A Paridade Descoberta das Taxas de Juros nos Mercados de Moedas Estrangeiras (FX)

Joe Akira Yoshino*
Silvio Ricardo Micheloto**

Resumo
Este trabalho verifica a UIP (paridade descoberta das taxas de juros) nos mercados de moedas estrangeiras nos países em desenvolvimento com base na técnica de cointegração em painel. Os dados são relativos a vários países em desenvolvimento que compõem o índice Global EMBI$^+$ da JP Morgan. Comparamos os resultados de vários estimadores em painel: OLS (mínimos quadrados ordinários), DOLS (OLS dinâmico) e FMOLS (OLS modificada). Esta nova técnica de painel pode lidar com problemas tanto de não-estacionariedade das séries (regressão espúria) como de pequena amostra. Este último problema tem sido considerado como uma das principais causas para a distorção dos resultados nos testes da UIP. Assim, ao usar esta nova abordagem, testamos a UIP no mercado de moedas estrangeiras (FX) dos países em desenvolvimento. Nos mercados desenvolvidos existe uma extensa controvérsia se esta paridade seria válida ou não. Por outro lado, os mercados emergentes são voláteis em face tanto das mudanças nos regimes cambiais e monetários como dos ataques especulativos. Nossos resultados não corroboram a UIP nos mercados emergentes. Assim, fica claro que o chamado "*forward premium puzzle*" possa ser válido nestes mercados.

Abstract
This work verifies the uncovered interest rates parity (UIP) in the FX (foreign exchange) emerging markets by using the panel cointegration technique. The data involves several developing countries that compose the EMBI$^+$ Global Index. We compare the results of several panel estimators: OLS (ordinary least square), DOLS (dynamic OLS) and FMOLS (fully modified OLS). This new panel technique can handle problems of either non-stationary series (spurious regression) or small sample problem. This latter problem has being considered one of the main causes for distorting the UIP empirical results. By using this approach, we check the UIP in the FX (foreign exchange) emerging markets. These markets are more critical because they have being subjected to changing FX regimes and speculative attacks. Our results do not corroborate the uncovered interest parity for the developing countries in the recent years. Thus, the forward premium puzzle may hold in the FX emergent markets.

***Palavras-chave*:** paridade descoberta das taxas de juros; paridade do poder de compra; não-arbitragem; enigma do prêmio a termo; apreçamento de ativos de Lucas.

Códigos JEL: F21; F31; F41.

Submetido em Julho de 2003. Revisado em Setembro de 2004. Agradecemos a Peter Pedroni pelo fornecimento dos programas em RATS para os testes de raiz unitária e cointegração. As críticas e sugestões feitas pelos pareceristas foram de enorme valia.

*Universidade de São Paulo. FEA-Departamento de Economia. Professor Livre-Docente: Mercado de Capitais, Derivativos e Renda-Fixa.

**FEA-IME USP. Mestrado Profissionalizante: Modelagem Matemática em Finanças.

©2004 Sociedade Brasileira de Finanças

1. Introdução

Este trabalho emprega recentes técnicas econométricas envolvendo painéis cointegrados de modo a verificar a controvérsia sobre a validade da UIP (*uncovered interest parity*), em particular, nos mercados emergentes de taxas de câmbio. Cabe destacar que o teste da UIP nestes mercados é mais crítico – dados os recentes ataques especulativos. Estes mercados tiveram diversos regimes cambiais que foram induzidos quer seja pela autoridade monetária ou pelas crises cambiais.[1]

A maior vantagem da técnica de painéis ao problema em questão seria a possível dinâmica homogênea de longo prazo, que seguiria a UIP, e ao mesmo tempo incorporaria a heterogeneidade no ajuste de curto prazo. Esta técnica permite que possamos fazer o teste da UIP para vários países simultaneamente num dado período, em vez de para cada país separadamente. Assim, aumentamos a amostra ao considerarmos as dimensões temporal e *cross-section*.[2] Uma outra vantagem é que se atenua o problema da pequena amostra, que é citado como um sério viés na verificação empírica da UIP.[3]

Na parte empírica, fazemos os testes de ambos raiz unitária e cointegração em painel. Comparamos os resultados dos estimadores OLS (*Ordinary Least Square*), DOLS (*Dynamic* OLS) e FMOLS (*Fully Modified* OLS). Assim, empregamos esta nova técnica para testar a UIP numa condição crítica, ou seja, para um grupo de países em desenvolvimento, que estão mais sujeitos a crises cambiais. Nossos resultados não corroboram a paridade descoberta das taxas de juros.

Este trabalho está assim organizado. O capítulo 2 mostra alguns conceitos econômicos acerca da UIP. A aparente violação desta paridade, em termos da lei-do-preço único ou da não-arbitragem, suscita um importante *puzzle* nas finanças internacionais: *forward premium*. Fazemos também um *survey* dos testes da UIP nos mercados tanto internacionais como brasileiro. O capítulo 3 apresenta sucintamente os principais conceitos econométricos em painéis envolvendo os testes de raiz unitária, cointegração e estimadores OLS, FMOLS e DOLS. No Apêndice, damos mais detalhes acerca dos principais testes em painéis tanto de raiz unitária como de cointegração. O capítulo 4 descreve os dados utilizados e os países para a realização do teste da UIP. O capítulo 5 analisa os resultados obtidos. O capítulo 6 contém as conclusões.

2. A *UIP* (Paridade Descoberta das Taxas de Juros)

Sob a perfeita mobilidade de capital, a lei-do-preço-único pode ser válida em termos da CIP (*covered interest rates parity*). Por outro lado, esta lei é controversa para a UIP (*uncovered interest rates parity*). Fama (1984) mostra que não somente os excessos de retornos nos depósitos estrangeiros com relação aos CDBs

[1] Detalharemos mais à frente a fonte de dados e os países em desenvolvimento que consideraremos.

[2] Se compararmos as técnicas de painel com SUR (*similarly unrelated regression*), a diferença é que no primeiro caso podemos lidar com o problema de não-estacionariedade.

