TESTE DA VALIDADE DA PARIDADE DESCOBERTA DE JUROS PARA O BRASIL ENTRE 2001 E 2007

RODRIGO DE SÁ DA SILVA[*]
PAULO RENATO LESSA PINTO[**]

RESUMO

A paridade descoberta de juros (PDJ) afirma que o processo de arbitragem fará com que títulos equivalentes de dois países diferentes tenham o mesmo retorno líquido. Se um título de um país paga uma taxa de juros maior do que a internacional há uma expectativa de depreciação da sua moeda e, assim, espera-se que o retorno real do título convirja para a taxa de juros internacional. Porém, nos últimos anos, os títulos brasileiros têm pagado uma taxa de juros acima da internacional e sua moeda vem se apreciando frente ao dólar, fazendo com que o retorno real dos títulos do país seja maior do que o internacional. Neste trabalho, buscamos testar, então, esta paridade para a economia brasileira durante o período de novembro de 2001 a setembro de 2007 – período no qual o Brasil já adotava o câmbio flutuante. Uma ferramenta para o teste são os mínimos quadrados ordinários, ajustados à possível autocorrelação entre os resíduos. Testa-se se o diferencial de juros é estatisticamente significativo na variação da taxa de câmbio. Além disso, compara-se o processo de formação das expectativas quanto ao câmbio – expectativas racionais e pesquisa do Relatório Focus – na verificação da PDJ.

PALAVRAS-CHAVE: Paridade Descoberta de Juros (PDJ); economia brasileira; expectativas racionais.

ABSTRACT

TEST OF THE VALIDITY OF THE UNCOVERED INTEREST PARITY IN THE BRAZIL BETWEEN 2001 AND 2007

The uncovered interest parity (UIP) declares that the arbitration will make that similar bonds in two different countries have the same net return. If a bond from one country pays a higher interest rate than the international interest rate, there is an expectation of depreciation of its currency and thus it is expected that the actual return of the bond converge to the international interest rate. However, in recent years, the Brazilian securities have paid an interest rate above the international interest rate and its currency has been appreciating against the dollar, making the actual return of the securities of the country bigger than the international. Therefore, in this study, we test the UIP to Brazilian economy between November 2001 and September 2007 – one period in which Brazil has adopted a floating exchange rate. A tool for testing are the ordinary least squares, adjusted for possible autocorrelation between the error terms. We test if the interest rate differential is statistically significant in the exchange rate change. In addition, we compare the process of formation of expectations about the exchange rate – rational expectations and survey from the Relatório Focus – on the UIP.

KEYWORDS: Uncovered Interest Parity (UIP); brazilian economy; rational expectations.

INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é um dos preços mais importantes para a economia, pois determina o valor das importações e exportações de um país, assim como o valor da sua dívida externa, dentre outras variáveis. Por isso, os governos a usam para afetar esses agregados macroeconômicos, tornando-se fundamental entender a sua dinâmica e o seu equilíbrio.

Uma das teorias que procura compreender a taxa de câmbio é a hipótese da paridade descoberta de juros (PDJ). Ela postula que "os rendimentos esperados dos depósitos de quaisquer duas moedas sejam iguais quando medidos em uma mesma moeda", (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001, p. 357) e esta igualdade será garantida pelo processo de arbitragem dos investidores.

A importância da PDJ é ressaltar a importância da interligação entre as economias, neste caso no âmbito financeiro. Caso em determinado país vigore a livre mobilidade de capitais, essa implicará que a taxa de juros desse país terá que convergir para o nível das taxas de juros internacionais, perdendo, então, o governo o poder de afetá-la. Isto porque se a taxa de juros interna deste país for maior do que a externa, haverá uma maciça entrada de capitais que apreciará a sua moeda, o que o prejudicaria, possivelmente de maneira grave, sua balança comercial, caso o diferencial de juros continuasse alto.

O mercado de câmbio apresenta um grande volume diário de transações[1], e suas cotações apresentam alta volatilidade. Neste ponto, a paridade descoberta de juros apresenta limitações. Nesse

[*] Economista e Mestrando em Economia Aplicada (UFRGS)

[**] Economista, Doutor em Ciências Econômicas e Empresariais (UCMadrid); Professor Associado da FURG; Membro do Sistema Nacional de Avaliação Institucional do INEP/MEC e Vice-Dretor do Instituto de Ciências Econômicas,Administrativas e Contábeis-ICEAC/FURG.

[1] Segundo o Bank for International Settlements – BIS (2007) – o volume diário médio de transações no mercado de câmbio, no mês de abril de 2007, foi de US$ 3,2 trilhões.

modelo, a taxa de câmbio é uma função das taxas de juros interna e externa e, como a volatilidade dessas é pequena em relação à volatilidade da taxa de câmbio, esta não consegue ser inteiramente explicada pela PDJ. Porém, esse aparente não ajustamento da PDJ pode ser devido a não satisfação de algumas das suas hipóteses, como a presença de informação perfeita e a ausência da livre mobilidade de capitais entre os países.

