

Fundação Getúlio Vargas
Escola de Economia de São Paulo

John Liu

*Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio – um Estudo Empírico
sobre o Brasil pós-Plano Real*

São Paulo

2007

John Liu

Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio :
um Estudo Empírico sobre o Brasil pós-Plano Real

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

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. José Evaristo dos
Santos

São Paulo
2007

John Liu

Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio :
um Estudo Empírico sobre o Brasil pós-Plano Real

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

Campo de conhecimento: Finanças

Data de aprovação:

___/___/___

Banca Examinadora:

Prof. Dr. José Evaristo dos Santos
(orientador)
FGV-SP

Prof. Dra. Maria Carolina da Silva Leme
FGV-SP

Prof. Dr. Wilson Toshio Nakamura
Universidade Presbiteriana Mackenzie

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a algumas pessoas pelas grandes contribuições para que essa dissertação se concretizasse. Em primeiro lugar, a minha noiva, Sandra, e a minha família pela paciência e apoio nas horas mais difíceis.

Agradeço ao Prof. Dr. José Evaristo dos Santos pelos ensinamentos e pela enorme dedicação prestada na orientação desta dissertação.

Aos meus amigos Alexandre Noboru Chára e Sérgio Rodrigo Vale, pelo companheirismo e por toda a ajuda ao longo da monografia, sempre estiveram dispostos a me ajudar apesar da falta de tempo que todos enfrentam hoje em dia.

E, finalmente, faço um agradecimento especial ao Prof. Dr. Rodrigo de Losso da Silveira Bueno pelos comentários e sugestões, que foram fundamentais para finalizar este trabalho.

Todos vocês, como sempre, me apoiaram e me fizeram acreditar que seria possível.

Resumo

Esta dissertação procura examinar a relação entre taxas de juros e os movimentos da taxa de câmbio, a partir da paridade descoberta de juros (PDJ). Foi utilizado o procedimento pressupondo expectativas racionais e foi testada a validade da PDJ com dados da economia brasileira desde o Plano Real (julho de 1994) até agosto de 2006. Encontramos evidências que levam à rejeição da PDJ no longo prazo. Além disso, foi examinada a validade da PDJ sem a necessidade de utilizar a hipótese de expectativas racionais, foram utilizadas as previsões de câmbio dos analistas financeiros, publicadas no Boletim Focus de novembro de 2001 a novembro de 2006. Também encontramos evidências que levam à rejeição da PDJ no Brasil.

Palavras chaves: paridades de juros, taxa de câmbio, Brasil

Abstract

This thesis examines the relationship between interest rates and exchange rate movements using the Uncovered Interest Rate Parity (UIP). Assuming rational expectations, we evaluated Brazilian data from Plano Real (July 1986) until August 2006. We found evidences that lead to reject UIP in the long run. Furthermore, we investigated the presence of UIP without the assumption of rational expectations. We used market surveys of future exchange, published at the Boletim Focus. We also found evidences that give no support to UIP hypothesis.

Keywords: interest rate parities, exchange rate, Brazil

Sumário

1 – INTRODUÇÃO	6
2 – DEFINIÇÕES E FUNDAMENTAÇÃO ECONÔMICA	7
2.1 – Taxa de câmbio	7
2.2 – Taxa de Juros	8
2.3 – Arbitragem	9
2.4 – Teoria da Paridade da Taxa de Juros	9
2.5 – Teoria da Paridade Coberta da Taxa de Juros (PCJ)	10
2.6 - Teoria da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDJ)	11
2.7 – Revisão da Literatura	12
3 – DADOS, METODOLOGIA E RESULTADOS	15
3.1 – Dados e metodologia	15
3.2 – Análise da PDJ pressupondo expectativas racionais	18
3.3 – Análise da PDJ através do relatório Focus	26
4 – CONCLUSÕES, LIMITAÇÕES E PESQUISAS FUTURAS	31
5 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	39

1 – INTRODUÇÃO

As últimas décadas foram marcadas pela abertura dos mercados e crescente integração financeira entre países. A ciência econômica também acompanhou esse processo e passou a desenvolver modelos para economia aberta.

Nestes modelos duas variáveis estão sempre presentes: câmbio e juros. As duas variáveis quando analisadas simultaneamente levam os modelos para relações de arbitragem, muitos trabalhos postulam a existência de uma paridade não coberta da taxa de juros (Paridade Descoberta da Taxa Juros – PDJ), a qual impede agentes econômicos obterem lucros via arbitragem no mercado cambial e de títulos.

A abertura comercial e financeira dos mercados brasileiros a partir de 1990 permitiu maior integração comercial e financeira do país ao contexto mundial. Juntamente com os mercados financeiros globais que nos últimos anos enfrentaram diversas crises ao redor do globo, a estabilização da inflação e o desenvolvimento do mercado financeiro nacional aumentaram a atratividade do país pelos investimentos externos.

Dentro desse contexto a relação entre taxas de juros e taxa de câmbio passa a ser cada vez mais investigada por investidores. A possibilidade de ganhos através de investimentos nas altas taxas de juros praticadas no Brasil e ganhos simultâneos no mercado cambial intriga os administradores de recursos. Esta monografia objetiva investigar a influência da taxa de juros sobre a taxa de câmbio, através do teste da PDJ para o Brasil de julho de 1994 a agosto de 2006 utilizando a hipótese de expectativas racionais. Alternativamente, testaremos a validade da PDJ através das projeções dos analistas de mercado.

2 – DEFINIÇÕES E FUNDAMENTAÇÃO ECONÔMICA

2.1 – Taxa de câmbio

O câmbio constitui permuta ou troca financeira de valores mercantis. Por definição as palavras câmbio e cambiar vêm associadas à idéia de troca, e, mais usualmente, troca de moeda entre países. A taxa de câmbio seria a quantidade à qual uma moeda seria trocada por outra. Moeda é conceituada em termos daquilo que pode ser utilizado como meio de pagamento ou unidade de valor aceita como instrumento de troca em determinada comunidade. A moeda também é aceita como reserva de valor e unidade de conta.

Em uma economia pequena¹ e aberta – cujas transações domésticas somente podem ser realizadas com moeda nacional – os agentes que desejarem adquirir bens e serviços estrangeiros necessitarão trocar a moeda local por numerário aceito nessas aquisições. Por outro lado, agentes que detêm recursos denominados em moeda estrangeira precisarão trocá-la por moeda local. Constitui-se assim o mercado nacional de divisas.

Para uma dada condição de demanda (formada pelos agentes que desejam trocar moeda nacional por estrangeira) e de oferta (agentes que desejam trocar moeda estrangeira por nacional), haverá uma taxa de câmbio nominal S de equilíbrio, a qual indicará quanto de moeda nacional será necessário para obter uma unidade de moeda estrangeira.

A situação acima descreve um mercado cambial livre e com taxa de câmbio flutuante, sem intervenções por autoridade monetária. Atualmente a taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos, para entrega pronta, é contratada nos termos da Resolução 1690/90, do Conselho Monetário Nacional.

¹ Por economia pequena se entende aquela cuja participação no mercado internacional não influencia o nível de preços ou juros externos.

O risco de variação cambial na gestão de finanças internacionais começou a ser considerado de suma importância a partir do início da década de 1970, em decorrência da mudança do sistema de câmbio fixo para o de câmbio flutuante, após o fim do Sistema *Bretton Woods* e conseqüente quebra do chamado *gold exchange standard*.

O Sistema *Bretton Woods* estabelecia uma paridade fixa entre as principais moedas e o dólar estadunidense, e entre o dólar estadunidense e o ouro (a US\$ 35 por onça). Começou a entrar em colapso com aumento da inflação nos Estados Unidos na década de 60, tornando insustentável a paridade de US\$ 35 por onça, pela queda da vantagem competitiva dos produtos americanos frente a seus competidores internacionais².

Prever o comportamento futuro da taxa nominal de câmbio é um grande desafio para os agentes financeiros e também é foco de muitas discussões acadêmicas. Reinhart e Rogoff (2004) postulam que regimes de câmbio têm influência no crescimento, nas transações e na inflação de um país, demonstrando a fundamental importância dos movimentos da taxa de câmbio.