[3] Detalharemos este aspecto quando apresentarmos o *survey* dos trabalhos empíricos.

domésticos são previsíveis ex-ante, mas também a variância da diferença destes retornos é maior do que a variância das mudanças nas taxas de câmbio. As possíveis explicações acerca deste *puzzle* vão desde o prêmio do risco cambial, erros de expectativas (problemas do peso ou aprendizagem), e ineficiências do mercado.[4] Este *puzzle* encontra-se ainda sem explicação assim como o *equity premium puzzle*.[5]

Neste contexto, cabe melhor entender este problema considerando primeiro os aspectos conceituais a seguir.

De modo que a paridade das taxas de juros seja válida, as seguintes hipóteses devem ser satisfeitas:

- A perfeita mobilidade do capital internacional entre os países. Requer a inexistência de barreira para a arbitragem financeira entre os países ou nenhuma restrição na conta-capital;
- Baixo custos de transação entre os países;
- Nenhum tipo de risco de *default* quer seja das firmas, do país, etc..;
- A neutralidade ao risco.

No caso da CIP (paridade coberta de juros), assume-se um mundo livre-de-risco, e a inexistência do risco de liquidação, de *default* ou de outros riscos inerentes aos investimentos financeiros.

No caso da UIP (*uncovered interest rate parity*), assume-se que existe apenas o risco cambial (apesar da hipótese da inexistência dos outros tipos de riscos decorrente do investimento financeiro no exterior).[6]

O investidor seria neutro ao risco, ou seja, ele importa apenas com o retorno médio. Não se importa com a volatilidade. Somente os aversos ao risco requerem um prêmio de risco.[7]

A CIP pode ser usada para verificar, na prática, a mobilidade do capital transnacional. A Inglaterra e o Japão liberalizaram seus mercados de capitais por volta dos anos 1980s. Desde então, a CIP passou a ser válida nestes países com relação aos Estados Unidos. Atualmente, a CIP é válida entre as moedas como dólar, euro e yen (mas não entre as moedas dos países como Rússia e China).

[4] **O problema do peso** surge quando os participantes do mercado antecipam uma futura mudança discrecionária na política e que não é materializada dentro do período amostral observado. Como fato estilizado, a taxa do CDB mexicano ficou muito acima da taxa do CDB norte-americano nos anos 1970s mesmo num regime de câmbio fixo por uma década. Depois, o peso mexicano acabou sendo desvalorizado no final dos anos 1970s.

[5] Este puzzle pode ser também formulado em equilíbrio geral do mesmo modo que o modelo de Mehra e Prescott (1985) usando a fórmula de apreçamento de ativos de Lucas (1978). Uma boa referência é Mark (1985).

[6] Esta teoria considera os Estados Unidos como o mercado doméstico.

[7] No caso da CIP – sob perfeita mobilidade de capital – as pessoas e firmas são permitidas a comprar e a vender ativos externos. Eles podem estar comprado (*long*) ou vendido (*short*) na moeda estrangeira.

Na CIP, pode existir uma pequena diferença entre o diferencial de juros e a taxa de desconto a termo, mas a magnitude seria pequena. Assim, mesmo que a CIP seja válida, esta diferença pode existir por vários motivos: Diferença no fuso horário (não sincronização na coleta dos dados para testar a CIP); Os CDBs no Japão e Estados Unidos não são perfeitos substitutos dadas as diferenças em termos de liquidez, impostos, regulações etc; e custos de transação.

A causalidade na CIP vai do diferencial das taxas juros para a taxa de câmbio a termo em relação a taxa de câmbio *spot*.[8]

A UIP é completamente diferente da CIP. No primeiro caso, podemos ter o risco cambial. Na realidade, a UIP pode ou não ser válida dada a incerteza. A controvérsia em termos empíricos é enorme – como veremos no *survey* abaixo.

A idéia da UIP é simples. Suponha duas opções: comprar uma dívida doméstica no mercado norte-americano com retorno (i); e comprar uma dívida estrangeira (fora dos Estados Unidos), cujo retorno (na moeda norte-americana) seria $(i^* + x)$. Onde (x) seria a mudança prevista na taxa de câmbio entre hoje e a maturidade. As taxas de juros (i) e (i^*) são conhecidas hoje, mas (x) é incerta. A desvalorização cambial esperada pode ser diferente da que efetivamente acaba ocorrendo. Enquanto, o primeiro investimento (doméstico) rende um retorno certo, o segundo (estrangeiro) não, pois existe a incerteza cambial. Se o investidor fosse neutro ao risco (ele preocuparia apenas com o retorno médio e não com a volatilidade), a condição da lei-de-preço-único (não-arbitrage) para a UIP seria dada por

$$i = i^* + x \tag{1}$$

Se ambas a CIP e a UIP forem válidas ao mesmo tempo, temos

$$x = (F - S)/S \tag{2}$$

Em outras palavras, a mudança esperada na taxa de câmbio coincide com o prêmio na taxa de câmbio a termo.[9]

Cabe fazer as seguintes ressalvas:

[8] Alguns riscos cambiais não tem *hedge* (ou cobertura). Exposições ao risco cambial incluem a proteção contra um nível da taxa de câmbio alto ou baixo, em contraste com a proteção contra a mudança na taxa de câmbio no período entre agora e uma data no futuro. Não há proteção contra uma taxa de câmbio à vista (hoje). Inexiste um mercado cambial a termo com maturidade acima de um ano. Assim, para prazos maiores inexiste proteção.

Muitos dos riscos empresariais operacionais não podem ser separados do risco cambial. Para riscos operacionais imprevistos, não existe *hedge*. Uma fábrica pode deixar de produzir por problemas técnicos. Assim, os mercados são incompletos para alguns contratos.

[9] Isto implica que

$$\begin{aligned} F &> S \Longleftrightarrow i > i* \\ F &< S \Longleftrightarrow i < i* \end{aligned}$$

Se o juro doméstico for maior que o juro externo, a taxa de câmbio a termo (futuro) deve ser maior que a taxa à vista (hoje), e vice-versa. Esta relação deve ser válida sempre entre os ativos financeiros com alta-qualidade, baixo risco e sob a mobilidade de capital entre os países.

