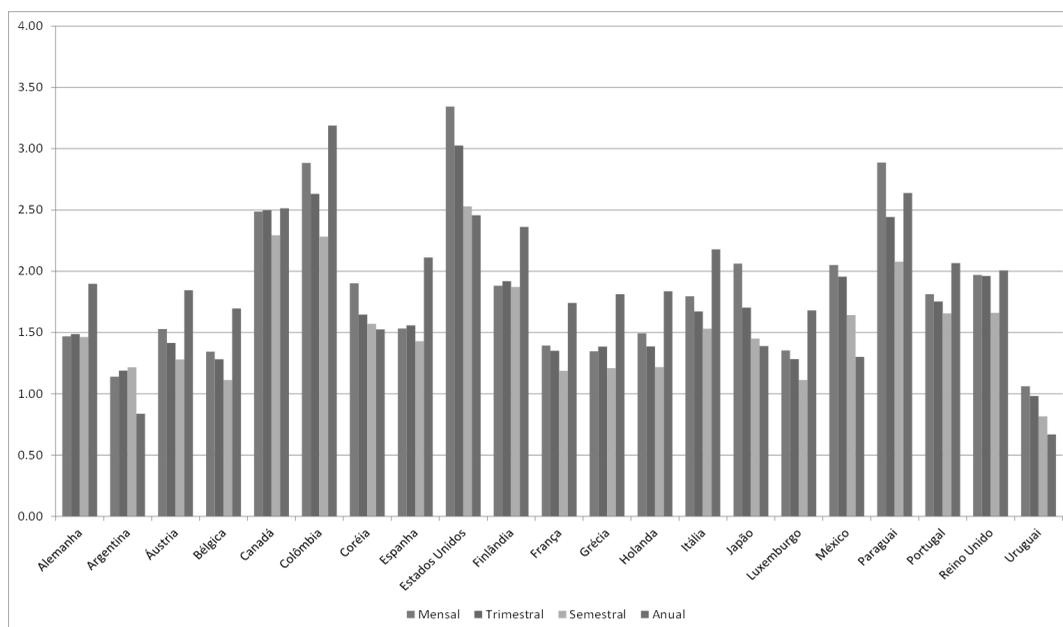
Tabela 9: Resumo dos testes de raiz unitária para dados mensais sem agregação temporal com base no IPCA (final de período)

Parceiro Comercial	ADF		PP		KPSS*
	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -valor	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -valor	stat
Alemanha	-2,0333	0,2725	-2,1343	0,2315	0,2661
Argentina	-3,0012	0,0357	-2,8388	0,0539	0,3139
Áustria	-2,5641	0,1015	-2,6464	0,0846	0,2602
Bélgica	-2,7780	0,0624	-2,7780	0,0624	0,1520
Canadá	-2,0256	0,2758	-2,1005	0,2447	0,2302
Colômbia	-1,9816	0,2950	-2,0742	0,2554	0,4966
Coréia	-2,1877	0,2112	-2,2530	0,1881	0,2855
Espanha	-2,6001	0,0938	-2,6586	0,0824	0,2856
Estados Unidos	-1,6439	0,4591	-1,8706	0,3461	0,1482
Finlândia	-2,2368	0,1937	-2,2368	0,1937	0,3044
França	-2,6737	0,0796	-2,7410	0,0681	0,1089
Grécia	-2,7970	0,0596	-2,8347	0,0544	0,7726
Holanda	-2,6046	0,0929	-2,6046	0,0929	0,1673
Itália	-2,3553	0,1554	-2,4296	0,1343	0,1470
Japão	-2,6320	0,0874	-2,4255	0,1354	0,2110
Luxemburgo	-2,7754	0,0628	-2,8708	0,0498	0,1747
México	-2,2256	0,1976	-2,2572	0,1867	0,2448
Paraguai	-1,9904	0,2911	-2,0382	0,2705	1,5033
Portugal	-2,4090	0,1399	-2,4919	0,1182	0,8705
Reino Unido	-2,2058	0,2047	-2,2785	0,1796	0,2530
Uruguai	-3,1978	0,0209	-2,9788	0,0378	0,2428
*Valores Críticos para o teste KPSS					
	Nível de 1%:		0,739		
	Nível de 5%:		0,463		
	Nível de 10%:		0,347		

Fonte: os autores.



Figura 4: Meias-vidas calculadas a partir de dados de final de período com base no IPCA



Fonte: os autores.