2.2 – Taxa de Juros

A taxa de juros é parâmetro de extrema importância em qualquer economia, dado o seu papel fundamental na determinação do nível de atividade, do emprego e de várias outras variáveis econômicas. Consenso sobre o que seria um “nível ideal” das taxas de juros ainda não existe: críticas aparecem, tanto quando as taxas são altas – como no Brasil de hoje – como quando são baixas – como no Brasil da década de 80³.

Os bancos centrais têm por objetivo buscar a estabilidade de preços. Para atingir esse objetivo, as autoridades monetárias utilizam âncoras nominais, que podem ser explícitas - como nos regimes de meta de inflação, câmbio ou meta monetária – ou implícitas – cujo principal exemplo vem dos Estados Unidos, cujo banco central tem o

² Chaia e Famá (2001) trazem boa discussão desse tópico.

³ Garcia e Didier (2000) encontram-se entre os que atribuem a hiperinflação daquela década a baixas taxas de juros.

duplo mandato de promoção do pleno emprego e controle da inflação. As âncoras são necessárias, pois funcionam como restrições e obrigam os bancos centrais a seguirem políticas consistentes a médio e longo prazo⁴. No nosso caso, o Banco Central do Brasil estabelece a Meta Selic para o nível de juros internos, com o objetivo de atingir a Meta de Inflação⁵.

2.3 – Arbitragem

Na teoria de finanças, a operação de arbitragem é uma transação financeira na qual o investidor não investe capital inicial e obtém um ganho certo, sem correr risco. O conceito de arbitragem é definido em Sharpe et al (1999) como obter lucro sem risco através da compra e venda simultânea do mesmo título ou de um seu equivalente, com diferencial vantajoso de apreçamento. A arbitragem exerce papel fundamental na análise dos mercados, pois seus efeitos trazem os investimentos ao valor justo e mantêm os mercados eficientes⁶.

Na prática, o conceito de arbitragem é usado para descrever operações de baixo risco - como comprar em um mercado e revender em outro, ativos muito semelhantes.

2.4 – Teoria da Paridade da Taxa de Juros

Na literatura de Finanças Internacionais uma das relações teóricas mais citadas é a chamada Paridade da Taxa de Juros: o retorno nominal de um título em um país deve ser igual ao de outro país, quando medidos na mesma moeda – idéia que remonta a Fischer (1930).

Pela teoria da paridade da taxa de juros, ajustes em taxas de câmbio bilaterais refletem equivalência entre as taxas de juros e oportunidades de investimentos em diferentes moedas. Se os investidores escolhem livremente entre investir no mercado local -

⁴ Mishkin (1999) elabora sobre esse e outros aspectos.

⁵ O Banco Central estabeleceu oficialmente o regime de Metas de Inflação em janeiro de 1999.

⁶ Shleifer e Vishny (1997), contudo, chamam a atenção para os limites da arbitragem.

remunerados pela taxa de juros doméstica - e investir em ativos denominados em moeda estrangeira, é de se esperar que tal paridade ocorra. A Teoria da Paridade da Taxa de Juros tem duas versões: Paridade Coberta da Taxa de Juros e Paridade Descoberta da Taxa de Juros.

2.5 – Teoria da Paridade Coberta da Taxa de Juros (PCJ)

A paridade coberta de juros é dada pela expressão:

$$F_{t,t+k}/S_t = (1+i_{t,k})/(1+i_{t,k}^*) \quad (1)$$

onde:

- $F_{t,t+k}$ é o preço a termo de S para um contrato que vence k períodos à frente;
- S_t é o preço à vista da moeda estrangeira em termos da moeda nacional no tempo t;
- $i_{t,k}$ é a taxa de juros doméstica para o prazo k;
- $i_{t,k}^*$ é a taxa de juros externa no período k.

Aplicando-se logaritmos neperianos a ambos os lados de (1) obtém-se a condição de arbitragem livre de risco, que é dada por:

$$\hat{f}_{t,t+k} - s_t = (i - i^*)_{t,k} \quad (2)$$

O lado esquerdo da equação é a diferença percentual entre a taxa de câmbio a termo e a taxa à vista, o chamado prêmio a termo. A PCJ deve sempre vigorar, independentemente das preferências dos agentes econômicos. No caso de não vigorar, haveria oportunidade de ganhos livres de risco nos mercados de câmbio e juros. Se a taxa de juros dos ativos domésticos fosse superior à taxa dos ativos externos, um investidor poderia realizar um ganho livre de risco, comprando a moeda estrangeira a termo, por um preço inferior ao ganho do diferencial de juros em moeda

local. Não existiria risco na operação, pois o agente “travaria” o ganho medido em moeda estrangeira. À medida que mais investidores realizassem essa operação, mais compradores entrariam no mercado e o preço da moeda estrangeira no mercado a termo tenderia a subir - e a oportunidade de arbitragem seria eliminada.

A equação (2) é uma condição fraca de perfeita mobilidade de capital, pois apenas indica que o diferencial das taxas de juros interno e externo equalizam os retornos dos títulos, medidos na mesma moeda. A equalização dos retornos somente é garantida pela contratação de contratos a termo de câmbio.

Desvios da Paridade Coberta de Juros podem ser explicados por vários fatores – dentre eles: custos de transação nas operações de arbitragem, existência de controles de mobilidade de capital, risco de *default*, riscos de legislação do país de origem dos recursos, risco político ou a possibilidade de no futuro serem estabelecidas barreiras ao livre fluxo de capitais. Esses diversos fatores em geral são agrupados sob a denominação genérica de “risco-país”.

2.6 - Teoria da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDJ)

A condição forte para a ocorrência de perfeita mobilidade de capitais é a paridade descoberta de juros. A literatura estabelece que o diferencial de taxa de juros é um estimador para a trajetória da taxa de câmbio no período. Frankel (1992) enfatiza que em economias abertas o fluxo de capitais deve equalizar as taxas de retorno esperadas nos títulos dos países, a partir da consideração do risco cambial.

Considerando-se que os agentes são avessos ao risco, a equação (2) pode ser expandida, passando a contemplar um prêmio de risco associado à manutenção de ativos no país estrangeiro, (P), a saber:

$$p_{t,t+k} = f_{t,t+k} - E_t(s_{t+k}) \quad (3)$$

Substituindo a equação (3) na equação (2), temos:

$$E_t(s_{t+k}) - s_t = (i - i^*)_{t,k} - \rho_{t,t+k} \quad (4)$$

Quando o prêmio de risco na equação (4) é zero, caracteriza-se a PDJ, e implicitamente se admite que os agentes econômicos são neutros ao risco.

A equação (4) baseia-se na seguinte intuição econômica: se a economia é totalmente aberta ao resto do mundo e não existem barreiras à movimentação de capitais, as taxas de juros doméstica e externa devem ser bastante correlacionadas (Edwards e Khan, 1985). Tal resultado tem o seguinte reflexo imediato na política econômica do país: com perfeita mobilidade de capitais, é inviável para o governo doméstico fixar a taxa de juros e a taxa de câmbio simultaneamente, pois a taxa de juros internacional é exógena ao país. Desse modo, caso o governo controle o câmbio, a PDJ determina o nível da taxa de juros doméstica condizente com o perfeito fluxo de recursos. Analogamente, se o governo controlar a taxa de juros, a PDJ determina a trajetória do câmbio que satisfaz à condição de não-arbitragem em uma economia com perfeita mobilidade de capitais.

Desvios em relação à paridade descoberta de juros podem ser explicados pelo fato de os ativos em diferentes moedas não serem perfeitos substitutos uns dos outros. Frankel (1991) registra que existe um risco associado ao grau de dificuldade de cobertura ou proteção (*hedge*) das expectativas cambiais para cada moeda. Desse modo, o diferencial de juros pode ser explicado pela combinação de dois tipos de riscos: o risco-país, também chamado de risco político, e o risco cambial.

2.7 – Revisão da Literatura

Neste subitem, inicialmente discorreremos sobre artigos que investigam o prêmio de risco, e em seguida cobriremos estudos recentes sobre a PDJ no Brasil.