- As expectativas do mercado acerca das futuras taxas de câmbio não são geralmente observadas, exceto para alguns *surveys n*um horizonte de 1, 3 ou 6 meses (no máximo);

- A UIP pode ser decomposta em 2 partes: a paridade do poder de compra (PPP); a equação de Fisher, que requer uma perfeita mobilidade do capital em termos da equalização das taxas de juros reais entre os países. Sabemos que a PPP não é válida no curto-prazo. A validade empírica da segunda condição acima é também questionável, principalmente nos mercados emergentes onde podem existir restrições na conta-capital.

Ademais, os investidores podem ser aversos ao risco em vez da hipótese de neutralidade na UIP. O investidor averso ao risco deseja alto retorno e baixo risco (menos volatilidade). Neste caso, a UIP pode ser modificada como:

$$i = x + i^* + z \tag{3}$$

onde z é o prêmio ao risco cambial ao investir em ativo estrangeiro. Compara agora dois retornos i e $i^* + x + z$. O sinal e o tamanho do prêmio de risco depende das relativas ofertas e demandas dos ativos externos e domésticos nos respectivos mercados que, por sua vez, dependem dos superávits ou déficits na conta-corrente em termos cumulativos de cada um destes países.

A UIP prevê que as moedas com altas taxas de juros nominais devam depreciar. Prevê também que, *ceteris paribus*, um aumento da taxa de juro real doméstica deve apreciar a sua moeda. Na prática, esta teoria é controversa. Existem várias evidências contra a UIP, que foram documentadas por Hodrick (1987), Engel (1996), Froot e Thaler (1990).

Uma explicação mais corriqueira para a falha da UIP seria a existência de um prêmio de risco que muda no tempo como uma recompensa para a posição especulativa na moeda estrangeira.

O *puzzle* na UIP é manifestado na forma de um viés no prêmio da taxa de câmbio a termo de modo a antecipar uma futura mudança na taxa de câmbio. O viés é maior do que a teoria poderia prever – mesmo incorporando o risco. Neste sentido, vide Cumby e Obstfeld (1984), Fama (1984), Froot e Thaler (1990), Hollifield e Uppal (1997). Esta controvérsia é conhecida também como o "viés no prêmio da taxa de câmbio a termo". A evidência empírica é a de que o prêmio na taxa de câmbio a termo ajuda a prever a futura depreciação cambial, mas não com o sinal previsto pela UIP. Como um corolário ao "viés no prêmio da taxa de câmbio a termo", Fama (1984) mostra que o desvio da UIP é correlacionado negativamente com (e é mais volátil do que) a taxa esperada de depreciação.

Um das incógnitas do comportamento do regime de taxas flutuantes no começo dos anos 1970s é a tendência dos países com altas taxas nominais de juros de ver suas moedas apreciarem em vez de depreciarem como sugere a UIP. Neste sentido, surgiu uma segunda geração de *papers* para explicar o *puzzle* do prêmio na taxa de câmbio a termo. Vide Bakshi e Naka (1997), Bekaert (1995), Bekaert

et alii (2003), Canova e Marrinan (1995), Engel (1996), Flood e Rose (1996), Hodrick (1987), Phillips e McFarland (1997), Wu e Zhang (1997).

Por outro lado, existem evidências que suportam a UIP, e.g., Bekaert e Hodrick (2001), Baillie e Bollerslev (2000). Estes últimos trabalhos alegam que foram feitas inferências estatísticas duvidosas para se questionar a validade da UIP. Chinn e Meredith (2001) mostram que a UIP é válida no longo prazo. Para eles, a falha da UIP no curto-prazo seria devido ao choque no prêmio de risco em face de mudança na política monetária.

A falha da UIP seria também possível se os mercados fossem ineficientes ou se as fricções do mercado no curto-prazo impedissem um ajuste imediato da taxa de câmbio em face de uma mudança nas taxas de juros.

Lothian e Liurien (2003) explicam a falha da UIP devido à dois aspectos empíricos: característica dos dados dos anos 1970s e 1980s; e ruído introduzido pelos pequenos desvios da UIP. Em outras palavas, os problemas tanto de pequena amostra como do peso (erros de expectativas) podem adulterar o teste da UIP.

Chaboud e Wright (2003) validam a UIP quando usam uma grande amostra com alta frequência (dados intradiários). A UIP passa a ser violada quando se considera maiores periodicidades (diária, semanal e mensal).

Chinn e Meredith (2003) testam a UIP usando taxas de juros de longo prazo para as dívidas dos países do G-7. Os resultados suportam a UIP nos mercados desenvolvidos – todos os coeficientes nos diferenciais de juros têm os sinais corretos, e quase sempre são próximos do valor unitário esperado. No longo prazo, os movimentos nas taxas de câmbio são definidos pelos "fundamentos", fazendo com a relação entre as taxas de juros e as taxas de câmbio sejam consistentes com a UIP.

Com relação aos testes da UIP nos países em desenvolvimento, cabe destacar os trabalhos de Francis e Hunter (2002), Flood e Rose (2001). Eles não usam a técnica de cointegração em painel. Francis e Hunter (2002) usam a ténica de GARCH e mostram desvios sistemáticos da UIP nos mercados emergentes. Eles defendem que parte do excesso de retorno nas moedas destes mercados pode ser atribuída ao prêmio de risco que muda no tempo.

Com relação ao teste da UIP apenas para a economia brasileira (sem painel), temos os trabalhos de Garcia e Olivares (2000), Marçal et alii (2003), Duarte e Pereira (1991), Rossi (1996), e Marçal (1998).[10]

[10]Para Garcia e Olivares (2000), a violação da UIP depois da implementação do Plano Real seria devido ao prêmio de risco que varia ao longo do tempo, o qual correlaciona-se com os fundamentos macroeconômicos da economia. Por outro lado, Marçal et alii (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 cointegração a 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.

Um trabalho polêmico é o de Miguel (2001) para o caso brasileiro no período 1992:1-1998:12. Suas principais conclusões são: a UIP é corroborada ao considerar dados diários e semanais; a UIP é a

3. Conceitos: Raiz Unitária, Cointegração e Estimadores em Painel

Dados de painel fornecem observações repetidas no tempo envolvendo *cross-section* de indivíduos. As estimativas econométricas utilizam duas dimensões: temporal e as variações *cross-section* nos dados. Os dados consistem de um grande número de unidades *cross-section* – observados em alguns pontos do tempo. Para uma variável y_{it}, temos $i = 1, 2...N$ países que são observados para os períodos $t = 1, 2...T$.