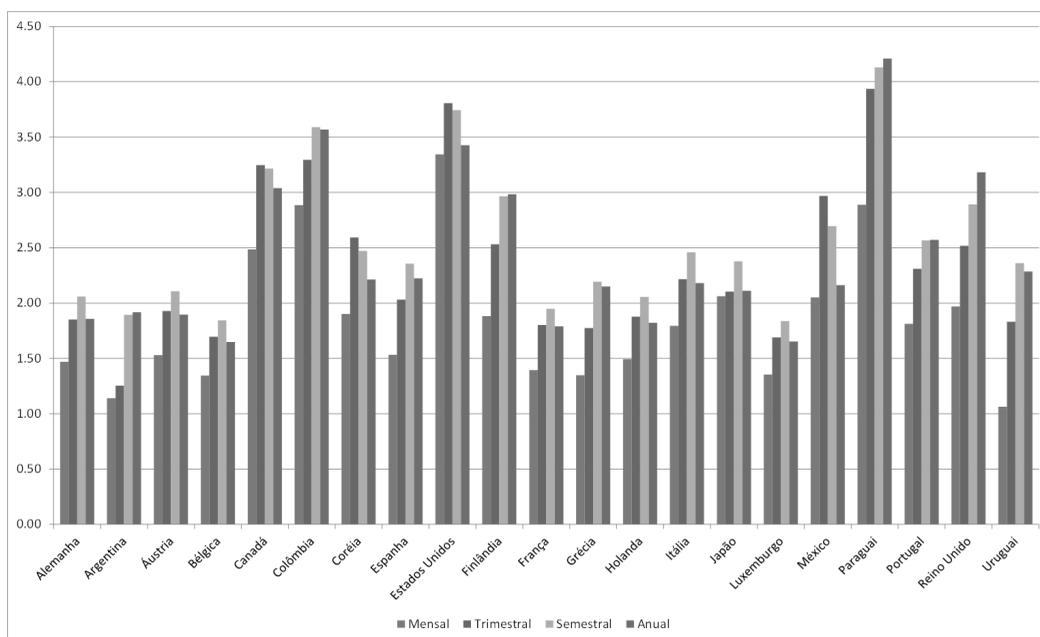
8. CONCLUSÕES

Este trabalho teve três objetivos. O primeiro foi testar a validade da Paridade do Poder de Compra entre Brasil e seus principais parceiros comerciais, ponto ainda pouco explorado na literatura brasileira sobre o tema. Foram utilizados três testes de raiz unitária com a intenção de verificar a estacionariedade das taxas reais de câmbio. Para a maioria dos países, os testes individuais ADF e PP não rejeitaram raiz unitária para dados de periodicidade mensal sem agregação temporal. O cenário é bem favorável à validade da PPC quando é utilizado o teste KPSS para periodicidade anual sem agregação temporal. A conjectura para explicar tal resultado é que a não agregação temporal conjugado com dado de uma frequência mais baixa como a anual tendem a amenizar os efeitos distorcivos que não-linearidades não modeladas do processo gerador de dados geram nos testes de raiz unitária. Este ponto merece uma investigação mais detalhada em trabalhos da PPC no Brasil.

O segundo objetivo foi investigar a hipótese em Taylor (2001) de superestimação da meia-vida 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. Tomando a média simples dos 21 países, encontra-se uma meia-vida, calculada a partir de dados com agregação temporal, 35% a 56% maior do que seria a meia-vida com dados sem agregação temporal.

O terceiro objetivo do trabalho foi testar a PPC a partir de testes que admitam como hipótese alternativa a presença de algum tipo de não linearidade. Considerando dados com periodicidade mensal, verificou-se, em todos os testes individuais, que para a maioria das taxas reais de câmbio é rejeitada a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese de um processo globalmente estacionário com possível não-linearidade. Estes resultados são contrários aos obtidos na maioria dos testes individuais realizados com modelos lineares. Por fim o teste de Bierrens sugere que não houve quebras importantes

Figura 5: Meias-vidas calculadas a partir de dados agregados pela média com base no IPCA



Fonte: os autores.

nos componentes deterministas das séries de câmbio real, sendo muito fraca a evidência de um processo de tendência não linear para grande parte das séries.

Em resumo, o trabalho sugere que a utilização de dados agregados temporalmente tende a causar distorções na estimação e tende a tornar mais difícil a rejeição da hipótese de raiz unitária. A meia vida é claramente superestimada quando se utilizam dados agregados temporalmente. Os dados brasileiros confirmam a sugestão de Taylor (2001) que a estimativa meia-vida tende a aumentar substancialmente quando se agregam temporalmente os dados.

Como dito anteriormente, os testes na frequência anual e sem agregação temporal são bem mais favoráveis à validade da PPC. Em particular, a validade PPC via teste KPSS não é rejeitada para a maioria dos países da amostra ao nível de 1% com exceção de Áustria, Espanha e Portugal. Resultado similar é obtido a partir do teste de Kapetanios et alii (2003) para a frequência mensal. Uma conjectura para tal resultado seria a presença de algum tipo de não-linearidade não modelada nos dados brasileiros.