Froot & Thaler (1990), entre outros, ressaltam que, para que os retornos esperados sejam iguais e supondo-se que risco cambial não seja diversificável, os agentes exigem uma taxa de juros maior que a diferença entre a taxa interna e externa de juros. Em outras palavras, para que um agente econômico seja indiferente entre investir em títulos de seu país de origem ou um título doméstico, a taxa de juros interna denominada em dólares deve ser no mínimo igual à taxa de juros externa livre de risco ajustada por um prêmio de risco.

Pode-se modelar o prêmio de risco (p_t) de diversas formas. Frankel (1992) e Sachsida et al. (1999) admitem apenas a possibilidade de um prêmio de risco cambial (rc_t), de forma que $p_t = rc_t$. Meredith e Chin (1998) e Garcia e Olivares (2001) vão além e assumem a presença de um prêmio de risco de não-pagamento, que eles denominam de risco país (rpt), fazem $p_t = rc_t + rpt$.

Na literatura encontramos três formas análogas de realizar o teste econométrico para a PDJ:

1 - Khor e Rojas-Suarez (1991):

$$(1+i_t) = (1+i_t^*)(E[e_{t+1} / e_t]) + \varepsilon_t \quad (5)$$

2 – Montiel (1994):

$$\varepsilon_t = i_t - (i_t^* + E[\dot{e} / e]) \quad (6)$$

3 – Edwards e Khan (1985):

$$i_t = \theta (i_t^* + E[\dot{e} / e]) + (1 - \theta) i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Para se aceitar a PDJ nas três equações acima é necessário que o erro (ε) tenha média zero e seja não autocorrelacionado. Um dos problemas para a operacionalização dos testes é o fato da variável de expectativa de desvalorização cambial ($E[\dot{e} / e]$) não ser diretamente observável, como descreve Montiel (1994), sendo necessário formar hipótese sobre as expectativas de taxa de câmbio. Logo, quando se testa a hipótese

nula na qual os resíduos têm media zero e são não autocorrelacionados, a aceitação de H_0 implica aceitar a PDJ e a formação das expectativas de câmbio.

Na equação (5) os autores Khor e Rojas-Suarez (1991) utilizaram a fórmula para o teste da PDJ utilizando apenas instrumentos do mercado interno mexicano, ao comparar os rendimentos dos Pagafes⁷ e Cetes⁸ que são do mesmo emissor, o Governo do México, denominados em moedas diferentes. Edwards e Khan (1985) introduziram em sua análise o parâmetro de ajuste θ^9 , como pode ser visto na equação (7). Este parâmetro θ serve para medir atritos nas variações da taxa de juros em resposta a efeitos retardados advindo das alterações da taxa de juros internacional ou das expectativas de câmbio.

Para o Brasil, Cavalcante e Holanda (1998) testam as paridades coberta e descoberta, e encontram evidências favoráveis à não rejeição da PCJ; a PDJ, contudo, é rejeitada.

Em outro estudo, Garcia e Olivares (2001) usam a paridade coberta de juros para medir o prêmio de risco através de dados do mercado futuro posteriores ao Plano Real. Concluem que, a partir de 1999, com a livre flutuação do real, observou-se uma diminuição do prêmio de risco.

Miguel (1999) realizou testes de raiz unitária e de cointegração para várias freqüências amostrais (diária, semanal e mensal). O intuito foi verificar a validade da PCJ e PDJ para investigar a mobilidade de capitais no Brasil de janeiro de 1992 e dezembro de 1998. A constatação empírica foi que a PDJ não vigorou no período investigado, implicando na rejeição da ausência de viés no mercado de câmbio e mostrando que o mercado cambial não foi eficiente após o plano Real. A explicação estaria ligada a fatores como existência de prêmio de risco e erros de expectativa.

⁷ PAGAFES significa “Pagares de la Tesoraria de la Federacion”, instrumento denominado em dólares norte-americanos e resgatável em Peso mexicano.

⁸ CETES significa “Certificados de la Tesoraria”, título do Tesouro Mexicano denominado em Peso.

⁹ Variação de θ : $0 < \theta < 1$. Quanto mais rápido for o ajuste do mercado financeiro, maior a velocidade de θ tender a 1.

Sachsida et al. (1999) testam a Paridade Descoberta de Juros a partir da hipótese de expectativas racionais entre 1984 e 1998. Os testes econométricos validaram a PDJ somente para o subperíodo de janeiro de 1990 a junho de 1994.

Leme e Takami (2003) compararam modelos tradicionais de paridade com modelos que incorporam prêmio de risco. Os resultados dos testes de cointegração não validaram as relações de paridade de juros, mesmo ajustando para prêmio de risco. Os autores ressaltaram o intervalo amostral inferior a 3 anos como um motivo para a redução do poder dos testes.

3 – DADOS, METODOLOGIA E RESULTADOS

3.1 – Dados e Metodologia

Em nosso estudo fez-se necessária a escolha de duas *proxies* que irão representar os movimentos das taxas de juros doméstica e internacional. Seguimos Garcia e Barcinski (1998) e Cavalcante e Holanda (1998), usando a Selic como taxa de juros doméstica. Para a taxa de juros internacional, adotamos a taxa dos títulos de três meses (T-Bills) do governo norte-americano, o qual também foi utilizada por Edwards e Khan (1985).

Para o teste da PDJ, é necessária a adoção de alguma hipótese a respeito da formação das expectativas de taxa futura de câmbio. Inicialmente utilizamos a metodologia de Sachsida et al. (1999), que adotaram a pressuposição de expectativas racionais. Assim, nas equações (5), (6) e (7) o operador de esperança matemática desaparece, pois o valor esperado das desvalorizações (valorizações) é substituído pelas próprias desvalorizações (valorizações) cambiais.

Adicionalmente, conforme sugerido por Frankel & Okongwu (1995), realizamos testes alternativos nos quais fizemos uso de expectativas da taxa de câmbio. Esses autores testaram a PDJ na forma tradicional, procurando examinar os motivos das altas taxas

de juros em países emergentes da América Latina e Ásia, mesmo após a integração do mercado de capitais mundial. As previsões de câmbio dos autores foram obtidas no *Currency Forecasters' Digest*, em nosso estudo utilizaremos as previsões dos Relatório Focus do Banco Central do Brasil.

Em nossos testes adotamos a fórmula funcional seguida por Sachsida et al. (1999). Considerada a pressuposição de expectativas racionais¹⁰, a equação (5), utilizada anteriormente para países em desenvolvimento como o Brasil e o México, torna-se:

$$(1+i_t) = \alpha + \beta(1+i_t^*)([e_{t+1} / e_t]) + \varepsilon_t \quad , \quad (8)$$

em que α é uma constante que capta diferenciais de juros externos e internos, e que pode ser interpretada como uma medida de risco - um prêmio de risco cambial cobrado por investidores estrangeiros. A PDJ se verifica com $\alpha = 0$ e $\beta = 1$.

Baillie e Bollerslev (2000) registram que, se as regressões demonstrarem que α e β não forem estatisticamente diferentes de 0 e 1, respectivamente, a paridade descoberta de juros se verifica, e caso o β for negativo estaremos diante de um dos desafios da literatura de Finanças, o *Foward Premium Puzzle*. Fama (1984) e vários outros autores obtiveram estimativas para β que eram significativamente menores do que 1,0. Froot e Thaler (1990), confirmaram que o resultado típico é uma estimativa negativa para β . Em pesquisa recente, Bansal e Dahlquist (2000), mostra que estimativas negativas para β são obtidas só em economias desenvolvidas, enquanto que em economias emergentes o comum é obter estimativas positivas.

A principal diferença entre a equação (8) e (5) consiste na retirada da esperança de variação cambial, utilizando a própria variação do período sob a pressuposição de expectativas racionais¹¹.

¹⁰ Conforme proposto por Flood e Rose (2002).

¹¹ Descrito em Meredith e Chinn (1998).

$$(1+i_t) = \alpha + \beta(1+i_t^*)([e_{t+1} / e_t]) + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$(1+i_t) = (1+i_t^*)(E [e_{t+1} / e_t]) + \varepsilon_t \quad (5)$$

A tabela 1 resume as metodologias adotadas nos estudos ora citados.