O painel (*cross-section* no tempo) pode fornecer mais informações relativamente à dimensão usual de cada país no tempo.

As referências para os testes de estacionariedade em painel são: Breitung (1994); Quah (1994); Levin e Lin (1993); Im et alii (1995); Maddala e Wu (1999); Levin et alii (2002).[11] O Apêndice mostra detalhes econométricos acerca de alguns destes testes.

A análise de painel permite também estimar a heterogeneidade específica de cada país. Painéis podem assumir uma relação comum para todos os países no longo-prazo e dinâmica específica para cada país no curto-prazo. A relação homogênea de longo prazo pode ser devida a alguma relação econômica, e.g., PPP, UIP, CPI, convergência da renda per capita etc. Assim, na década de 1990, começou a ficar popular a análise das relações de cointegração de longo-prazo em painel. Neste sentido, cabe mencionar os *papers* de Levin e Chien-Fu (1992), Levin e Lin (1993), Pedroni (1995), Pedroni (1996), Pedroni (1997), Pedroni (2001), Phillips e Moon (1999), McKoskey e Kao (1998), Kao (1999). Como uma extensão natural para a não-estacionariedade, a cointegração ganhou novo ímpeto no contexto de painel.[12]

Pedroni (1997) derivou as distribuições assintóticas para os testes baseados nos resíduos de cointegração para ambos os painéis homogêneos e heterogêneos.

variável relevante para explicar o fluxo de capital para o Brasil devido ao excesso de retorno; ocorreu um prêmio de risco e erros de expectativa (problema do peso) no período logo após a implementação do Plano Real no período de 1994:07 a 1995:03.

[11] Breitung (1994) derivaram a normalidade assintótica do teste de Dickey-Fuller para painéis com grande dimensão *cross-section* e pequena dimensão série temporal. Quah (1994) estudou o teste de raiz unitária em painel de modo a incorporar as variações nestas duas dimensões. Ele mostrou que a distribuição assintótica para o teste proposto é uma mistura assintótica da normal padronizada com Dickey-Fuller-Phillips. Levin e Lin (1993) derivaram a distribuição assintótica para a raiz unitária em painel e mostraram que o poder destes testes aumenta bastante quando a dimensão *cross-section* aumenta ao mesmo tempo.

Im et alii (1995) criticou a estatística de raiz unitária em painel de Levin e Lin. Maddala e Wu (1999) forneceram uma base de comparação para os testes de Im et alii (1995), e Levin e Lin (1993). Neste sentido, Maddala e Wu (1999) propõe o teste de Fisher.

[12] Kao (1999) analisou o problema da regressão espúria em dados de painel, junto com as propriedades assintóticas do estimador OLS. Kao mostra que este estimador é consistente com seu valor verdadeiro, mas a estatística t-student sobre o coeficiente β de regressão difere tanto que pode ficar com alta probabilidade de se obter um valor errado. Ademais, Kao (1999) examinou os testes Dickey-Fuller (DF) e augmented Dickey-Fuller (ADF) para testar a hipótese nula de nenhuma cointegração nos dados de painel. McKoskey e Kao (1998) propuseram testes adicionais para a hipótese nula de cointegração em dados de painel.

Phillips e Moon (1999) desenvolveram as teorias sobre o limite seqüencial e o limite conjunto para os dados de painéis não-estacionários.

Pedroni (1995) Pedroni (2000), Phillips e Moon (1999) sugerem o estimador FMOLS (*fully-modified* OLS). Este estimador é uma alternativa para lidar com os chamados *nuisance parameters*, mas é problemático no caso de pequenas amostras. Kao e Chiang (2000) mostram que os estimadores OLS, FMOLS, e DOLS são todos assintoticamente distribuídos normalmente.[13]

Os modelos de painéis podem incorporar as possíveis correlações contemporâneas entre as unidades *cross-section*. Para muitos países, esta correlação não pode ser capturada por um efeito aleatório temporal específico. Vide O'Connell (1998). Assim, para permitir as correlações contemporâneas entre os resíduos, os recentes trabalhos empregam as técnicas de simulações, e.g. Chang (2001), Wu e Wu (2001).

No Apêndice fornecemos detalhes econométricos envolvendo painel para os testes tanto de raiz unitária como de cointegração.

3.1 Procedimento estatístico

As séries são os índices de preços, taxas de juros e taxas de câmbio para cada país. Foram realizados testes tanto de raiz unitária para cada uma das séries como de cointegração para a equação da paridade descoberta de juros. Para a verificação da presença da raiz unitária em painel conduzimos os testes de Levin e Lin (1993) e Im et alii (1997). Estes testes incluem uma constante e uma tendência. Para os testes de cointegração em painel utilizou-se o procedimento de Pedroni (1999).

Para testarmos a paridade das taxas de juros descoberta nos mercados emergentes utilizamos os estimadores OLS (*Ordinary Least Squares*), FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) e DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*).

3.1.1 Implementação dos testes de cointegração em painéis

O objetivo dos trabalhos acerca da UIP é achar uma possível tendência estocástica comum entre as variações das taxas de câmbio e as diferenças entre as taxas de juros doméstica e estrangeira.

Na aplicação dos testes de cointegração para as hipóteses de longo prazo para as paridades das taxas de câmbio em painéis, é desejável a construção de estimadores que não imponham que as dinâmicas dos diferentes países sejam a mesma. Ademais, a dinâmica de curto prazo pode ser heterogênea. Para tanto, Pedroni desenvolveu testes chamados FMOLS (*Fully Modified Ordinary Least Squares*), sendo que consideramos especialmente a versão group-FMOLS, que agrupa os dados entre as dimensões temporal e *cross-section (between-dimension)*, em contraste com os testes *within-dimension*. O estimador *between-dimension* permite maior flexibilidade no caso do vetor de cointegração ser heterogêneo.