De qualquer forma, o trabalho sugere que mais investigações sobre a PPC devem ser realizadas utilizando, não apenas a série bilateral Brasil-EUA, mas também os demais parceiros comerciais brasileiros. Além disto, uma atenção maior deve ser dada para avaliar a presença potencial de não-linearidades não modeladas nos dados brasileiros e o efeito distorcivo que a agregação temporal provoca nos testes da PPC.



BIBLIOGRAFIA

- Ahmad, Y. & Craighead, W. D. (2011). Temporal aggregation and purchasing power parity persistence. *Journal of International Money and Finance*. doi: 10.1016/j.jimonfin. 2011.05.008.
- Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66:47–78.
- Balassa, B. (1964). The purchasing power parity doctrine: A reappraisal. *The Journal of Political Economy*, 72:584–596.
- Bierens, H. (1997). Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the U.S. price level and interest rate. *Journal of Econometrics*, 81:29–64.
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *Economic Journal*, page 413. op. cit.
- Cavaliere, G. (2006). Unit root under time-varying variance. *Econometric Reviews*, 23:259–292.
- Dornbusch, R. (1985). Purchasing power parity. Working Paper 1985, NBER.
- Duarte, A. R. & Pereira, P. V. (1991). Paridade do poder de compra e paridade de taxa de juros para o Brasil: Uma abordagem via cointegração multivariada. In *Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria*.
- Engle, R. & Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251–276.
- Fava, V. L., Alves, D. C. O., & Cati, R. C. (2001). Purchasing power parity in Brazil: A test for fractional cointegration. *Applied Economics*, 33:1175–1185.
- Freixo, C. S. & Barbosa, F. H. (2004). Paridade do Poder de Compra: O modelo de reversão não-linear para o Brasil. *Revista Economia*, 5:75–116.
- Froot, K. A. & Rogoff, K. (1994). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. Working Paper 4952, NBER.
- Gourieroux, C., Monfort, A., & Renault, E. (1993). Indirect inference. *Journal of Applied Econometrics*, 8:85–118.
- Granger, C. W. J. & Teräsvirta, T. (1993). *Modeling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.
- Gregory, A. & Hansen, B. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 114:261–295.
- Holland, M. & Pereira, P. V. (1999). Taxa de câmbio e paridade do poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 53:259–85.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Econometrics*, 12:231–254.
- Jong, R. M., Amsler, C., & Schmidt, P. (2007). A robust version of the KPSS test based on indicators. *Journal of Econometrics*, 137:311–333.
- Kannebley Jr, S. (2003). Paridade do poder de compra no Brasil – 1968 a 1994. *Estudos Econômicos*, 33:735–769.

- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in a nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112:359–379.
- Leal, B. W. P. S. (2009). Lei do preço Único e seus desvios: Existe algum padrão? Dissertação de mestrado, Universidade de São Paulo.
- Lee, J. & Strazicich, M. (1999). Minimum LM unit root test with two structural breaks. Working paper, Department of Economics, University of Central Florida.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75:491–499.
- Marçal, E. F., Pereira, P. L. V., & Santos Filho, O. C. (2003). Paridade do poder de compra: Testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, 57:159–90.
- Michael, P., Nobay, A. R., & Peel, D. A. (1997). Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 105:862–879.
- Palaya, D. & Holland, M. (2009). Taxa de câmbio e paridade do poder de compra no Brasil: Análise econométrica com quebra estrutural. *Economia Aplicada*, 14:5–24.
- Pastore, A. C., Blum, B. S., & Pinotti, M. C. (1998). Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. *Revista Brasileira de Economia*, 52:427–467.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Econometrica*, 57:1361–1401.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in a time series regression. *Biometrika*, 75:335–346.
- Rossi, J. W. (1991). Determinação da taxa de câmbio: Testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21:397–412.
- Rossi, J. W. (1996). O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: Testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 26:155–182.
- Smith Jr, A. A. (1993). Estimating nonlinear time-series models using simulated vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, 8:563–584.
- Taylor, A. M. (2001). Potential pitfalls for the purchasing power parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price. *Econometrica*, 69:473–498.
- Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004). The purchasing power parity debate. Technical report, Centre for Economic Policy Research.
- Terra, M. C. & Vahia, A. L. (2008). A note on purchasing power parity and the choice of price index. *Revista Brasileira de Economia*, 62:95–102.
- Zini Jr, A. A. & Cati, R. C. (1993). Cointegração e taxa de câmbio: Testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23:349–74.