Dada a importância da PDJ, este trabalho objetiva testá-la para a economia brasileira entre 2001 e 2007. Testar-se-á a PDJ em duas de suas diversas formas – adotando como hipótese da geração das expectativas quanto à taxa de câmbio futura, a hipótese das expectativas racionais, e, alternativamente, as expectativas coletadas com os principais participantes do mercado.[2]

Este trabalho está dividido em mais seis seções além dessa introdução. Primeiramente, são expostos os modelos teóricos que embasam este trabalho, seguido da revisão do instrumental econométrico que foi necessário ao longo deste estudo. Após, é feita uma revisão da literatura com algumas aplicações empíricas da PDJ. Na sequência é mostrado o modelo a ser usado neste trabalho, além de se apresentar as variáveis aqui utilizadas, e na próxima seção são apresentados os resultados. Encerrando, apresenta-se uma breve conclusão do trabalho.

2 MODELOS TEÓRICOS

Nesta seção são mostrados os modelos de paridade de juros para a determinação da taxa de câmbio: a paridade descoberta de juros e a paridade coberta de juros (PCJ). Ainda é mostrada uma breve revisão da literatura sobre a hipótese das expectativas racionais (ER) e dos mercados eficientes, que é uma das hipóteses da PDJ e da PCJ.

2.1 Paridade descoberta de juros

Um dos segmentos em que a globalização é mais visível é o mercado financeiro. Principalmente nos países mais desenvolvidos, com a crescente desregulamentação e o aperfeiçoamento das tecnologias de telecomunicação, os mercados financeiros são altamente interligados e os investidores podem escolher entre todos esses países para fazerem suas aplicações. Mesmo nos países de industrialização mais tardia, como é o caso do Brasil, os mercados financeiros vêm sendo cada vez mais abertos, colocando-os igualmente como opção aos investidores internacionais.

Esta grande interligação dos mercados financeiros garante que os rendimentos de títulos equivalentes (mesmos prazo, liquidez e risco de *default*) emitidos em países diferentes, sejam iguais. Caso não o fossem, haveria a possibilidade de arbitragem, com os recursos sendo deslocados do lugar que tivesse retornos menores para o com retornos maiores, o que faria com o retorno daquele subisse e o desse caísse, equalizando-os.

Porém, para comparar-se o retorno de dois títulos, denominados em moedas diferentes, não basta conhecer suas taxas de juro. É preciso analisar os retornos dos dois títulos medidos em uma mesma moeda. Por exemplo, compara-se o retorno de R$ 1,00 aplicado em um título no Brasil com o retorno de R$ 1,00 aplicado em um título nos Estados Unidos, levando-se em consideração a taxa de câmbio no momento da aplicação e do resgate.

Considerando-se que não há oportunidades de arbitragem inexploradas, os retornos desses dois títulos, medidos em uma mesma moeda, devem ser iguais. Assim caracteriza-se a paridade descoberta de juros.

A taxa de retorno do título doméstico é observada diretamente através da expressão $(1 + i_t)$, onde i_t é a taxa de juros paga pelo título doméstico de maturação *m* no instante *t*. Já o retorno do título externo, medido em relação à moeda nacional, é calculado da seguinte maneira: no instante *t* R$ 1,00 compra US$ $(1/S_t)$; no instante *t+m* esta aplicação estará valendo US$ $(1/S_t) \times (1 + i_t^*)$; dada sua expectativa para a taxa de câmbio até o período *t+m*, o investidor esperará que essa aplicação esteja valendo R$ $(1/S_t) \times (1 + i_t^*) \times S_{t+m}^e$. Rearranjando os termos, tem-se $(1 + i_t^*) \times (S_{t+m}^e/S_t)$, onde i_t^* é a taxa paga pelo título externo de maturação *m* no instante *t*; S_t é a taxa de câmbio[3] à vista no período *t* e S_{t+m}^e é a taxa de câmbio que o investidor espera, com a informação disponível no instante *t*, que vigore no período *t+m*.

Assim, o retorno sobre o título externo é dado por um mais a sua taxa de juros vezes a expectativa de depreciação ou apreciação cambial da moeda nacional. Caso se espere que a moeda nacional vá se depreciar no período (o que equivale a esperar que a moeda estrangeira vá se apreciar), os títulos externos ficam mais atrativos, pois além do juro do título o investidor ganha com a apreciação da moeda na qual investiu.

[2] Esta pesquisa é o Relatório Focus, publicado pelo Banco Central do Brasil.