[13] Kao e Chiang (2000) mostram que: o estimador OLS tem um viés não desprezível nas pequenas amostras; o estimador FMOLS não apresenta melhora em relação ao OLS em geral; o estimador DOLS é preferível aos estimadores OLS ou FMOLS nas regressões de cointegração em painel.

3.1.2 Estimadores empregados no teste da UIP

Nos testes de paridade das taxas de câmbio podemos ter

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \mu_{it} \tag{4}$$

em que y_{it} é o log da variação das taxas de câmbio entre os países, x_{it} é o log do diferencial de taxas de juros entre os países. $[y_{it}; x_{it}]$ podem ser cointegrados pela inclinação β_i, que pode ou não ser homogênea ao longo de i.

A versão restrita da paridade das taxas de juros descoberta testa a hipótese nula $H_0 : \beta_i = 1$ existência de cointegração para todos os i países.

A análise padrão de raiz unitária em painel impõe normalmente um valor unitário homogêneo para o vetor de cointegração. Esta paridade pode ocorrer no equilíbrio de longo prazo. A relação de paridade entre elas não precisa ser, necessariamente, um para um. Neste caso, $\beta_i \neq 1$ e constitui a versão "fraca" da paridade da taxa de juros.[14]

No caso da análise dos dados em painel, é natural que tais fatores possam ser distintos entre os diversos países considerados e, portanto, que haja relações de cointegração heterogêneas, o que justifica o uso de métodos de cointegração de painéis proposto por Pedroni (1995). Testa-se a hipótese nula de não-cointegração sem que seja imposta a homogeneidade do vetor de cointegração.

4. Descrição dos Dados

Dada que a presente análise trata das economias emergentes, selecionamos os países incluídos no EMBI$^+$ (*Emerging Market Bond Index*), calculado pelo JP Morgan. Dado que o EMBI$^+$ considera o fluxo dos títulos da dívida externa, este índice é composto dos países mais relevantes (nesse caso em termos de volume de fluxo de recursos financeiros) para a análise da UIP. Os países selecionados foram: Argentina, Brasil, México, Venezuela, Equador, Peru, Colômbia, Chile, Coréia do Sul, Filipinas, Malásia, China, Tailândia, Polônia, Bulgária, Grécia, Turquia, Hungria, Croácia, e áfrica do Sul. Foram utilizados os intervalos de tempo nos quais eram disponíveis tanto os dados de taxas de câmbio como os de juros.

A fonte dos dados utilizados nos testes foi a Bloomberg, a partir das séries disponibilizadas pelo Fundo Monetário Internacional. Inicialmente, buscou-se a utilização dos dados mensais a partir de 1980. Foram considerados dados mensais de taxas de câmbio (final de período) e taxas de juros (mensais) para os 20 países selecionados do EMBI Global – de acordo com a disponibilidade –, mais a série do índice de preços ao consumidor dos EUA (dado que os dados de câmbio são expressos em termos da moeda local em relação ao dólar norte-americano). Como não se dispunha de séries desde janeiro de 1980 para todos os países, o período acabou sendo de Janeiro de 1993 a Dezembro de 2001. Assim, temos 108

[14] Podem contribuir para isso as diferenças: nos CDBs dos países e suas taxas representam produtos financeiros distintos; na mobilidade de capital; nos índices de preços entre os países; nos custos de transporte de mercadorias; nas barreiras nas contas de transações comerciais e correntes, etc.

observações mensais acerca das taxas de câmbio e taxas de juros para cada país. Os dados de taxas de juros foram obtidos da página do FMI na Bloomberg, sendo que se buscou utilizar as taxas que melhor representassem os juros de mercado. No caso, foram utilizadas as taxas anuais das T-Bills de 3 meses, quando disponíveis, *money market rates* ou *time deposit rates* de 90 dias, vis-à-vis a US T-Bill de 3 meses.

5. Resultados

Na Tabela 1, as estatísticas *t-students* referem à hipótese nula de existência de 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 e Lin (1993), para N=20 e T=108, a raiz unitária não pôde ser rejeitada.

Tabela 1
Testes de Raiz Unitária do Painel

Testes	Ln(tx de câmbio)	Ln(diferencial de juros)
Levin-Lin rho-stat	1,60918	1,93011
Levin-Lin t-rho-stat	-0,03866	1,96593
Levin-Lin ADF-stat	0,72537	0,31098
IPS ADF-stat	0,93571	0,45898

Da mesma forma, na tabela 2 não se observa evidência de cointegração, sugerindo que no caso considerado a paridade das taxas de juros não acontece no longo prazo. As 4 primeiras estatísticas da tabela 4 são baseadas na associação dos dados dentro da dimensão *within-dimension* e as 3 últimas na combinação entre dimensões *between-dimension*, sendo que esta última permite a hipótese alternativa de valores não-homogêneos para as inclinações ou para o vetor de cointegração.

Tabela 2
Testes de Cointegração em Painel

	sem tendência	com tendência
Panel v-stat	0,53628	-0,39959
Panel ρ-stat	0,10883	-0,40913
Panel t-stat não-paramétrico	0,10462	-0,73217
Panel t-stat paramétrico	0,53432	0,09675
Group ρ-stat	0,06756	0,53991
Group t-stat não-paramétrico	0,51663	0,32796
Group t-stat paramétrico	0,81042	0,72235

Conforme a tabela 3, no caso dos FMOLS e DOLS, em que também se considera a possível heterogeneidade do vetor de cointegração, a hipótese nula da paridade descoberta de juros "estrita" é rejeitada.[15] De fato, nos testes individuais

[15] $H_0 : \beta_i = 1$ para todo (i)

para os 20 países considerados, no OLS rejeita-se a hipótese nula de cointegração para 7 países (4 ao nível de 10% e 3 a 1% de significância), na FMOLS rejeita-se a paridade de juros em 17 países (1 ao nível de 10% e 16 a 1%) e no DOLS não se aceita a nula em 18 casos (5 a 10% e 13 ao nível de 1%).