Tabela 1		
Metodologias adotadas		
Variável Econômica	Autores	Proxy
Juros Domésticos	Garcia e Barcinski (1996) e Cavalcante e Holanda (1998)	Taxa Selic
Juros Internacionais	Edwards e Khan (1985)	Treasury Bill –3 Meses
Taxa de Câmbio Futura	Sachsida et al. (1999)	Taxa de câmbio observada
Equação da PDJ	Sachsida et al. (1999)	$(1+i_t) = \alpha + \beta(1+i_t^*)([e_{t+1} / e_t]) + \varepsilon_t$
Alternativa para Taxa de Câmbio Futura	Frankel e Okongwu (1995)	Previsão de Câmbio – Relatório Focus Bacen

A taxa de juros Selic representa a taxa média ponderada dos financiamentos diários, com lastro em títulos federais, apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia¹², os quais se realizam sob a de operação compromissada, ou seja, compra de título com compromisso de revenda por preço acrescido de remuneração. As séries históricas foram obtidas no site do Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br), expressas em taxa anual padrão 252 dias úteis.

A série de retornos das Treasury Bills de 3 meses foi obtida no *site* do *The Federal Reserve Board* (www.federalreserve.gov). Tais retornos correspondem aos rendimentos de títulos de maturidade constante (*Constant Maturity Treasury rates*) de três meses. No citado *site* temos informação de que as cotações dos vértices existentes são recolhidas pelo FED de Nova Iorque e que taxas para prazos inexistentes são obtidas via interpolação por *cubic-spline*¹³.

¹² Definição fornecida pelo Banco Central do Brasil.

¹³ Método de interpolação também utilizado no Brasil; ver Monteiro e Salles (2001).

O histórico da taxa de câmbio foi extraído do site do Banco Central do Brasil na página de Cotações e Boletins, subitem Taxas de Câmbio (cotações de venda no fechamento de cada dia útil).

Para os testes a freqüência das observações foi mensal, e para a manutenção da mesma periodicidade, foram calculados retornos para o horizonte de investimento de um mês. A taxa de retorno do investimento dentro do Brasil foi baseada na taxa Selic do dia. Como as taxas estão expressas no padrão exponencial 252 dias, foi calculado o retorno para 21 dias úteis, que corresponde ao período mensal. Primeiramente foi necessário dividir a taxa por 100, somar 1 e então elevar à raiz de 21/252 avos, chegando ao resultado para aquela observação. No caso dos juros internacionais, os retornos de Treasury Bills estão expressos no padrão de 360 dias, com juros simples; a conversão para 30 dias corridos, então, envolveu a divisão da taxa por 36.000 e posterior multiplicação por 30, a cujo resultado foi adicionado o valor unitário 1. Para a alteração cambial, foi utilizado o resultado da divisão entre a taxa de câmbio observada 30 dias à frente e a taxa observada no dia então considerado.

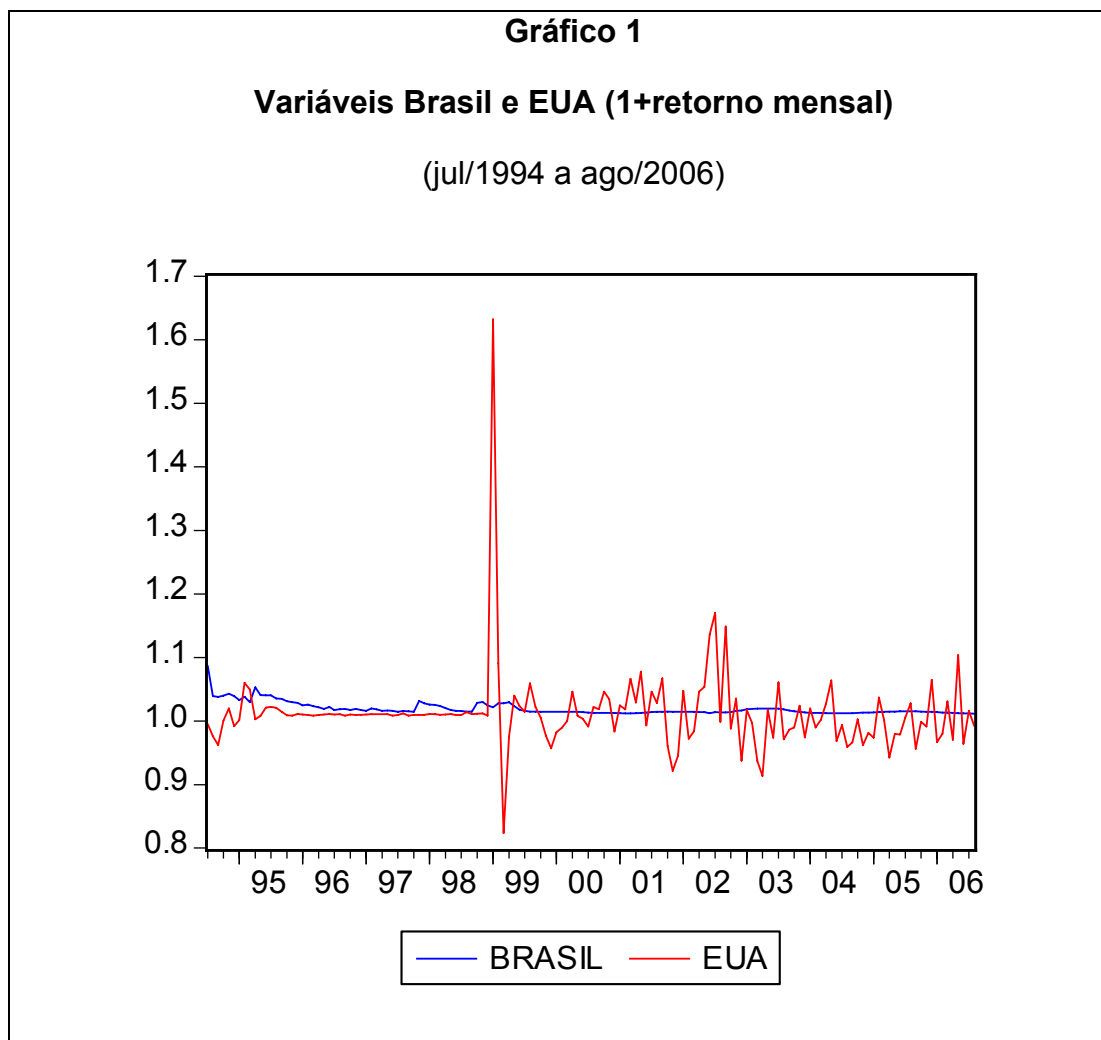
Os testes foram realizados no software E-views®. O objetivo foi de verificar se o beta (β) está próximo de um. Para facilitar a exposição, chamaremos o lado esquerdo da equação (14) de Brasil ($1+i_t$) e o regressor de EUA [$(1+i_t^*)([e_{t+1} / e_t])$].

$$\underbrace{(1+i_t)}_{\text{Brasil}} = \alpha + \underbrace{\beta(1+i_t^*)([e_{t+1} / e_t])}_{\text{EUA}} + \varepsilon_t \quad (8)$$