[3] A taxa de câmbio é aqui definida como a quantidade de moeda nacional necessária para se comprar uma unidade da moeda estrangeira. Assim, um aumento (diminuição) de *S* significa que a moeda nacional sofreu uma depreciação (apreciação).

Dessa forma, a PDJ pode ser expressa pela seguinte equação:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \times \left(\frac{S_{t+m}^e}{S_t}\right) \qquad (1)$$

A equação (1), como discutido anteriormente, afirma que o retorno do título doméstico (lado esquerdo da equação) deve ser, no equilíbrio, igual ao retorno do título externo medido em relação à moeda nacional. Isolando S_t na equação (1) tem-se:

$$S_t = S_{t+m}^e \times \left(\frac{1 + i_t^*}{1 + i_t}\right) \qquad (2)$$

Na equação (2) observa-se que a taxa de câmbio presente é uma função direta das taxas de câmbio futura esperada[4] e de juros externa e uma função indireta da taxa de juros interna. Ela mostra o mecanismo pelo qual uma maior taxa de juros paga pelo Brasil depreciaria a moeda nacional. Mantendo-se constante a taxa de câmbio futura esperada, uma taxa de juros interna maior do que a externa faz com que a taxa de câmbio atual diminua, ou seja, se aprecie (como a taxa de câmbio futura esperada está mantida fixa, a valorização presente implica uma depreciação esperada até o período *t+m*). Já se as taxas de juros interna e externa forem iguais, a taxa de câmbio atual será igual à taxa de câmbio futura esperada.

2.2 Paridade coberta de juros

Uma forma mais fraca de paridade de juros é a chamada paridade coberta de juros. Na hipótese da PDJ o investidor deve fazer uma previsão do nível da taxa de câmbio futura (para o período no qual liquidará o título) para estimar o retorno que terá com a posse do título externo. Porém, o investidor pode proteger-se desse risco de previsão vendendo a moeda estrangeira em um contrato futuro de câmbio, no qual já será determinada, no período *t*, a cotação que será usada na venda da moeda quando da liquidação do título, o período *t+m*.

Assim, enquanto na PDJ os investidores estão sujeitos ao risco de câmbio, na PCJ esse risco é eliminado. A relação dada pela paridade coberta de juros é a dada a seguir.

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \times \left(\frac{F_t}{S_t}\right) \qquad (3)$$

Na equação (3) F_t é o preço futuro em *t+m* da moeda estrangeira em termos da moeda nacional. Nela, o termo $\left(\frac{F_t}{S_t}\right) - 1$ representa o prêmio futuro da moeda estrangeira em relação à moeda local. Assim, pela PCJ, a taxa de juros interna será igual à taxa de juros externa mais o prêmio futuro.

Nos mercados que negociam depósitos em várias moedas, a PCJ é usada pelos agentes para estabelecer a taxa de câmbio futura. (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001, p. 372) Além disso, a PCJ apresenta uma fundamentação teórica para a grande autocorrelação das taxas de cambio à vista e futura: dada uma variação na taxa de câmbio à vista, como o diferencial de juros não reage a isso, ou reage muito pouco, é necessária uma mudança na taxa de câmbio futura para que a relação da PCJ continue válida.

2.3 Expectativas racionais e mercados eficientes

Um ponto importante que se pode notar na equação (2) é que o câmbio depende da hipótese sobre como os agentes formam suas expectativas quanto à taxa de câmbio futura. Na literatura, a hipótese mais aceita quanto à formação das expectativas é a hipótese das expectativas racionais (ER). Segundo ela, a previsão que os agentes fazem para o valor futuro de uma variável *X* é igual ao valor esperado desta variável, dadas as informações relevantes para o modelo[5]. Além disto, os agentes não cometem erros sistemáticos e o mercado opera segundo as ER, pois os agentes que não o fizerem terão prejuízos e sairão do mercado. (HOMMES, 2005, p. 2) Porém, se informações importantes para a previsão não estiverem disponíveis a todos, a expectativa racional da variável diferirá do seu verdadeiro valor esperado.

Quando transposta para o mercado financeiro, a hipótese das expectativas racionais passa a ser

[4] Se há no mercado a expectativa de que a moeda nacional irá se depreciar no futuro, os agentes irão vendê-la, forçando sua depreciação no presente.