Tabela 3
Resultados Individuais

	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
Argentina	0,00	0,17	0,00	-1.390**	0,00	-983**
Brasil	0,80	3,50**	0,83	-7,47**	0,86	-2,55*
México	0,76	0,95	0,84	-2,12*	0,85	-3,82**
Venezuela	1,50	1,38	1,45	4,33**	1,37	2,01*
Equador	1,56	0,79	1,22	1,16	0,79	-1,73*
Peru	0,74	1,71*	0,82	-4,36**	1,01	0,22
Colômbia	0,73	1,25	0,65	-6,27**	0,55	-8,30**
Chile	0,68	0,58	0,68	-2,77**	0,63	-1,91*
Coréia do Sul	1,30	0,74	1,44	2,61**	1,54	2,96**
Filipinas	2,05	0,90	2,19	5,35**	2,38	7,32**
Malásia	5,40	0,64	5,17	5,10**	5,88	6,36**
China	1,22	0,43	1,35	1,30	0,70	-0,77
Tailândia	2,12	0,75	2,09	3,98**	2,14	4,02**
Polônia	0,77	2,21*	0,76	-7,24**	0,71	-4,58**
Bulgária	2,28	1,81*	2,16	9,55**	2,00	8,45**
Grécia	0,90	0,59	0,78	-1,51	-0,85	-4,09**
Turquia	1,09	5,25**	1,10	4,93**	1,08	4,53**
Hungria	1,29	3,93**	1,24	7,48**	1,20	4,97**
Croácia	0,59	1,00	0,65	-6,16**	0,69	-1,97
África do Sul	1,52	1,80*	1,50	6,13**	1,43	7,60**

* (**) representam rejeição de H_0 de cointegração ao nível de 10% (1%) de significância

Nas tabelas 4 e 5 abaixo, em que se analisam os testes OLS, FMOLS e DOLS para painéis, também houve rejeição da hipótese nula, ou seja, a validade da paridade descoberta de juros "estrita" não é corroborada. Entretanto, os testes com time *dummy*, que visam capturar possíveis influências dos dados *cross-section*, apresentaram rejeição da hipótese nula (validade da paridade descoberta de juros) no caso *between-dimension* apenas ao nível de 1% de significância.

Tabela 4
Resultados do Painel sem Time Dummy

tipo	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
between dimension	1,36	6,79**	1,35	-307,42**	1,25	-215,67**
within dimension unweighted	nd	nd	1,06	0,84	1,15	1,94*
within dimension weighted	nd	nd	nd	nd	0,01	-978,96**

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

Tabela 5
Resultados do Painel com Time Dummy

tipo	OLS	t-stat	FMOLS	t-stat	DOLS	t-stat
between dimension	1,09	5,32**	1,05	-2,13*	1,02	2,02*
within dimension unweighted	nd	nd	1,01	0,09	1,19	1,31
within dimension weighted	nd	nd	nd	nd	0,99	-0,40

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

6. Conclusões

Os testes não corroboram a UIP (paridade descoberta das taxas de juros) em sua versão estrita, que impõe que o coeficiente de cointegração seja igual a 1 para todos os países. Tanto na análise dos dados agrupados em painéis quanto na análise individual dos países não houve sustentação empírica da UIP nos mercados emergentes.

Na agenda para uma futura pesquisa poderia constar uma investigação dos motivos para a não corroboração da UIP. Neste sentido, caberia questionar tanto as hipóteses do modelo UIP (paridade descoberta) como as condições a serem satisfeitas. Dentre as hipóteses, no caso dos mercados emergentes, cabe questionar: i) a perfeita mobilidade de capital nos países em desenvolvimento, em particular, em face das crises russa e asiática, da desvalorização do Real e do efeito contágio argentino; e ii) a neutralidade ao risco, que ocorreria sob perfeito *hedge* cambial. Caso contrário, os agentes poderiam exigir um prêmio de risco. Satisfazer a UIP requer também satisfazer a PPP (paridade do poder de compra) e a equalização das taxas reais de juros entre os países. Estas condições podem ser questionadas nos mercados emergentes.

Referências

Baillie, R. T. & Bollerslev, T. (2000). The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance*, 19(4):471–488.

Bakshi, G. & Naka, A. (1997). On the unbiasedness of forward exchange rates. *Financial Review*, 32:145–162.

Bekaert, G. (1995). The time-variation of expected returns and volatility in foreign exchange markets. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13:397–408.

Bekaert, G. & Hodrick, R. J. (1993). On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums. *Journal of International Money and Finance*, 12:115–138.

Bekaert, G. & Hodrick, R. J. (2001). Expectations hypotheses tests. *Journal of Finance*, 56(4):115–138.

Bekaert, G., Wei, & Xing (2003). Uncovered interest rate parity and the term structure. manuscript, Columbia University.

Breitung, J. (1994). Some simple tests of the moving-average unit root hypothesis. *Journal of Time Series Analysis*, 15:351–370.

Canova, F. & Marrinan, J. (1995). Predicting excess returns in financial markets. *European Economic Review*, 39:35–69.

Chaboud, A. P. & Wright, J. (2003). Uncovered interest parity: It works, but not for long. Board of Governors of Federal Reserve. Working Paper.

Chang, Y. (2001). Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency. Forthcoming in *Journal of Econometrics*.

Chinn, M. & Meredith, G. (2001). Testing uncovered interest parity at short and long horizons. Working Paper.

Chinn, M. & Meredith, G. (2003). Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. Working Paper.

Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20:249–272.

Cumby, R. & Obstfeld, M. (1984). International interest rate and price level linkages under flexible exchange rates: A review of recent evidence. In Bilson, J. & Marston, R., editor, *Exchange Rate Theory and Practice*. University of Chicago Press, Chicago, IL.

Duarte, A. R. & Pereira, P. L. (1991). Paridade do poder de compra e paridade da taxa de juros para o Brasil: Uma abordagem via co-integração multivariada. Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria - Curitiba/PR.

Engel, C. (1996). The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of Empirical Finance*, 3:123–192.

Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3):319–338.

Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. Macmillan, New York, NY.

Flood, R. & Rose, A. (1996). Fixes: Of the forward discount puzzle. *Review of Economics and Statistics*, 78:748–752.

Flood, R. P. & Rose, A. K. (2001). Uncovered interest parity in crisis: The interest rate defense in the 1990s. Working Paper.

Francis, B. & Hunter, D. (2002). Emerging market liberalization and the impact on uncovered interest rate parity. University of South Florida. Working Paper.