3.2 – Análise da PDJ pressupondo expectativas racionais

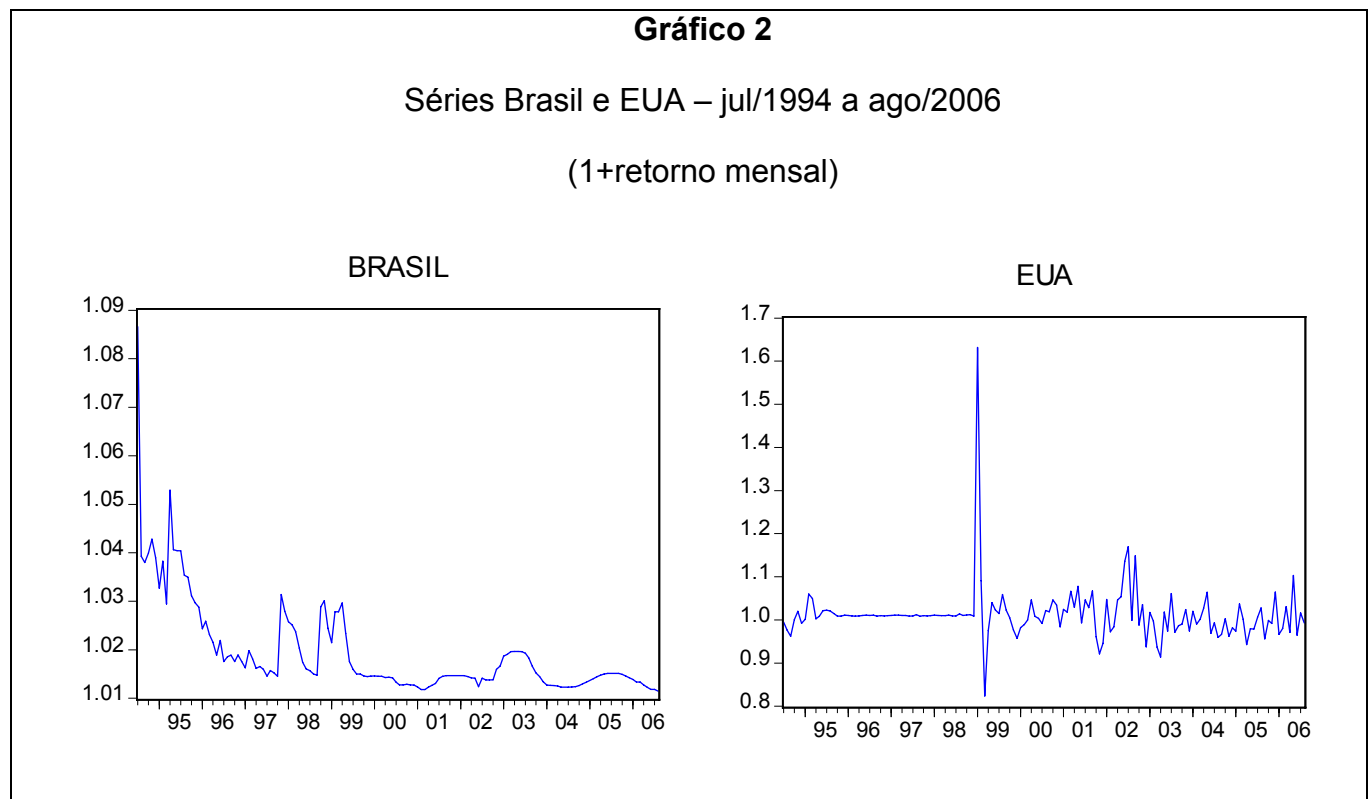
Após a deflagração do Plano Real, em meados de 1994, O Real registrou valorização; logo em seguida, em decorrência da crise do México em 1995, ocorreu um período de desvalorização cambial seguido de controle cambial pelo Banco Central, com

desvalorizações controladas e previstas - o sistema *crawling peg* – que perdurou até o início de janeiro de 1999, atravessando diversas crises externas, entre as quais a da Ásia (em 1997) e as da Rússia e do LTCM (em 1998)¹⁴. No início de 1999, o Banco Central do Brasil não mais possuía reservas internacionais suficientes para conter o ataque especulativo e manter o câmbio fixo, e o regime cambial foi mudado para a banda diagonal endógena de Francisco Lopes, a qual também não conseguiu controlar a crise cambial; o real foi desvalorizado e desde então se permitiu a livre flutuação cambial.



¹⁴ O *hedge-fund* norte-americano *Long Term Capital Management* (LTCM) entrou em colapso no segundo semestre de 1998, provocando altas volatilidades no mercado financeiro global.

Inicialmente foi analisado o período total - de julho de 1994 (início do Plano Real) até agosto de 2006. Diferentemente de métodos de estimação anteriormente utilizados por outros autores, ao assumirmos a hipótese de expectativas racionais nos deparamos com o problema da endogeneidade das variáveis explicativas que podem viesar a estimação dos coeficientes. A variável explicativa EUA apresenta como componente o câmbio de um período à frente (e_{t+1}), utilizado para estimar a variável dependente Brasil no instante (t). Para contornarmos esse problema, foi adotado o método dos momentos generalizados (GMM) especificado em Wooldridge (2002), que permite a utilização de variáveis instrumentais e conjuntamente com as variáveis do modelo defasadas resultam na ortogonalidade dos resultados.



Na estimação por GMM é possível incluir variáveis estritamente exógenas, ou seja, não correlacionadas com o erro em nenhum período, denominadas de variáveis instrumentais, como forma de obtermos estimativas mais fidedignas. As variáveis

instrumentais escolhidas para o nosso estudo foram variáveis observáveis e economicamente relacionadas com a variação da taxa de câmbio.

Variáveis instrumentais utilizadas:

1 – Saldo da balança comercial do Brasil¹⁵ (Balança): segundo definição do Banco Central do Brasil a balança comercial é o resultado das exportações menos as importações. As exportações e importações são consideradas pelos valores *fob*, ou seja, livre dos custos internacionais de transporte e seguro.

2 – Câmbio Futuro¹⁶ (Futuro): Cotação do câmbio futuro de um mês negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). A vantagem dos preços dos ativos financeiros é que, no mercado financeiro, os agentes estão efetivamente aportando montantes, que podem ser próprios ou de clientes. Administradores de recursos que assumem posições equivocadas acerca do câmbio futuro estão colocando em risco o valor de suas carteiras e também as suas carreiras. Por esta razão, existem grandes incentivos a fazerem a melhor previsão possível do câmbio.

3 – Câmbio: foi utilizado o câmbio nominal do instante (t), defasado como variável instrumental.

4 - Inflação¹⁷ (Fipe): índice de preços ao consumidor do município de São Paulo pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

Além das variáveis instrumentais listadas, também foram utilizadas a variável explicativa (EUA) e a variável dependente (Brasil) com defasagens como instrumentos do modelo para contornarmos a endogeneidade das séries.

¹⁵ Série mensal da balança comercial extraídas do site do Banco Central (www.bcb.gov.br) na página séries temporais.

¹⁶ Dados obtidos através do sistema de recuperação de informações do site da BM&F (www.bmf.com.br).

¹⁷ Série mensal extraído do site da Fipe (www.fipe.org.br)

No modelo também foi incluída uma variável *dummy* (DUM1) de mudança permanente de nível, o motivo foi a mudança de regime cambial ocorrida em janeiro de 1999, quando a partir deste mês o câmbio passou do regime de desvalorizações controladas, *crawling peg*, para o regime de flutuação livre.

Por último, foi incluído um componente autoregressivo como forma de suavização da variável dependente.

O modelo especificado para os testes econométricos via GMM tem a seguinte especificação:

$$\text{Brasil} = \alpha + \beta \cdot \text{EUA} + \upsilon \quad (9)$$

Onde:

$$\upsilon = \gamma \cdot \upsilon_{(t-1)} + \varepsilon_t$$

Sendo υ o componente autoregressivo, e adicionalmente regredimos as variáveis instrumentais Balança, Futuro e Fipe, todas com defasagens, além da *dummy* de nível.

A tabela 2 apresenta a estimação da PDJ por GMM.

Tabela 2				
Teste da PDJ por GMM				
(jul/1994 a ago/2006)				
Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	t-prob
Constante	1.021199	0.003276	311.72	0
EUA	-0.007213	0.003106	-2.322214	0.0218
AR(1)	0.840323	0.012201	68.87085	0
R-squared	0.76062			
J-statistic	0.051229			
Inverted AR Roots	0.84			

Instrumentos: C EUA(-2 -13) CAMBIO(-2 -13) BRASIL(-2 -13) FIPE(-2 -13)
FUTURO(-2 -13) BALANCA(-1 -13) DUM1

