

PARIDADES DAS TAXAS DE CÂMBIO (FX) NOS MERCADOS EMERGENTES

Joe Akira Yoshino[§]
Silvio Ricardo Micheloto[‡]

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo testar a paridade da taxa de câmbio nos mercados emergentes utilizando dados em painéis co-integrados. Foi testada a versão relativa da Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP) para um conjunto de países emergentes, com dados agrupados em painéis. Foram realizados testes de raízes unitárias e co-integração para um conjunto de 22 países que compõem o índice EMBI Global (*Emerging Market Bond Index*). Os países considerados foram: Argentina, Brasil, México, Venezuela, Equador, Peru, Colômbia, Chile, Coréia do Sul, Filipinas, Malásia, China, Tailândia, Rússia, Polônia, Bulgária, Grécia, Turquia, Hungria, Croácia, Marrocos e África do Sul. Na análise para a verificação da versão "forte" da PPP, emprega-se, sobretudo, o estimador *between-dimension Fully Modified OLS (Ordinary Least Square)*, conforme proposto por Pedroni (2001). Este estimador permite maior flexibilidade em relação à homogeneidade do vetor de co-integração na hipótese alternativa do teste. Os testes rejeitaram, na grande maioria dos testes individuais e nos países considerados em painel, a hipótese da paridade de câmbio com inflação (PPP).

Palavras-chave: não-arbitragem, painéis de co-integração, Paridade do Poder de Compra.

ABSTRACT

This paper aims to test the purchasing power parity (PPP) in emerging markets by using the recent cointegrated panel technique. The relative version of the purchasing power theory is tested for a group of countries, which composes the EMBI Global Index. Our sample is composed of 22 developing countries: Argentina, Brazil, Mexico, Venezuela, Ecuador, Peru, Colombia, Chile, South Korea, Philippines, Malaysia, China, Thailand, Russia, Poland, Bulgaria, Greece, Turkey Hungary, Croatia, Morocco and South Africa. For testing the strong version of the PPP, we have considered the between-dimension FMOLS (Fully Modified OLS) according to Pedroni (2001). This estimator permits more flexibility relatively to the homogeneity of the cointegration vector in the alternative hypothesis of the test. Our results have rejected the PPP.

Key words: non-arbitrage, cointegrated panels, Purchasing Power Parity.

JEL classification: C22, C23, F31.

§ Professor de Economia e Finanças, USP (Universidade de São Paulo), FEA (Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade), Departamento de Economia e Mestrado Profissionalizante FEA-IME Modelagem Matemática em Finanças. Web-Page: www.econ.fea.usp.br/joe.

‡ Mestrado Profissionalizante FEA-IME USP Modelagem Matemática em Finanças.

Recebido em agosto de 2003. Aceito em fevereiro de 2004.

1 INTRODUÇÃO

A Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP – *Purchasing Power Parity Theory*) sugere que o valor da moeda de um determinado país é dado pela quantidade de mercadorias ou bens que se pode comprar e que, em equilíbrio e na ausência de arbitragem internacional, uma determinada cesta de mercadorias deveria ter custo equivalente nos mercados domésticos e internacionais quando convertida à mesma moeda.¹

A Paridade do Poder de Compra deriva da Lei-do-Preço-Único, que sustenta que o preço de qualquer bem individual deveria ser o mesmo entre os países quando convertido para uma mesma moeda. A existência de uma eventual oportunidade de arbitragem faria com que se comprasse a mercadoria no país com menor preço e vendesse no país com maior preço. Isto, no entanto, por meio da Lei da Oferta e Demanda, afetaria os preços em ambos os países, a ponto de baixá-los onde estavam altos e aumentá-los onde estavam baixos. Assim, eventuais oportunidades de arbitragem seriam dissipadas.

O debate sobre a PPP em termos da sua validade no longo prazo ressurgiu no caso dos países em desenvolvimento.²

O interesse sobre a PPP se deve a três fatores: (1) à eventual necessidade de reformular a PPP; (2) à disponibilidade de dados; e (3) ao desenvolvimento da econometria em painel, em particular, segundo Breuer (1994), Froot e Rogoff (1995) e Rogoff (1996).

Posto que os estudos empíricos sobre a validade da PPP têm encontrado resultados diversos, especialmente nos anos 90, decidiu-se testar a validade da versão relativa da PPP para um conjunto de países emergentes latino-americanos, europeus, asiáticos e africanos, num total de 22 países, utilizando a técnica desenvolvida por Pedroni (2001) para a análise de dados agrupados em painéis co-integrados.³ Assim sendo, o presente trabalho busca utilizar técnicas econométricas envolvendo painéis co-integrados no teste da PPP.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 mostra os aspectos econômicos da Paridade do Poder de Compra (PPP) e faz um *survey* sobre os testes da PPP. A seção 3 mostra sucintamente o recente desenvolvimento da econometria em painel para o teste da PPP, em particular os testes de raízes unitárias, co-integração e os estimadores pertinentes. Esta seção contém ainda a descrição e a fonte dos dados utilizados. A seção 4 apresenta as estimações. Finalmente, a seção 5 contém as conclusões.

2 A PARIDADE ENTRE TAXA DE CÂMBIO E INFLAÇÃO

2.1 Aspectos teóricos

Uma relação de equilíbrio nos mercados financeiros internacionais postula a conexão entre a taxa de câmbio e as diferenças nos níveis de preços nos mercados doméstico e externo. Tal relação é

1 É importante salientar, no entanto, que devem ser consideradas as condições de ausência de vantagens na produção e ausência de custos de transação, entre outros fatores, para que tal relação se sustente.