Frankel, J. A. & Rose, A. K. (1995). A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries. NBER Working Paper 5006.

Froot, K. & Thaler, R. (1990). Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4:179–192.

Garcia, M. G. P. & Olivares, G. A. (2000). O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. PUC/Rio. Working Paper.

Hodrick, R. J. (1987). *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Harwood.

Hollifield, B. & Uppal, R. (1997). An examination of uncovered interest parity in segmented international commodity markets. *Journal of Finance*, 52:2145–2170.

Im, K., Pesaran, H., & Shin, Y. (1995). Testing for unit roots in heterogeneous panels. DAE Working Papers Amalgamated Series No. 9526, University of Cambridge.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1997). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Department of Applied Economics, University of Cambridge, mimeo.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2002). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Department of Economics, University of Edinburgh. Working Paper.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–254.

Kao, C. (1997). Spurious regressions and residual based tests for cointegration in panel data. Department of Economics, Syracuse University. mimeo.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90:1–44.

Kao, C. & Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels. *Elsevier Science*, 15:179–222.

Levin, A. & Chien-Fu, L. (1992). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. University of California - San Diego Discussion Paper 92–23.

Levin, A. & Lin, C. F. (1993). Unit root tests in panel data, asymptotic and finite sample properties. U.C. San Diego. Working Paper.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample prosperities. *Journal of Econometrics*, 108:1–24.

Lothian, J. R. & Liurien, W. (2003). Uncovered interest parity over the past two centuries. Fordham University. Working Paper.

Lucas, R. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46:1429–1445.

Maddala, G. S. & Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press.

Maddala, G. S. & Wu, S. (1999). A comparative study of units root tests with panel data and a new simple test: Evidence from simulations and the bootstrap. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61:631–652.

Marçal, E. F. (1998). Paridade do poder de compra: A evidência empírica brasileira. Dissertação de mestrado, IE/UNICAMP.

Marçal, E. F., Valls Pereira, P. L. V., & Santos Filho, O. C. (2003). Paridade do poder de compra: Testando dados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, 57:159–190.

Mark, N. (1985). On time varying risk premia in the FX market. *Journal of Monetary Economics*, 15:145–162.

McKoskey, S. & Kao, C. (1998). A residual-based test for the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17:57–84.

Mehra, R. & Prescott, E. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15:145–161.

Miguel, P. P. (2001). Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: Evidência dos anos 90. Dissertação de Doutorado, IPE/ FEA USP. Ganhador do 23° Prêmio BNDES de Economia.

O'Connell, P. G. J. (1998). The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, 44:1–20.

Pedroni, P. (1995). Panel cointegration; asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Indiana University Working Papers in Economics, 95-013. Revised 4/97, 8/01.

Pedroni, P. (1996). Fully modified OLS for heterogenous cointegrated panels and the case of purchasing power parity. Department of Economics, Indiana University, Working Paper.

Pedroni, P. (1997). Panel cointegration; asymptotic and finite sample properties of pooled time series, with an application to the PPP hypothesis: New results. Working Paper, Indiana University, April.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegrating tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics.

Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panel. In Baltagi, B. H., editor, *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*, pages 93–130. Vol. 15 (JAI).

Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity in cointegrated panels. *The Review of Economics and Statistics*, 83(4):727–731.

Pedroni, P. & Park, J. (2003). Bootstrap unit root tests. Forthcoming in *Econometrica*.

Phillips, P. C. B. & McFarland, J. W. (1997). Exchange rates and interest rates: Further tests of their static and dynamic relationships. *Journal of International Money and Finance*, 16:885–907.

Phillips, P. C. B. & Moon, H. R. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67:1057–1111.

Quah, D. (1992). International patterns of growth: I. persistency in cross-country disparities. London School of Economics. Unpublished manuscript.

Quah, D. (1994). Exploiting cross-section variations for unit root inference in dynamic data. *Economics Letters*, 44:9–19.

Rossi, J. W. (1996). O modelo de determinação da taxa de câmbio: Testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 26(2):155–182.

Wu, J. L. & Wu, S. (2001). Is purchasing power parity overvalued. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 33:804–812.

Wu, Y. & Zhang, H. (1997). Forward premiums as unbiased predictors of future currency depreciation. *Journal of International Money and Finance*, 16:609–623.

Apêndice

Métodos Econométricos em Painéis

Teste de raiz unitária em painel

Formalizaremos primeiro os dois principais testes de raízes unitárias em painéis heterogêneos. Os primeiros *papers* foram Quah (1992, 1994) e Levin e Lin (1993). Ambos não consideram o caso de painéis heterogêneos apesar de que o teste de Levin-Lin permite tanto os efeitos específicos individuais como a heterogeneidade entre os grupos. Descreveremos os testes considerados mais apropriados para a raiz unitária em painel. O primeiro teste foi proposto por Im et alii (1997) e o segundo foi introduzido por Maddala e Kim (1998). Descreveremos de modo sucinto os testes de raízes unitárias de Quah (1994) e Levin e Lin (1993). Assim, temos

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + e_{it}$$

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_N = \rho = 1$$

$$H_1 : \rho_i = \rho < 1 \text{ Para todos } i$$

Depois, Im et alii (1997) e Maddala e Kim (1998) testaram

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_N = \rho = 1$$

$$H_1 : \rho_i < 1 \text{ para pelo menos um indivíduo } i$$

As principais desvantagens do teste de Maddala e Kim (1998) são: trata-se de um método computacionalmente intensivo; os p-valores têm que ser estimados por simulação Monte Carlo. Este procedimento requer um grande volume de combinações envolvendo as defasagens e os regressores determinísticos. Não é recomendável para pequena amostra.

Teste de Im et alii (1997)

Este teste considera a heterogeneidade entre os grupos e os diferentes padrões de correlação serial. O teste usa a média dos testes estatísticos individuais para o teste da raiz unitária no âmbito do painel. Eles propõem dois testes, sendo o primeiro baseado na média dos *t-tests* individuais e o segundo usa a média da estatística do multiplicador de Lagrange (LM), que é estimada para cada grupo ou país do painel (LM-barra teste).