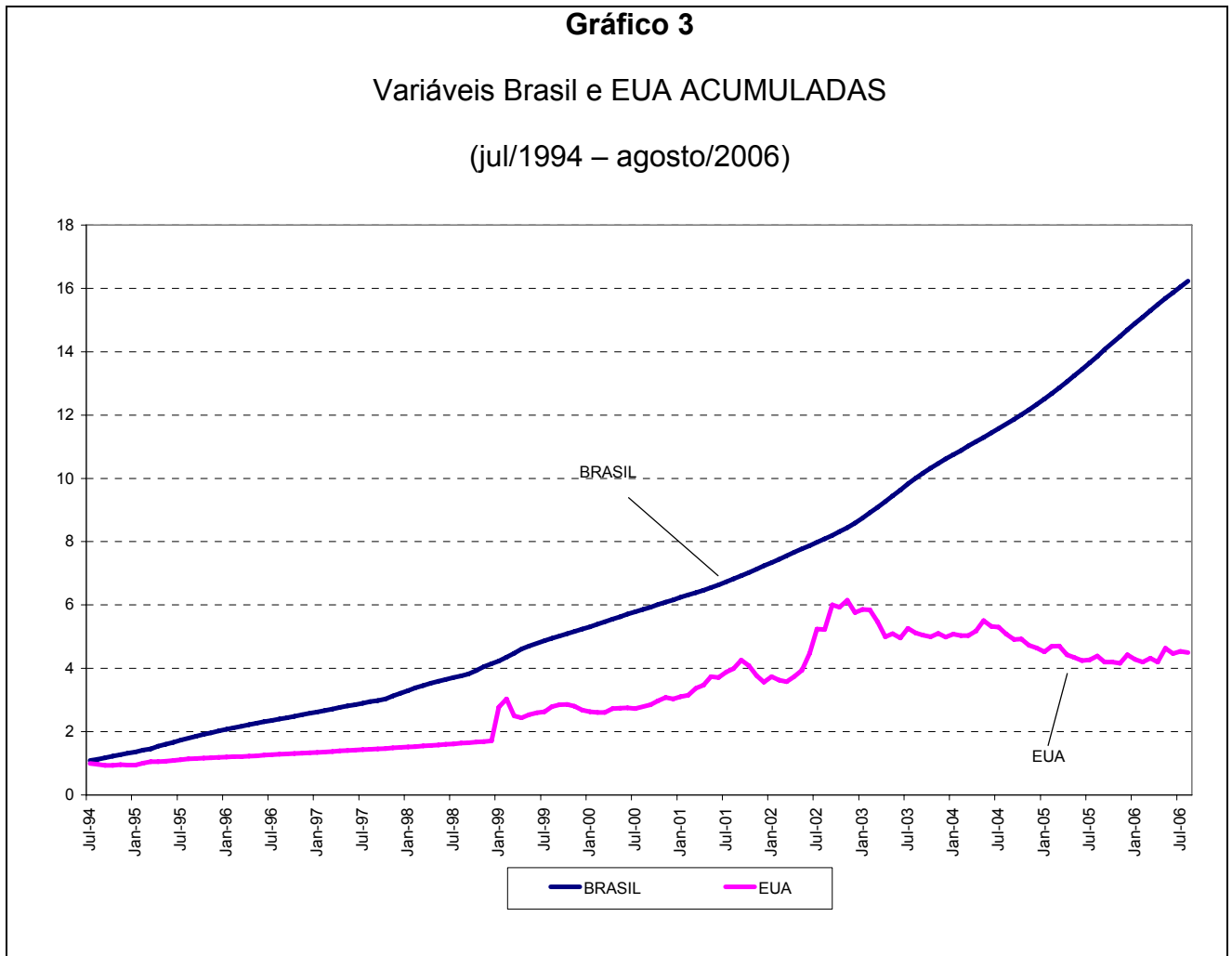
Adicionalmente foram testados os valores dos coeficientes pelo teste de Wald.

Tabela 3			
Teste de Wald dos Coeficientes			
(jul/1994 a ago/2006)			
Variável	Teste de Wald	Coeficiente	t-prob
Constante	C(1)	1.021199	0,00000
EUA	[-1 + C(2)]	-0.007213	0,00000

Como pode ser verificado na tabela 3, pelo teste de Wald é possível rejeitar a níveis usuais de significância que beta seja estatisticamente igual a 1. Também rejeitamos que a constante seja estatisticamente igual a zero.

Desta forma, pelo testes realizados via GMM não foi validada a PDJ para o período pós-Plano Real. A presença da constante (1,021199) e o beta próximo de zero, nos permite concluir que ocorreram oportunidades de arbitragem entre o mercados de juros e de câmbio, além disso, os investidores estrangeiros cobraram um prêmio de risco para investirem no mercado interno.

Pelo gráfico 3, podemos observar que a variação acumulada da variável Brasil, ou seja da taxa Selic, desde julho de 1994 superou a variável EUA (câmbio e juros americanos) por um grande diferencial. Os investidores que aplicaram recursos nos juros internos sempre obtiveram rentabilidade superior ao câmbio e juros internacionais. Intuitivamente nos leva a rejeitar a validade da PDJ.



Grandes variações do comportamento da taxa de câmbio nesse período possivelmente explicam esse resultado – afinal, trata-se de período durante o qual a economia brasileira esteve sujeita a crises externas (crise asiática, crise russa, LTCM, estouro da bolha de tecnologia nas bolsas dos Estados Unidos em 2000 e ataques terroristas de 11/setembro/2001) e internas (“apagão” energético e turbulências associadas ao período pré-eleitoral de 2002).

Mas o fator econômico que pode ter tido influência decisiva nos resultados da regressão, foi a atuação do Banco Central, motivo também salientado em Miguel (1999) e Sacshida et al. (1999). Por diversos momentos o Banco Central tentou controlar

simultaneamente ambas as variáveis, câmbio e juros. Inicialmente no regime cambial fixo, a autoridade monetária fixava tanto a taxa de câmbio como a taxa de juros interna (Selic), até o momento que não conseguiu mais controlar, e então permitiu a flutuação do câmbio em janeiro de 1999. Após a mudança de regime cambial, o Banco Central continuou ativamente no mercado de câmbio e também no mercado de derivativos financeiros na tentativa de controlar o valor da moeda. Apesar de oficialmente ter como objetivo a meta de inflação, o Banco Central interveio através de leilões diários de compra ou venda de divisas no mercado de dólar pronto, os chamados *go-around* do Banco Central. Outra medida foram os leilões de Swaps¹⁸ de câmbio, que podem ser interpretados na prática o Banco Central como compras ou vendas de dólar futuro.

3.3 – Análise da PDJ através do relatório Focus

Nessa seção, testaremos a validade da PDJ sem necessidade da pressuposição de expectativas racionais; utilizaremos as previsões de taxas de câmbio coletadas pelo Banco Central do Brasil, documentadas no chamado Relatório Focus. Desta forma, não se fez necessária a utilização do método do momentos generalizados (GMM) e das variáveis instrumentais. Foram adotados procedimentos econométricos de acordo com a metodologia de Box-Jenkins e utilizamos os testes de cointegração para a validação da PDJ.

A série Focus começa em novembro de 2001, e são publicados a média, a mediana e o desvio padrão de previsões diárias de taxas de câmbio para determinadas datas – especificamente, o último dia de todos os meses do ano-calendário. Os dados são coletados junto a diversos agentes econômicos (companhias multinacionais, consultorias, administradores de recursos, bancos e serviços de previsão). Com o objetivo de incentivar a qualidade e acuracidade das projeções, o Banco Central divulga

¹⁸ O CMN definiu swap como operações realizadas para liquidação futura que impliquem a troca de resultados financeiros decorrentes da aplicação, sobre valores ativos e passivos, de taxas ou índices usados como referenciais.