2 Neste sentido, vide Canzoneri, Cumby e Diba (1996); Obstfeld e Taylor (1996); Pedroni (1995) e Taylor (1996).

3 De maneira geral, a principal preocupação dos estudos sobre a PPP tem sido encontrar alguma relação entre taxa de câmbio e preços relativos entre dois países por meio de diferentes testes de raiz unitária e de co-integração. A maior parte desses estudos utiliza dados posteriores ao acordo de Bretton Woods e não tem séries temporais razoavelmente longas para superar possíveis distorções inerentes a amostras pequenas quando submetidas aos testes de raízes unitárias e de co-integração comumente utilizados. Para os testes que utilizam dados que se estendem por um maior período, potencializa-se o problema de quebras estruturais nas séries, uma vez que podem englobar regimes distintos da taxa de câmbio (regime de câmbio fixo e de câmbio flutuante).

conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPP). Esta paridade segue o princípio de não-arbitragem, pelo fato de que uma mesma mercadoria deve ter o mesmo preço em dois países quando convertido em uma mesma moeda, sem o que lucros sem risco poderiam ser gerados com a movimentação de mercadorias entre fronteiras. É importante ressaltar que a idéia de uma relação entre níveis de preço e taxas de câmbio, apesar de sensata, só será possível se desconsiderarmos custos de transporte, barreiras governamentais ao livre comércio (como tarifas e quotas de importação) e outros fatores. Em sua versão mais simples, comumente referida como Lei-do-Preço-Único, estabelece a relação:

$$P = eP^* \quad (1)$$

onde P representa o preço doméstico de uma mercadoria, P^* é o preço da mesma mercadoria no mercado externo e e é a taxa de câmbio entre as moedas dos dois países considerados.

O uso da PPP como ferramenta empírica na determinação das taxas de câmbio teve origem no colapso do sistema financeiro mundial após a Primeira Guerra Mundial, com o abandono do padrão-ouro. Na época, o economista sueco Gustav Cassel (1922) havia sugerido a adoção da PPP.⁴

A Lei-do-Preço-Único (válida para cada mercadoria) pode ser também definida como a Paridade Absoluta do Poder de Compra quando aplicada a todos os preços de uma economia:

$$\sum P_i = e \sum P_i^* \quad (2)$$

em que se substitui o preço de um bem individual pela soma dos preços de todos os bens de uma economia ou por um índice de preços. A utilização de índices de preços na comparação entre diferentes países suscita uma série de problemas, dentre os quais podemos destacar a não-homogeneidade das cestas de produtos utilizadas para sua composição, em relação tanto aos bens incluídos quanto aos pesos adotados e ao fato de os índices serem relativos a um ano-base, que pode diferir de país para país. Tais problemas podem ser agravados ao lidarmos com séries temporais, posto que há, por exemplo, a preocupação com a introdução de novos bens e a mudança dos pesos atribuídos aos produtos consumidos ao longo do tempo. Apesar disso, podemos estabelecer uma relação entre preços internacionais e taxas de câmbio, mesmo que a Lei-do-Preço-Único não seja válida, em que preços domésticos e internacionais não sejam exatamente equalizados, mas que P e P^* sejam proporcionais.

$$P = \alpha eP^* \quad (3)$$

Esta relação é conhecida como a Paridade do Poder de Compra Relativa. Expressando em termos das variações da taxa de câmbio e dos níveis de preço tem-se que

$$\Delta P = \Delta e + \Delta P^* \quad (4)$$

onde $\Delta P = ((P_{t+1} - P_t) / (P_t))$ é a variação de preços domésticos (inflação doméstica), Δe é a variação da taxa de câmbio conforme definida anteriormente; e $\Delta P^* = ((P^*_{t+1} - P^*_t) / (P^*_t))$ é a variação de preços no exterior (inflação externa).

⁴ A formulação da PPC tem origens mais remotas, tendo sido proposta inicialmente no século XVI. A PPC já era também discutida por John Stuart Mill, Ludwig Von Mises, entre outros.

2.2 Os estudos sobre a PPP

Especialmente nos anos 90, os estudos sobre a validade da PPP têm apresentado resultados diversos. Em especial, a validade da PPP no longo prazo tem sido motivo de discussão, uma vez que no curto prazo reportam-se significativos desvios da PPP. Existem estudos que sugerem que a taxa de câmbio real é um processo *random walk*. Por outro lado, existem análises que reportam evidências de reversão à média da PPP utilizando testes de raízes unitárias multivariados.

Rogoff (1996) e Taylor (1995) fazem um *survey* sobre os testes da PPP. Rogoff (1996) afirma que há um grau razoável de consenso entre alguns fatos, quais sejam:

- i) existe evidência da convergência das taxas reais de câmbio (taxas nominais ajustadas pelas diferenças entre níveis de preços nacionais) para a PPP no longo prazo;
- ii) a velocidade de convergência da PPP é extremamente lenta – desvios parecem ser atenuados à taxa de 15% ao ano. Por exemplo, Frankel e Rose (1995), utilizando dados anuais para a taxa de câmbio entre 1869 e 1984, estimaram um decaimento dos desvios da taxa real de câmbio da PPP da ordem de 14% ao ano, implicando uma vida média de 4,6 anos para tais desvios;
- iii) os desvios da PPP no curto prazo são substanciais e voláteis.

Segundo Rogoff (1996), a maior parte das explicações para a alta volatilidade da taxa de câmbio no curto prazo aponta para fatores como a mudança das preferências na alocação dos portfólios, choques monetários e bolhas especulativas nos preços dos ativos no curto prazo.

Assumindo como verdadeiros os fatos apresentados acima, o problema na determinação da taxa de câmbio à luz da PPP passa a ser então a conciliação da enorme volatilidade no curto prazo com a lenta taxa de atenuação dos choques.