Suponha

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i \Delta y_{it-1} + e_{it}$$

$i = 1, 2..N$ e $t = 1, 2..T$

$$H_0 : \rho_i = 0 \text{ para todo } (i)$$

$$H_A : \rho_i < 0 i = 1, 2..N_A, \rho_i = 0, i = N_A + 1, N_A + 2, ...N$$

As regressões ADF são estimadas como

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{it-j} + \alpha_i + \eta_{it}$$

e as estatísticas LM testando $\rho_i = 0$ são feitas como

$$\left(\overline{LM}\right)_{N,T} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} LM_{i,T}(p_i, \upsilon_i)$$

com $\upsilon_i = (\upsilon_{i1}, \upsilon_{i2}, ...\upsilon_{ip_i})$ e $LM_{i,T}(p_i, \upsilon_i)$ é a estatística individual para testar $\rho_i = 0$.

Existem dois problemas neste teste. Primeiro, combinam diferentes testes independentes e individuais de raiz unitária. O segundo problema é a hipótese alternativa no teste de raiz unitária em painel. Todos têm raiz unitária contra alguns deles não tendo.

Maddala e Kim (1998)

O teste proposto por estes autores tenta superar alguns dos problemas citados acima. Como no IPS, o teste é baseado na significância dos diferentes testes independentes e individuais.

Trata-se de uma abordagem alternativa para o teste de raiz unitária em painel pois faz uso do resultado de Fisher (1930) para derivar os 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 o resultado assintótico que

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

Ademais, Choi (2001) demonstra que

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

onde Φ^{-1} é o inverso da função de distribuição acumulada normal padrão.

As hipóteses nula e alternativa são as mesmas das IPS.

O teste de Fisher requer que seja especificada as variáveis exógenas para cada equaçao. Se for usado o teste Fisher-ADF, deve ser especificado o número de lags que são usados em cada regressão ADF da *cross-section*.

Cointegração em painel

Os principais testes foram propostos por Kao (1997), Pedroni (1997) e McKoskey e Kao (1998). Os dois primeiros testes têm como hipótese nula H_0 a de não-cointegração. Os testes nos resíduos são construídos com base na regressão estática do tipo Engle e Granger.

Existem duas possíveis regressões cujos resíduos são verificados em termos de estacionariedade. Temos:

1) o caso de interceptos mudando e tangentes comuns; e

2) mudando ambos interceptos e tangentes.

O segundo caso é mais relevante no caso de painéis heterogêneos.

Teste de Kao (1997)

Kao apresenta um teste considerando as mudanças tanto no intercepto como na tangente. Suponha o seguinte modelo

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it-1}^{'}\beta_i + e_{it}$$

Testa-se a cointegração para cada *cross-section* assumindo que elas são independentes. Permite-se a heterocedasticidade entre as *cross-sections*.

O teste ADF é construído como

$$\Delta\hat{e}_{it} = \rho_i\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p}\vartheta_{ij}\Delta\hat{e}_{it-j} + \upsilon_{i,tp}$$

$$H_0 : \rho_i = 0 \text{ nenhuma cointegração para cada } i$$

O teste de cointegração para todo painel é baseado no t-stat como média dos individuais como $\bar{t}_{ADF} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{i,ADF}$

Pedroni (1997)

Propõe um teste diferente baseado na média, ao longo de cada *cross-section*, em termos da estatística Philips Z_t, para um modelo com mudança no intercepto e na tangente.

$$Z_{\hat{\alpha}} = \sum_{i=1}^{N}\frac{\sum_{i=1}^{T}(\hat{e}_{it-1}\Delta\hat{e}_{it} - \lambda_t)}{\sum_{i=1}^{T}\hat{e}_{it-1}^2}$$

onde $\hat{e}_{it}$ é o resíduo da regressão de cointegração com λ_t coeficiente da regressão das variâncias e covariâncias numa simples regressão. Pedroni mostra que

$$\sqrt{N}(TZ_{\hat{\alpha}} + 9.05) \Longrightarrow N(0, 35.98)$$

Este segundo teste agrupa as estatísticas de tal modo que a média é feita em partes.

Estimadores em painel: FMOLS e DOLS

Pedroni e Park (2003) avalia as propriedades assintóticas de três versões de estimadores em painéis. 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-dimensions)*. Pedroni mostra que o último gera menor distorção dada uma 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 empíricos obtidos com os testes OLS, FMOLS e DOLS.

Considerando o sistema cointegrado em que $i = 1, 2, ..., N$ corresponde ao número de membros do painel:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \mu_{it} \tag{5}$$

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

com $Z_{it} = (Y_{it}, X_{it})^{'} \tilde{I}(1)$ e $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})^{'} \tilde{} I(0)$ e com a matriz de covariância no longo prazo dada por $\Omega_i = L_i L_i'$, as variáveis são ditas serem cointegradas para cada membro do painel, com vetor de cointegração β.

É importante ressaltar que o termo α_i permite que a relação de cointegração inclua efeitos fixos específicos para cada membro do painel.

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

$$\beta^*_{FMOLS} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} (X_{it} - \overline{X_i})^2) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} (X_{it} - \overline{X_i}) Y^*_{it} - T\widehat{\tau}_i \right) \tag{7}$$

onde

$$Y^*_{it} = (Y_{it} - \overline{Y_i}) - \frac{\widehat{L}_{21i}}{\widehat{L}_{22i}} \Delta X_{it} \tag{8}$$

$$\widehat{\tau}_i \equiv \widehat{\Gamma}_{21i} + \widehat{\Omega}^0_{21i} - \frac{\widehat{L}_{21i}}{\widehat{L}_{22i}} (\widehat{\Gamma}_{22i} + \widehat{\Omega}^0_{22i}) \tag{9}$$

A estatística t associada segue uma distribuição normal padrão.

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

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_1} \gamma_{ik} \Delta X_{it-k} + \mu_{it}^* \tag{10}$$

O coeficiente β é dado por

$$\beta_{DOLS}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} Z_{it}^{'} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} Z_{it} Y_{it}^* \right) \tag{11}$$

em que $Z_{it} = (X_{it} - \overline{X_i}, \Delta X_{it-K}, \ldots, \Delta X_{it+K})$ é um vetor de regressores $2(K+1) \times 1$.