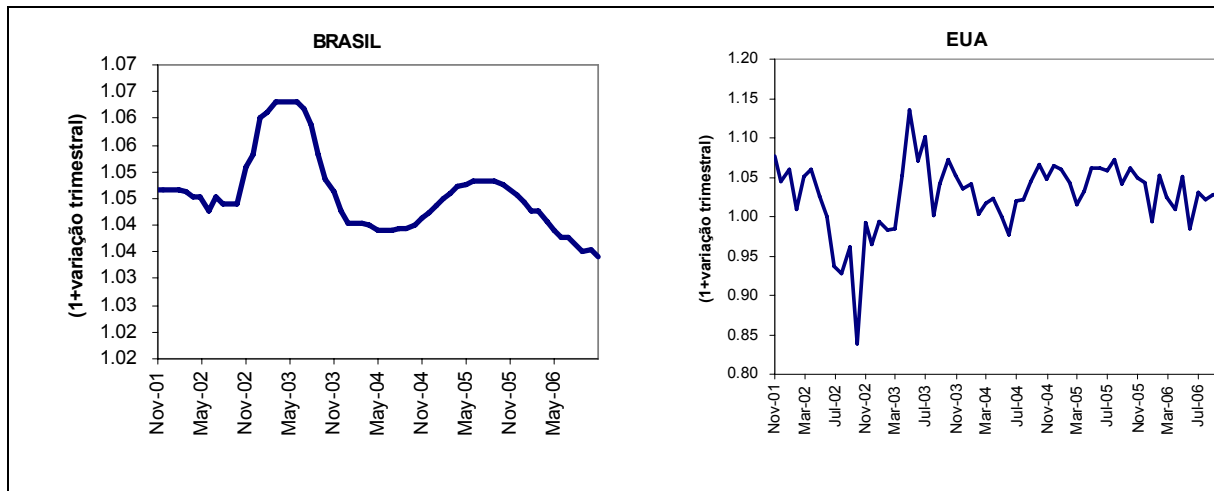
um *ranking* dos agentes que cujas projeções se mostram mais precisas, para o curto, médio e longo prazos. As cinco melhores instituições de previsão são qualificadas como *top five*, com revisão mensal do *ranking*.

Para os testes que utilizam a série Focus, foram calculados retornos para o horizonte de investimento de três meses. As taxas de retorno do investimento em títulos dentro e fora do Brasil foram baseadas na taxa Selic e na Treasury Bill, usando o mesmo cálculo anteriormente descrito: para a Selic, retorno exponencial para 66 dias úteis; para a Treasury Bill, retorno equivalente a 90 dias corridos. A desvalorização cambial foi calculada através da divisão do câmbio projetado para o período 90 dias à frente pelo câmbio observado no dia. A previsão utilizada foi a mediana das previsões. A frequência das observações é mensal visto que a pesquisa Focus somente apresenta dados para o último dia de cada mês. Foi utilizada a mesma fórmula funcional para a PDJ, definida pela equação (8), mas ao invés do câmbio observado utilizaremos a expectativa de câmbio para o instante (t+1).

$$\underbrace{(1+i_t)}_{\text{Brasil}} = \alpha + \underbrace{\beta(1+i_t^*)}_{\text{EUA}} (E [e_{t+1} / e_t]) + \varepsilon_t \quad (10)$$

Gráfico 4

Séries Brasil e EUA – Focus nov/2001 a nov/2006



As séries de tempo Brasil e EUA foram inicialmente submetidos a testes de estacionariedade para verificar a ordem de integração das variáveis. A estacionariedade de ambas as séries é rejeitada no teste Augmented Dickey-Fuller (ADF).

Tabela 4		
Teste ADF de estacionariedade		
Focus nov/2001 a nov/2006		
Variável	Estatística t	prob.
Brasil	-3,66829*	0,0327
EUA	-2,69514**	0,0809
*(**) significativo ao nível de 5%(1%)		

A Tabela 4 mostra os resultados de teste ADF, pelos quais não se pode rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária nas duas séries; sendo elas integradas de mesma ordem $I(1)$, o foi adotado o procedimento econométrico de cointegração para se verificar a relação entre as duas séries de tempo. Foram realizados os testes de cointegração de Johansen e Engle-Granger.

Tabela 5					
Teste de cointegração de Johansen					
Focus nov/2001 a nov/2006					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept

No. Of Ces	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Schwarz	-13,09606	-13,14249*	-13,07430	-13,00935	-12,94363
Vetores de Cointegração Normalizados					
	Traço	Max-Eigen			
1	25,01784	20,60160			
Max-eigen/ Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level					
Variável	Coeficiente				Erro Padrão
Constante	-1,47181				0,10567
Tbill	0,416518				0,10315

Nesse teste foi estimado um vetor auto-regressivo para verificar a relação de longo prazo entre as duas séries, utilizando o teste de cointegração de Johansen. A tabela 5 registra que a melhor modelagem pelo critério de Schwarz foi obtida com intercepto e sem tendência. Foi então estimado o espaço de cointegração, encontrando-se um vetor de cointegração significativo a 1 %, tanto pelo critério do traço como pelo do máximo autovalor. Assim, foi constatada a presença do termo constante, o que pode ser interpretado como cobrança de um prêmio de risco pelos analistas responsáveis pelas previsões de mercado. O vetor de cointegração normalizado nos apresentou um beta estatisticamente diferente de um, com valor de 0,416518; portanto, o teste de Johansen indica fraca evidência da validade da PDJ quando se utilizam projeções de taxas de câmbio.

O teste de cointegração de Johansen perde poder quando aplicado a séries curtas, pois visa testar uma relação de longo prazo entre séries, apesar de nossa série compreender dados de cinco anos, não julgamos o prazo extenso o suficiente, e portanto a critério de comparação realizamos o teste de cointegração especificado em Enders (2004). Foram realizadas regressões lineares por mínimos quadrados ordinários (MQO) e em seguida foi testada a estacionariedade dos resíduos, para verificar a existência de cointegração entre as séries. Caso a cointegração seja verificada e para validar a PDJ, foi aplicado o teste de Wald nos coeficientes da regressão.

Tabela 6
Testes de co-integração de Engle e Granger para a PDJ – Focus

Período	Variável	Coefficiente	teste t	Prob.	Estadística do teste ADF nos Resíduos
2001-2006	TBILL	0,026999	1,247351	0,21720	-1,886739* -2,691313**

*(**) significativo ao nível de 5%(1%)

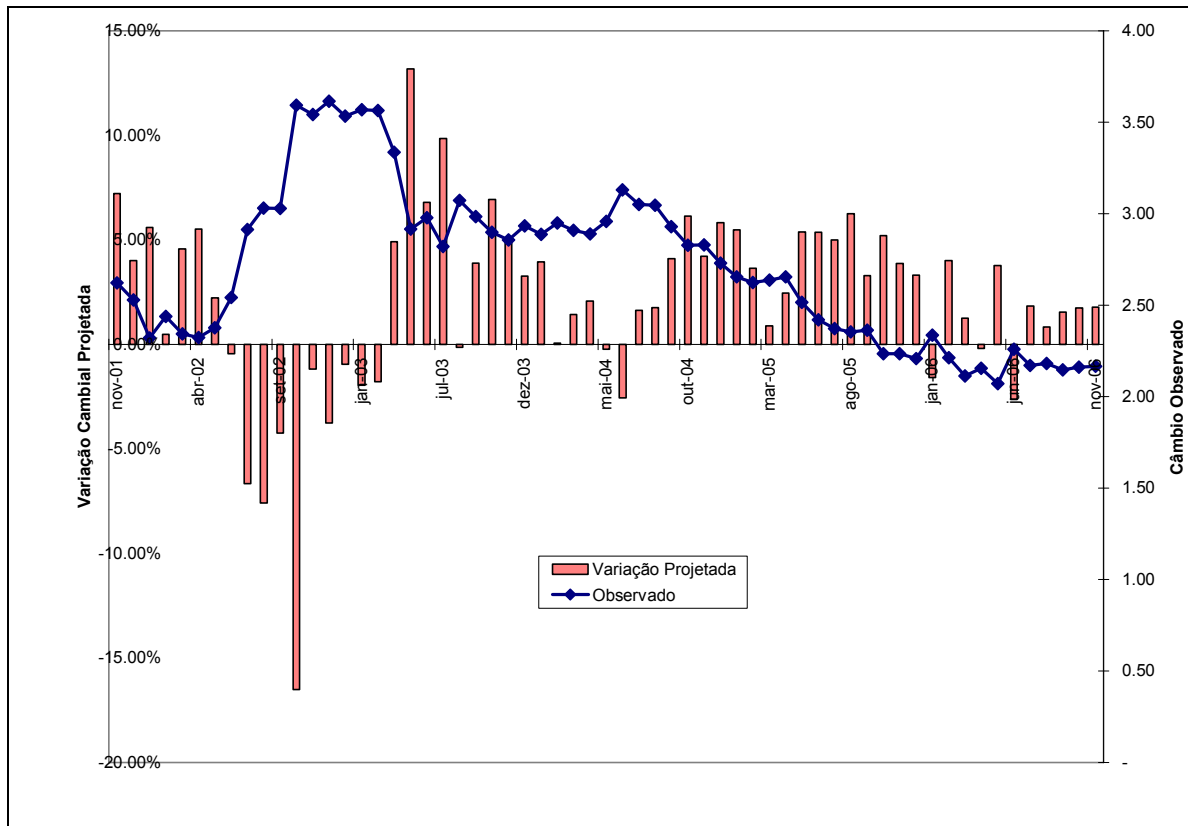
Tabela 7				
Testes de Wald – Focus				
As hipóteses nulas testadas foram de $\alpha = 0$ e $\beta = 1$				
Período	Variável	Coeficiente	F-statistic	probability
2001-2006	TBILL	0,026999	2020,7170*	0,0000
	Constante	1,018154	2.093,3970*	0,0000