Com relação ao teste da PPP, apenas para a economia brasileira temos os trabalhos de Garcia e Olivares (2000), Marçal, Pereira e Santos Filho (2003), Duarte e Pereira (1991), Alves, Cati e Fava (2001), Rossi (1996), Marçal (1998), Holland e Pereira (2004).⁵

3 ECONOMETRIA EM PAINEL

3.1 Teste de raiz unitária em painel

Foram utilizadas séries de índices de preços e taxas de câmbio para cada um dos países considerados. Foram feitos os testes de raízes unitárias para cada uma das séries e de co-integração. Para a verificação da presença de raiz unitária em painel foram feitos os testes de Levin-Lin (1992) e Im, Pesaran e Shin (1997). Ambos os testes incluem uma constante e uma tendência em suas especificações. Para os testes de co-integração em painel utilizou-se o procedimento de Pedroni (1999).

Além disso, para testarmos a Paridade do Poder de Compra e paridade de juros descoberta, para cada um dos países foram realizadas as regressões OLS (*Ordinary Least Squares*), FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) e DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) e obtidas as estatísticas pertinentes.

5 Marçal, Pereira e Santos Filho (2003) consideram o período pré-Real de 1980:1 a 1994:2. Eles corroboram a UIP quando a PPP é satisfeita. Duarte e Pereira (1991) fazem testes de co-integração com dados brasileiros, segundo Johansen (1988), para o período 1981:1 a 1988:12, de modo a testar a UIP e a PPP para os bens internacionais. Eles corroboram a UIP. Marçal (1998) testa ao mesmo tempo a UIP e a PPP. Ele mostra uma evidência fraca.

Na próxima subseção apresentaremos um *survey* sucinto dos aspectos econométricos em painel que foram mencionados acima.

3.2 Co-integração em painel

Os estudos sobre a paridade da taxa de câmbio procuram encontrar uma relação entre a taxa de câmbio e os preços relativos entre dois países com base nos testes de raízes unitárias e de co-integração. Uma grande parte desses estudos utiliza dados posteriores ao acordo de Bretton Woods, e não existem séries temporais razoavelmente longas para superar possíveis distorções inerentes a amostras pequenas quando submetidas a tais testes de raízes unitárias e de co-integração. Para os testes que utilizam dados que cobrem um período mais longo, potencializa-se o problema de quebras estruturais nas séries, uma vez que podem englobar regimes distintos da taxa de câmbio, motivo pelo qual a análise utilizando painéis co-integrados nos pareceu, a princípio, adequada.

De acordo com Pedroni (2003), para atenuar os problemas acima mencionados e obter resultados econometricamente robustos começou-se a utilizar a técnica de co-integração em painéis. A maior vantagem seria a de combinar seletivamente as informações de longo prazo contidas no painel, enquanto permite considerar a dinâmica de curto prazo heterogênea entre os diferentes membros. Um aspecto singular dos dados em painéis é sua característica de *within-dimension* ou *between-dimension*. Esta última pode atenuar as distorções decorrentes da pequena amostra.

Conforme Basher e Mohsin (2002), tem havido um influxo de estudos empíricos sobre a PPP na última década, com resultados mistos. O objetivo de tais trabalhos, de maneira geral, é encontrar uma possível tendência estocástica comum entre as taxas de câmbio e os preços relativos. Conforme já mencionado, a maioria das análises utiliza dados a partir de Bretton Woods. Assim sendo, tais estudos obviamente não utilizam séries temporais suficientemente longas para superar o problema de distorção devido à pequena amostra inerente aos testes tradicionais de raízes unitárias e de co-integração normalmente utilizados.

Frankel (1995) também argumenta que a razão para a falha em se rejeitar o modelo de *random walk* para as taxas de câmbio reais é a falta de poder dos testes. Se os desvios em relação à PPP são atenuados lentamente, são necessários muitos períodos para se testar confiavelmente a existência da raiz unitária. Em outras palavras, o processo de reversão à média tem baixa velocidade de ajustamento. Isto posto, na aplicação de testes de co-integração para as hipóteses de longo prazo para a paridade de câmbio em dados agregados em painéis é desejável a construção de estimadores que não imponham que a dinâmica dos diferentes países considerados seja a mesma. Em outras palavras, deseja-se considerar apenas a informação referente à dinâmica de longo prazo, podendo a dinâmica de curto prazo ser heterogênea. Para tanto, Pedroni (2001) desenvolveu testes chamados *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS), sendo que consideramos especialmente a versão *group-FMOLS*, que agrupa os dados entre as dimensões, em contraste com os testes dentro das dimensões *cross-section* ou temporal.

Em relação ao estimador "*within-dimension*", o estimador "*between-dimension*" permite maior flexibilidade no caso de o vetor de co-integração ser heterogêneo. No caso "*within-dimension*", testa-se a hipótese nula $H_0: \beta_i = \beta_0$ para todo (i) contra a hipótese alternativa $H_1: \beta_i = \beta_a \neq \beta_0$ em que β_a é o mesmo para todos os membros (i) do painel. Por outro lado, no teste *between-dimension* testa-se a hipótese nula $H_0: \beta_i = \beta_0$ contra a alternativa $H_1: \beta_i \neq \beta_0$. Os valores de β_i não são os mesmos nesta alternativa. Isto representa uma clara vantagem na medida em que não há motivo aparente para acreditar que se os β s de co-integração não são iguais a um, eles têm que, necessariamente, assumir um mesmo valor arbitrário.

3.3 Estimadores em painel

Cabe destacar que existe uma controvérsia sobre o poder dos testes de raiz unitária na dimensão *cross-section* (país) univariada versus o painel envolvendo todos os países ao longo do tempo. Uma parte da literatura recente sugere que os testes de raízes unitárias em painel têm maior poder que os testes de raízes unitárias baseadas em séries temporais individuais. Dentre vários autores, quem defende esta posição é Oh (1996), Wu (1996), Frankel e Rose (1996), e Pedroni (2003). Por outro lado, Maddala e Liu (1996) afirmam que não faz sentido comparar dois testes com diferentes hipóteses nulas sobre a existência de raiz unitária. Ademais, eles defendem que o teste de raiz unitária de Fisher seria desejável aos testes de Levin-Lin e Im-Pesarm-Shin.⁶

Comumente, nos testes de paridade de câmbio é considerada a seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

onde y_{it} é o log da taxa de câmbio entre os países; x_{it} é o log da razão dos índices de preços dos países considerados; y_{it} e x_{it} são co-integrados pela inclinação β_i , que pode ou não ser homogênea entre os países (i).

Para a versão estrita ou versão "forte" da PPP ser corroborada, requer-se, sob a hipótese nula, que $H_0: \beta_i = 1$ (existência de co-integração) para todos os (i)s países. A análise padrão de raiz unitária em painéis impõe normalmente um valor unitário homogêneo para o vetor de co-integração implícito entre a taxa de câmbio nominal e o índice de preços agregado. Apesar de haver alguma aceitação do fato de que a taxa de câmbio e os índices de preços agregados movimentam-se juntos no equilíbrio de longo prazo, a relação entre eles não precisa ser, necessariamente, 1:1 (um para um). Neste caso, $\beta_i \neq 1$ e constitui a versão "fraca" da paridade de câmbio.

Podem contribuir para isso as diferenças entre os índices de preços entre países, os custos de transporte de mercadorias etc. No caso da análise dos dados em painéis, é natural que tais fatores mudem entre os diversos países e, portanto, que haja relações de co-integração heterogêneas, o que justifica o uso de métodos de co-integração de painéis proposto por Pedroni (1995). Assim, testa-se a hipótese nula de não co-integração sem que seja imposta a homogeneidade do vetor de co-integração.

Pedroni (2003) avalia as propriedades assintóticas de três versões de estimadores em painel. Os estimadores "FM Residual" e "FM Ajustado" combinam os dados dentro de cada dimensão "*within-dimension*". Por outro lado, o estimador "FM Agrupado" combina os dados entre as dimensões "*between-dimension*". Pedroni mostra que este último estimador gera menor distorção devido à pequena amostra e possibilita maior flexibilidade em termos de testes de hipótese. Por esse motivo, utilizaremos os resultados dos testes "*between-dimension*" para a discussão dos resultados obtidos com os testes OLS, FMOLS e DOLS, mais à frente.

Os testes com média agrupada não requerem que os μ_i , na hipótese alternativa, seja o mesmo para os diferentes membros (i) do painel. Em uma regressão de raiz unitária em painel do tipo $Y_{it} = \mu_{it} Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$ para $t=1, \dots, T$ e $i=1, 2, \dots, N$ os testes com média agrupada implicam $H_0: \mu_i = 1$ para todo (i) ante a hipótese alternativa $H_1: \mu_i < 1$, ao invés de $H_1: \mu_i = \mu_a < 1$.

Considerando o sistema co-integrado em que $i=1, 2, \dots, m$ corresponde ao número de membros do painel:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

⁶ Para mais detalhes, vide o apêndice.

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

com $Z_{it} = (Y_{it}, X_{it})' \sim I(1)$; $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})' \sim I(0)$ e com a matriz de covariância no longo prazo dada por $\Omega_i = L_i L_i'$, as variáveis são ditas serem co-integradas para cada membro do painel, com vetor de co-integração β . É importante ressaltar que o termo α_i permite que a relação de co-integração inclua efeitos fixos específicos de cada membro do painel.

O estimador para painéis FMOLS para o coeficiente β é dado por:

$$B_{NT}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i) Y_{it} \quad T_{\alpha} \right) \quad (8)$$

onde

$$Y_{it}^* = \left(Y_{it} - \bar{Y}_i \right) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}$$

$$\tau_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \left(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0 \right)$$

A estatística-t associada segue uma distribuição normal padrão.

Para a estimação de painéis por DOLS, deve-se alterar a regressão de co-integração definida anteriormente para o FMOLS conforme:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \sum_{k=-k_i}^{K1} \gamma_{ik} \Delta X_{it-k} + \mu_{it}^* \quad (9)$$

O coeficiente β estimado é dado por

$$B_{DS}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (Z_{it} Z_{it}') \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_{it} Y_{it}^* \right) \quad (10)$$

em que $Z_{it} = \left(\left(X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{it-k}, \dots, \Delta X_{it+k} \right) \right)$ é um vetor de regressores $2(K+1) \times 1$.

3.4 Descrição dos dados

Os dados foram obtidos da Bloomberg, a partir das séries disponibilizadas pelo IFS (*International Financial Statistics*) do FMI. Foram considerados dados mensais da taxa de câmbio (no final de cada período) e índices de preços (mensais) para os 22 países selecionados do EMBI Global (*Emerging Market Bond Index*) – calculado pelo JP Morgan –, de acordo com a disponibilidade, mais a série do índice de preços ao consumidor dos EUA (as taxas de câmbio são definidas em termos da moeda doméstica em relação ao dólar norte-americano). Como não se dispõe de séries desde Janeiro de 1980 para todos os países, o intervalo considerado acabou sendo de Janeiro de 1993 a Dezembro de 2001, resultando em 108 dados mensais de taxas de câmbio e de inflação para cada país. Para alguns países como Filipinas, China e Rússia, não foram encontradas a série do índice de preços, sendo que se construiu uma série anualizada a partir das variações mensais. Nas análises iniciais de raízes unitárias e co-integração buscou-se analisar a evolução da taxa de câmbio e de um índice de preços relativos (entre o índice de preços local e o externo para cada país).