* indicam a rejeição de H0

Pelas tabelas 6 e 7, o teste de cointegração de Engle-Granger não foi rejeitado a ausência de cointegração, invalidando a PDJ – pois, no teste ADF dos resíduos da regressão por MQO, não foi rejeitada a presença de raiz unitária. Essa conclusão valida o resultado do teste de cointegração de Johansen: a PDJ é rejeitada, isto é, ao realizarem previsões da taxa de câmbio, os especialistas do mercado não se baseiam no diferencial de juros interno e externo.

Gráfico 5

Câmbio Observado e Variação Projetada – Relatório Focus (nov01- nov06)



Pelo gráfico 5 podemos observar que os analistas de mercado em 2002 não previam desvalorização, apesar de o Real sofrer uma grande perda de valor em virtude da turbulência eleitoral. De junho de 2002 a março de 2003, a mediana das projeções dos especialistas apontava valorização da moeda, ao contrário de desvalorização, conforme a PDJ apontaria. Depois observamos que os analistas de mercado constantemente prevêm desvalorizações, apesar da forte valorização desde o final de 2002 até 2006.

4 – CONCLUSÕES E PESQUISAS FUTURAS

Durante o período analisado através das explorações econométricas encontramos indícios de que a PDJ não se mostrou válida para o Brasil de julho de 1994 a agosto de 2006. A não validação da PDJ para o período pós-Plano Real pode ser decorrente das tentativas do governo de controlar os juros e o câmbio simultaneamente. Tentativas observadas no regime de câmbio controlado, *crawling peg*, que vigorou até o início de 1999 e após a flutuação cambial, com as seguidas intervenções do Banco Central, seja oferecendo proteção ao mercado através de contratos de swap cambial, ou atuando na ponta compradora de câmbio com intervenções no mercado pronto e através de swaps reversos de câmbio.

Em análise posterior, não nos baseamos na hipótese de expectativas racionais e investigamos se a partir de novembro de 2001 os analistas do mercado financeiro baseavam-se na PDJ para projetarem a taxa de câmbio futura. Encontramos evidências contrárias à hipótese de uso da PDJ pelos analistas, o que também pode ser explicado pela seguidas intervenções do Banco Central, além dos movimentos devidos às constantes mudanças no cenário internacional. O resultado econométrico utilizando cointegração e taxas de câmbio previstas valida o resultado atingido através do emprego do método dos momentos generalizados com pressuposição de expectativas racionais, em ambas explorações econométricas a PDJ não foi validada para o período pós-Plano Real.

Para estudos futuros sugerimos explorar a PDJ para períodos mais curtos, verificando os dados dentro do mesmo dia, variações *intraday*, conforme estudo realizado por Chaboud e Wright (2003). Outro assunto que merece atenção se refere estudo recente de Tabak (2006), que investigou a relação entre preços de ações e taxa de câmbio, através de recentes formulações econométricas. Uma interessante extensão seria explorar movimentos da taxa de câmbio, do preço das ações e o fluxo de recursos de investidores externos.

5 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baillie, R.T. e Bollerslev, T. (2000). The forward premium anomaly is not as bad as you think. In: *Journal of International Money and Finance* 19 (2000) 471–488
- Bansal, R. e Dahlquist, M. (2000). The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies. In: *Journal of International Economics* 51 (2000), 115-144
- Cati, R., Garcia, M. e Perron, P. (1999). Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. In: *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, nº 1, 1999.
- Cavalcante, M. T. e Holanda, M. C. (1998). Mobilidade de Capital Internacional no Brasil. In: Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria, Vitória; 1998.
- Chaboud, A. e Wright, J. (2003), Uncovered Interest Parity: It Works, But Not For Long. *International Finance and Discussion Papers*, January 2003.
- Chinn, M. e Meredith, G. (2005). Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era. *NBER Working Paper No. 11077*, January 2005.
- Edwards, S. e Khan, S. (1985). Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework. *IMF Staff Papers*, v. 32, no 3, p. 377-403, September 1985.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2nd edition, Jonh Willey & Sons, Inc., 2004.
- Fama, E. F. (1984). Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338, 1984.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. *Publications of American Economic association*. New York: MacMillam, 1930.
- Frankel, J. A. (1991). Quantifying international capital mobility in the 1980s. In: *NBER Working Paper 2856*.
- Frankel, J. A. (1992). Measuring international capital mobility: a review. *The American Economic Review* 82 (2): 197-202.

- Frankel, J. A. e Okongwu, C. (1995). Liberalized portfolio capital inflows in emerging markets: sterilization, expectations and the incompleteness of interest rate convergence, in: *NBER Working Paper 5156*.
- Froot, K. & Thaler, R. (1990). Anomalies in Foreign Exchange Rates, in: *Journal of Economic Perspectives, Vol.4 n.3, 1990*.
- Flood, R. P. and Rose, A. K. (2002). Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers, Vol. 49, No. 2, 2002*
- Garcia, M. e Olivares, G. (2001). O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Revista Brasileira de Economia, Abr /Jun 2001, vol.55 (2), 151-182*.
- Garcia, M. e Didier, T. (2000). Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil, Rio de Janeiro: PUC-RJ, 2000.
- Garcia, M. e Barcinski, A. (1998). Capital Flows to Brazil in the Nineties: Macroeconomic Aspects and Effectiveness of Capital Controls. *The Quarterly Review of Economics and Finance v. 38, n. 3, p. 319-358, 1998*.
- Khor, H. E. e Rojas-Suarez, L. (1991). Interest Rates in Mexico. *IMF Staff Papers, vol. 38, no 4, p. 850-871, December 1991*.
- Leme, M. e Takami, M. (2003). Estudo das Relações de Paridade de Juros para a Economia Brasileira no Período Recente. *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia, Dezembro 2003*.
- Maddala, G. (1998). Introduction to econometrics. 2nd edition. Prentice Hall, Inc, 1998.
- Meredith, G. e Chinn, M. D. (1998). Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity. *NBER Working Paper, no 6797, November, 1998*.
- Miguel, P.P. (1999). Paridade de Juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90. Dissertação de mestrado, FEA-USP, 1999.
- Mishkin, F. (1999). International experiences with different monetary policy regimes. *NBER Working Paper 6965, February 1999*.
- Montiel, P. J. (1994). Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates. *The World Bank Economic Review, v. 8, n. 3, September, 1994*.

- Monteiro A. e Salles F. (2001). Interpolação da curva de juros brasileira: métodos e medidas de desempenho in Resenha BM&F nº 147, dezembro 2001.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. In *Econometrica*, vol 57, no 6, p 1361 – 1401, November 1989.
- Reinhart, C. M. e Rogoff, K. S. (2004). The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation, In: *The Quarterly Journal of Economics*, vol. CXIX, Feb 2004, 1-48.
- Sharpe, W. e Alexander, G. e Bailey, J. (1999). *Investments*, 6th edition, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J., USA
- Shleifer, A e Vishny, R.W. (1997). The Limits of Arbitrage, In: *The Journal of Finance*, Vol. 52, Nº 1, March 1997, 35-55.
- Sachsida, A. e Teixeira, J.R. e Ellery Júnior, R. (1999). Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio no Brasil. Texto para Discussão 662 IPEA, Agosto 1999.
- Tabak, B. (2006). The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence for Brasil. In: *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, Vol. 9, No. 8, 1377–1396, 2006.
- Wooldridge J.M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*, Massachusetts Institute of Technology, c2002. Cambridge, Mass., USA.