3.4.1 A escolha do índice de preços

Para a escolha do índice de preços a ser utilizado nos testes foram considerados os preços no atacado (IPA), preços ao produtor (IPP) e preços ao consumidor (IPC). Apesar de ser justificável a preferência pela utilização dos índices de preços no atacado, que levam em conta uma maior porcentagem de produtos transacionados em sua composição – e que, portanto, melhor refletem as variações da taxa de câmbio –, decidiu-se pela adoção dos índices de preços ao consumidor mais abrangentes para cada um dos países escolhidos, tanto pela existência de um tamanho de série adequado quanto pela disponibilidade dos dados. De fato, observou-se que os índices de preços ao consumidor estão disponíveis para mais países e a partir de um maior intervalo de tempo em relação a outros índices como, por exemplo, os índices de preços ao produtor ou índice de preços no atacado (IPA no Brasil ou IPP nos EUA, por exemplo).

Os índices de preços ao consumidor escolhidos foram os mais genéricos possíveis, isto é, deu-se preferência pelos índices que englobassem todas as categorias de uso, ao invés de se escolher um IPC Alimentação (Índice de Preços ao Consumidor – Grupo Alimentação) ou IPC Vestuário (Índice de Preços ao Consumidor – Grupo Vestuário), por exemplo.

3.4.2 A escolha dos países

Uma vez que a presente análise envolve as economias emergentes, julgamos adequado utilizar os países considerados no EMBI (*Emerging Market Bond Index*), calculado pelo JP Morgan. Por levar em conta o fluxo via títulos de dívida para tais países, o índice pode ser considerado como referência dos países mais relevantes (nesse caso, em termos de volume de fluxo de recursos) para análise do ajuste da taxa de câmbio ao diferencial de inflação. Os países selecionados foram: Argentina, Brasil, México, Venezuela, Equador, Peru, Colômbia, Chile, Coreia do Sul, Filipinas, Malásia, China, Tailândia, Rússia, Polônia, Bulgária, Grécia, Turquia, Hungria, Croácia, Marrocos e África do Sul. Foram utilizados os intervalos de tempo nos quais estavam disponíveis tanto os dados de câmbio como os de inflação.

4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS: PARIDADE DO PODER DE COMPRA

Na Tabela 1 as estatísticas t referem-se à hipótese nula da existência da raiz unitária ($H_0: \mu_i = 1$), sendo que os resultados obtidos não indicam a rejeição da hipótese nula tanto ao nível de 10% quanto ao nível de 1% de significância. De acordo com o teste de Levin-Lin (1993), para $N=22$ e $T=108$, a raiz unitária não pôde ser rejeitada.⁷

Tabela 1 – Testes de raiz unitária em painel

Métodos	Ln (tx de câmbio)	Ln (índice de preço agregado)
Levin-Lin rho-stat	1,766	2,500
Levin-Lin t-rho-stat	-0,006	0,146
Levin-Lin ADF-stat	0,631	1,979
IPS ADF-stat	0,926	1,747

⁷ Este teste usa o programa em RATS desenvolvido por Pedroni (2001).

Por outro lado, as Tabelas 2A e 2B mostram testes alternativos de raízes unitárias conforme: i) Levin, Lin e Chu; ii) Breitung; iii) ADF - Fisher; iv) PP - Fisher; e v) Hadri. A Tabela 2A envolve apenas a variável log (taxa nominal de câmbio) de 20 países. Nesta tabela, os testes de Fisher (ADF e Philips-Perron) e Hadri rejeitam a hipótese de raiz unitária. Resultados opostos são dados por Levin, Lin e Chu, e Breitung.⁸ A Tabela 2B repete o mesmo teste, mas para 15 países (retiramos 5 países da amostra anterior de 20 países). Este procedimento visa testar a consistência do teste de raiz unitária à medida que se muda o tamanho da amostra. Obviamente, a distorção pode ser devido ao problema de pequena amostra. Nesta nova condição, os testes de Fisher passam a não mais rejeitar a hipótese de raiz unitária. Portanto, estes testes de Fisher não apresentaram os mesmos resultados em termos de teste de raiz unitária conforme se muda o tamanho da amostra.

Tabela 2A – Testes Fisher de raiz unitária conforme Maddala e Wu

Variável: Log(Taxa nominal de câmbio)				
Resumo: teste de raiz unitária em painel				
Amostra: 1993:01 a 2001:12				
Variáveis exógenas: Efeitos Individuais, tendência linear individual				
Seleção automática de defasagens				
Seleção automática de defasagens baseada em AIC: 0 a 12				
Seleção <i>Newey-West bandwidth</i> usando <i>Bartlett kernel</i>				
Método	Estatística	Prob.**	Cross- sections	Obs.
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Levin, Lin & Chu t*	12,13	1	20	2088
Breitung t-stat	-0,07	0,47	20	2068
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
ADF - Fisher Chi-square	67,31	0,00	20	2088
PP - Fisher Chi-square	73,54	0,00	20	2140
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Hadri Z-stat	14,20	0	20	2160

** As probabilidades para os testes de Fisher tests são computadas usando uma distribuição Chi-quadrado. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

8 Estes testes de raiz unitária usam o EViews 5.1

Tabela 2B – Consistência dos testes de Fisher de raiz unitária

Variável: Log(Taxa nominal de câmbio)

Resumo: teste de raiz unitária em painel

Amostra: 1993:01 a 2001:12

Variáveis exógenas: Efeitos Individuais, tendência linear individual

Seleção automática de defasagens

Seleção automática de defasagens baseada em AIC: 0 a 12

Seleção *Newey-West bandwidth* usando *Bartlett kernel*

Método	Estatística	Prob.**	Cross- sections	Obs.
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Levin, Lin & Chu t*	-2,01	0,02	15	1583
Breitung t-stat	-1,42	0,08	15	1568
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
ADF - Fisher Chi-square	29,55	0,49	15	1583
PP - Fisher Chi-square	39,37	0,12	15	1605
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Hadri Z-stat	12,56	0	15	1620

** As probabilidades para os testes de Fisher tests são computadas usando uma distribuição Chi-quadrado. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Na Tabela 3 podemos observar que os testes de Levin, Lin e Chu, e Breitung não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária na série log(CPI local/US CPI). Resultados opostos ocorrem nos demais testes: Fisher e Hadri.

Table 3 – Testes Fisher de raiz unitária - Maddala e Wu

Variável: Preços Relativos: Log(IPC País local/IPC Estados Unidos)

Resumo: teste de raiz unitária em painel

Amostra: 1993:01 a 2001:12

Variáveis exógenas: Efeitos Individuais, tendência linear individual

Seleção automática de defasagens

Seleção automática de defasagens baseada em AIC: 0 a 12

Seleção *Newey-West bandwidth* usando *Bartlett kernel*

Método	Estatística	Prob.**	Cross- sections	Obs.
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Levin, Lin & Chu t*	12,13	1	20	2088
Breitung t-stat	-0,07	0,47	20	2068
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
ADF - Fisher Chi-square	67,31	0,00	20	2088
PP - Fisher Chi-square	73,54	0,00	20	2140
Hipótese nula: Raiz unitária (assume raiz unitária única)				
Hadri Z-stat	14,20	0	20	2160

** As probabilidades para os testes de Fisher tests são computadas usando uma distribuição Chi-quadrado. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Na Tabela 4 não se observa evidência de co-integração, que sugere que no caso considerado a PPP não acontece no longo prazo. Na Tabela 4, as quatro primeiras estatísticas teste baseiam-se na associação dos dados numa dada dimensão (*within-dimension*) e as três últimas na combinação entre dimensões (*between-dimension*), sendo que esta última permite, na hipótese alternativa, a ocorrência de valores não-homogêneos para as inclinações ou valores de co-integração.

Tabela 4 – Testes de Cointegração em Painel

Métodos	sem tendência	com tendência
Panel v stat	0,10	1,01
Panel ñ stat	0,36	-2,44
Panel t-stat não paramétrico	0,36	2,49
Panel t-stat paramétrico	1,27	0,63
Group ñ-stat	-0,17	-1,75
Group t-stat não-paramétrico	0,50	-1,83
Group t-stat paramétrico	1,53	-0,46

Conforme a Tabela 5, no caso do FMOLS e DOLS, em que também se considera a possível heterogeneidade do vetor de co-integração, a hipótese nula ($H_0: \beta_i=1$) da PPP "forte" é rejeitada. De fato, nos testes individuais para os 22 países considerados, no OLS rejeita-se a hipótese nula de co-integração para sete países (dois ao nível de 10% e cinco a 1% de significância), no FMOLS rejeita-se a PPP "forte" em 17 países (quatro ao nível de 10% e 13 a 1%) e no DOLS não se aceita a hipótese nula em 15 casos (três a 10% e 12 ao nível de 1%). Conforme exposto na metodologia, a estatística-t associada segue a distribuição normal padrão.

Tabela 5 – Resultados individuais

	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
Argentina	-0,00	-0,22	0,00	-828,78**	0,00	-733,57**
Brasil	-0,99	2,17*	1,00	0,04	1,22	1,02
México	0,95	1,15	1,01	0,18	1,04	1,99*
Venezuela	0,77	2,60**	0,81	-6,43**	0,83	-6,75**
Equador	1,16	2,79**	1,12	2,93**	1,10	3,25**
Peru	1,19	0,85	1,19	1,43	1,22	0,61
Colômbia	1,00	1,07	0,93	-0,80	0,72	-2,28*
Chile	1,22	0,41	1,22	0,79	0,50	-0,75
Coréia do Sul	4,23	0,95	4,38	7,85**	4,74	9,04**
Filipinas	1,85	0,80	1,87	3,91**	1,98	4,46**
Malásia	7,59	0,67	7,99	6,39**	8,73	7,43**
China	0,60	0,49	0,74	-2,23*	0,96	-0,16
Tailândia	3,57	0,66	3,51	4,84**	3,63	4,82**
Rússia	0,67	1,05	0,72	-4,51**	1,42	5,55**
Polônia	0,87	1,69*	0,87	-2,70**	0,94	-0,26
Bulgária	0,95	6,58**	0,96	-3,07**	0,96	-3,42**
Grécia	1,64	0,49	1,59	1,83*	0,42	-0,73
Turquia	1,02	5,98**	1,04	2,15*	1,03	1,94*
Hungria	1,15	3,04**	1,12	3,28**	1,05	0,93
Croácia	0,78	0,88	0,85	-1,75*	3,19	7,74**
Marrocos	-2,26	-0,29	-2,59	-4,75**	-3,26	-6,45**
África do Sul	2,66	1,24	2,72	8,26**	2,55	7,11**

* e ** representam rejeição de H_0 ao nível de 10% e 1% de significância, respectivamente.

Nas Tabelas 6 e 7, em que se analisam os testes OLS, FMOLS e DOLS para painéis, também houve rejeição da hipótese nula, ou seja, a validade da PPP "forte" não é corroborada. Um ponto a

ser considerado é que as estatísticas dos testes "*within-dimension*" se mostraram menores que as estatísticas para o teste "*between-dimension*". Segundo Pedroni, os valores mais altos do teste "*between-dimension*" são uma melhor estimativa da relação de longo prazo entre taxas de câmbio nominais e índices de preços agregados.

Outro ponto a ser destacado é o fato de que os testes FMOLS e DOLS rejeitaram mais a hipótese nula de co-integração do que o OLS. Isto porque, conforme explicitado anteriormente, a hipótese alternativa no FMOLS contempla a não-homogeneidade dos β_i s, ou seja, engloba um número maior de casos que a hipótese alternativa no OLS e, portanto, é menos complacente com a hipótese nula (não a aceita tão "facilmente").

Tabela 6 – Resultados do painel sem time dummy

Tipos	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
Entre dimensões	1,48	7,52**	1,50	-172,93**	1,59	-148,92**
Dentro da dimensão sem pesos	nd	nd	0,93	-1,50	1,01	0,20
Dentro da dimensão com pesos	nd	nd	nd	nd	0,03	-721,75**

** representa rejeição de H_0 ao nível de significância de 1%

Tabela 7 – Resultados do painel com time dummy

tipo	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
Entre dimensões	0,85	9,52**	0,88	-12,81**	0,92	-5,94**
Dentro da dimensão sem pesos	nd	nd	0,86	-2,98**	0,93	-1,56
Dentro da dimensão com pesos	nd	nd	nd	nd	0,94	-9,68**

** representa rejeição de H_0 ao nível de significância de 1%

5 CONCLUSÃO

Os resultados obtidos não corroboram, a princípio, a hipótese da PPP. A maior parte dos testes empregados rejeitou a hipótese nula da PPP "forte" e os resultados obtidos foram similares aos de Basher e Mohsin (2002). Analisando os dados agrupados em painéis, constatou-se que não houve sustentação empírica da teoria, sendo que a análise dos países, individualmente, também levou à rejeição da versão relativa da PPP para a maior parte dos casos. Isto pode indicar que a não-corroboração da PPP nos dados em painel não se deveu à influência de dados de alguns poucos países, mas parece ser a regra e não a exceção.

APÊNDICE: UM BREVE RESUMO SOBRE OS TESTES ALTERNATIVOS DE RAÍZES UNITÁRIAS: SÉRIES INDIVIDUAIS VERSUS PAINEL. TESTES DE ADF, PP, LL, IPS E FISHER

Maddala e Wu (1996) mostram os seguintes modelos para testar raiz unitária de séries individuais versus painel.⁹

$$y_{i,t} = \alpha_i y_{i,t-1} + \omega_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Suponha que estamos interessados em testar

$$H_0: \alpha_1 = 1$$

$H_1: \alpha_1 < 1$ condição para a série ser estacionária.

Assim, temos acima vários testes de raízes unitárias para uma simples equação. Por outro lado, o teste de raiz unitária em painel trata de uma diferente hipótese.

$$H_0: \alpha_i = 1$$

$$H_1: \alpha_i < 1 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N$$

Consideraremos os seguintes testes de raiz unitária em painel: Levin, Lin e Chu (2002); Breitung (2002); IPS (Im, Pesaran e Shin 2003); testes de Fisher usando testes ADF e PP, conforme Maddala e Wu (1999), Choi (2001), e Hadri (1999).

Testes com Processos de Raiz Unitária Individual

Os testes de IPS (Im, Pesaran e Shin), e Fisher-ADF e PP permitem que sejam testados processos individuais de raiz unitária de modo que possam mudar ao longo da dimensão *cross-section*. Todos estes são baseados na combinação do teste de raiz unitária individual para derivar o resultado específico de um painel.

⁹ Considere um simples processo AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde x_t' são os regressores exógenos que podem também incluir constante e tendência, os parâmetros ρ e δ devem ser estimados, e ε_t é um ruído branco.

Teste ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Este teste subtrai y_{t-1} de ambos os lados da equação (11).

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde $\alpha = \rho - 1$. As hipóteses nula e alternativa podem ser escritas como

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 1$$

e avaliados segundo:

$$t_\alpha = \hat{\alpha} / (se(\hat{\alpha}))$$

Onde $\hat{\alpha}$ é a estimativa de α , e $se(\hat{\alpha})$ é o erro padrão do coeficiente.

O teste simples de Dickey-Fuller descrito acima é válido somente se a série é um processo AR(1). Se a série é correlacionada a defasagens de ordem superiores, a hipótese de ruído branco de ε_t é violada.

O Teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) constrói uma correção paramétrica para as correlações de ordem maiores ao assumir que as séries seguem um processo AR(p) e adicionando (p) termos das diferenças defasadas da variável dependente ao lado direito da regressão.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t \quad (13)$$

Existem outros poderosos testes de raiz unitária de séries univariadas, tais como: i) DFGLS (*Dickey-Fuller test with GLS Detrending*) proposto por Elliot, Rothenberg, Stock (1996); ii) Phillips-Perron (1988); iii) KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, 1992); iv) NP (Ng e Perron, 2001); e v) Elliot (1996).

Teste IPS (Im, Pesaran e Shin)

Im, Pesaran e Shin definem uma regressão ADF separada para cada *cross-section*:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

A hipótese nula pode ser escrita como

$H_0: \alpha_i = 0$, para todo i

A hipótese alternativa é dada por

$H_1: \alpha_i = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N_1$; $\alpha_i < 0$ para $i = N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N$

Depois de estimar as regressões ADF separadas, a média das t-stats para cada α_i das regressões ADF individuais $t_{iT_i(p_i)}$,

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^N t_{iT_i(p_i)} \right) / N$$

é então ajustada para chegar ao teste estatístico desejado. Os valores críticos para t_{NT} são reportados por IPS para combinações de diferentes números de *cross-sections* (N) e tamanho de séries (T).

Testes Fisher-ADF e Fisher-PP de Raiz Unitária em Pannel

Uma abordagem alternativa para teste de raiz unitária em painel faz uso do resultado de Fisher (1932) para derivar testes que combinam os p-valores de cada teste de raiz unitária individual. A idéia foi proposta por Maddala e Wu (1999) e Choi (2001).

Se for definido o p-valor de qualquer teste de raiz unitária individual para uma *cross-section*, então sob a hipótese nula para todas as *cross-sections*, temos que o resultado assintótico que

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2N}$$

Ademais, Choi (2001) demonstra que

$$Z = (1/\sqrt{N}) \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(\pi_i) \rightarrow N(0,1)$$

onde Φ^{-1} é o inverso da função de distribuição acumulada normal padrão. As hipóteses nula e alternativa são as mesmas das IPS.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alves, D.; Cati, R. C.; Fava, V. L. Purchasing power in Brazil: a test for fractional cointegration. *Applied Economics*, v. 33, n. 9, 2001.
- Araújo, C. H. V.; S. Filho, G. B. Mudanças de regime no câmbio brasileiro. Banco Central do Brasil, *Working Paper* 41, 2002

- Baltagi, B. H.; Kao, C. Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey. In: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 7-52.
- Banerjee, A. Panel data unit roots and cointegration: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 61, p. 607-629, 1999.
- Basher, S. A.; Mohsin, M. PPP tests in cointegrated panels: evidence from Asian developing countries. Department of Economics, York University, *Working Paper*, 2002.
- Breitung, Jörg. The local power of some unit root tests for panel data. In: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 161-178.
- Breuer J. B. An assessment of the evidence on PPP. In: Williamson, J. (ed.), *Estimating equilibrium exchange rate*. Washington, D.C.: Institute for International Economics, 1994.
- Canzoneri, M.; Cumby, R.; Diba, B. Relative labor productivity and the real exchange rate in the long-run: evidence for a panel of OECD countries. *Journal of International Economics*, v. 47, p. 245-266, 1996.
- Cassel, Gustav. Abnormal deviations in international exchanges. *Economic Journal*, 28, p. 413-15, 1918.
 _____ *Money and foreign exchange after 1914*. New York: Macmillan, 1922.
- Chinn, Menzie D. The usual suspects? Productivity and demand shocks and Asia-Pacific real exchange rates. *Review of International Economics*, 8, p. 20-43, 2000.
- Choi, I. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, p. 249-272, 2001.
- Frankel, J. A.; Rose, A. K. A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries. *NBER Working Paper* 5006, 1995.
- Froot, K.; Rogoff, K. Perspectives on PPP and the long-run real exchange rate. In: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995.
- Garcia, M. G. P.; Olivares, G. A. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Working Paper*. PUC/Rio, 2000.
- Hardi, Kaddour. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometric Journal*, 3, p. 148-161, 2000.
- Holland, Márcio; Valls Pereira, Pedro L. Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. *Working Paper*, IBMEC, 2004.
- Im, K. S.; Pesaran, M. H.; Shin, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, p. 53-74, 2003.
- Johansen, S.; Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration -with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210, 1990.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- Kao, C.; Chiang, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 179-222.
- Kwiatkowski, Denis; Phillips, Peter C. B.; Schmidt, Peter; Shin, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178, 1992.
- Levin, A.; Lin, C. F. Unit root tests in panel data, asymptotic and finite sample properties. U.C. San Diego, *Working Paper*, 1993.
- Levin, A.; Lin, C. F.; Chu, C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, p. 1-24, 2002.

- Maddala, G. S.; Wu, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test: evidence from simulations and the bootstrap. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, p. 631-652, 1999.
- Marçal, E. F. *Paridade do poder de compra: a evidência empírica brasileira*. 1998. Dissertação (Mestrado), IE/UNICAMP, Campinas.
- Marçal, E. F.; Valls Pereira, P. L. V.; Santos Filho, O. C. Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, 57, p. 159-190, 2003.
- Mark, N.; Sul, D. *A computationally simple cointegration vector estimator for panel data*. Manuscript, Ohio State University, 1999.
- Miguel, Paulo Pereira. *Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90*. 2001. Tese (Doutorado), IPE/FEA-USP. Ganhador do 23º Prêmio BNDES de Economia.
- Ng, Serena; Perron, Pierre. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- Obstfeld, M.; Taylor, A. *International capital market integration over the long run: the great depression as a watershed*. U.C.Berkeley, 1996.
- O'Connell. The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, v. 44, p. 1-19, 1998. (forthcoming).
- Oh, K. Purchasing power parity and unit root tests using panel data. *Journal of International Money and Finance*, 1996.
- Pedroni, Peter. Panel cointegration; Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Williams College, *Working Papers*, September 5, 2003. Forthcoming, *Econometric Theory*.
- _____. Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Indiana University, *Working Paper*, 2001a.
- _____. Purchasing power parity in cointegrated panels. *The Review of Economics and Statistics*, v. 83, n. 4, p. 727-731, 2001b.
- _____. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In: Baltagi, B. H. (ed.), *Advances in econometrics*. Vol. 15: Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels, advances in econometrics. Amsterdam: JAI Press, 2000, p. 93-130.
- _____. Critical values for cointegrating tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999.
- _____. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity. Department of Economics, Indiana University, *Working Paper*, 1996.
- Phillips, P. C. B.; Perron, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346, 1988.
- Rivera-Batiz, F. L.; Rivera-Batiz, L. A. *International finance and open economy macroeconomics*. 2ª edição. Macmillan Publishing Company, 1994.
- Rogoff, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. XXXIV, p. 647-668, junho de 1996.
- Taylor, A. International capital mobility in history: purchasing power parity in the long run. Northwestern University, *Working Papers*, 1996.
- Taylor, Mark P. The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, v. XXXIII, p. 13-47, March 1995.
- Taylor, M. P.; Sarno, L. The behavioral of real exchange rate during the Post-Bretton Woods period. *Journal of International Economics*, v. 46, p. 281-312, 1998.