[5] Outro modo de enunciá-la é: "As expectativas serão idênticas às previsões ótimas (a melhor do futuro) utilizando toda a informação disponível" (MISHKIN, 2000, p. 415).

chamada de Teoria dos Mercados Eficientes. Nessa, postula-se "que os preços dos ativos nos mercados financeiros refletem totalmente toda a informação disponível"(MISHKIN, 2000, p. 416). Aqui, as expectativas dos preços futuros dos ativos e, por consequência, dos seus retornos esperado são iguais às suas previsões ótimas, dada a informação disponível. Quem previsse de uma maneira diferente auferiria prejuízos. Ainda, como não poderia constituir um equilíbrio ter-se no mercado um ativo que desse um retorno maior do que o de equilíbrio do mercado (considerando risco, liquidez etc.), pode-se dizer que, pela Teoria dos Mercados Eficientes, o retorno esperado de um título será igual à sua previsão ótima, dada a informação disponível que, por sua vez, será igual ao retorno de equilíbrio do título. Assim, "os preços vigentes em um mercado financeiro serão determinados de forma que a previsão ótima do retorno de um título, usando-se todos os dados disponíveis, equivale ao retorno de equilíbrio do título"(MISHKIN, 2000, p. 417).

Pelos motivos citados acima se tem a importância da Hipótese das Expectativas Racionais para o mercado de câmbio. De ordem prática, ela permite que se substitua o operador da expectativa quanto ao câmbio futuro nas equações (1) e (2) pelo câmbio futuro coletado *ex post* (já que, em média, o erro das previsões racionais deve ser igual a zero). Além disso, pela impossibilidade de os investidores auferirem um lucro maior do que o de equilíbrio com um ativo (devido ao fato de todos fazerem previsões ótimas e assim poderem eliminar qualquer fonte de lucro inexplorada), as ER implicariam em um mercado de câmbio seguindo um caminho aleatório (*random walk*). Mesmo esse caminho aleatório é condizente com a PDJ, pois esta determina uma taxa de câmbio que apenas compensa o diferencial de juros entre os depósitos denominados nas diferentes moedas, garantindo que esses tenham um retorno esperado igual ao de equilíbrio.

Quanto às informações disponíveis para que os agentes façam suas previsões, Fama (1970, p. 383) divide a Teoria dos Mercados Eficientes em três categorias: (a) Forma fraca (*weak form*), onde a informação disponível consiste nos preços passados; (b) Forma semi-forte (*semi-strong form*), consistindo nas informações disponíveis ao público além dos preços dos ativos; e (c) Forma forte (*strong form*), onde até mesmo as informações privadas não seriam suficientes para assegurar ao investidor um lucro acima do lucro de equilíbrio do mercado.

3 REVISÃO DO INSTRUMENTAL ECONOMÉTRICO

Nesta seção é feita uma breve exposição dos conceitos econométricos que serão usados na verificação da PDJ. A estimação das equações é feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Porém, por a variação cambial ser uma variável temporal, é necessário verificar sua estacionariedade e cointegração com a variável independente. Além disso, conforme a literatura sobre o tema, precisa-se ficar atento à presença de autocorrelação nos resíduos da regressão, tendo-se que tomar as correções necessárias caso esse fenômeno se verifique. Esta seção segue Gujarati (2005) e Maddala (2001).

3.1 Autocorrelação

O modelo clássico de regressão linear (MCRL) possui dez hipóteses[6] que fazem seus estimadores serem os melhores estimadores lineares não viesados (MELNV), ou seja, são os que, dentre os estimadores lineares não viesados, possuem variância mínima. Adicionando a hipótese que os erros são normalmente distribuídos, os estimadores passam a ser os melhores estimadores não viesados (MENV), dentre todos os tipos de estimadores, lineares ou não.

Uma das possíveis violações do MCRL é a presença de autocorrelação nos resíduos, ou seja, o resíduo de uma determinada observação depende de pelo menos um resíduo de alguma das observações passadas. Uma das suas possíveis causas é a presença de defasagens na regressão, ou seja, a variável dependente é uma função, além das variáveis independentes, dos valores passados dela própria. Se omitirmos essa relação, os erros mostrarão um padrão sistemático devido à ausência de uma das variáveis explicativas.

Segundo Gujarati (2005) e Maddala (2001) as consequências da estimação por MQO na presença de autocorrelação são os estimadores, apesar de continuarem não enviesados, passarem a não ser eficientes (passarem a não ter a variância mínima) e a variância dos resíduos ser viesada e provavelmente subestimada, superestimando os testes *t* e *F* e, portanto, tornando-os inválidos.

[6] Segundo Gujarati (2005) as dez hipóteses do MCRL são: (I) o modelo é linear nos parâmetros; (II) os valores das variáveis independentes são fixados em amostragem repetida, ou seja, são não estocásticos; (III) a média da perturbação aleatória é zero; (IV) as perturbações são homocedásticas, ou seja, possuem variância constante; (V) as perturbações não são autocorrelacionadas; (VI) covariância zero entre as perturbações e a variável independente; (VII) o número de observações deve ser maior do que o número de parâmetros estimados; (VIII) variabilidade nos valores das variáveis independentes; (IX) o modelo está especificado corretamente e (X) as variáveis independentes não possuem uma relação linear perfeita entre elas.

Cochrane e Orcutt (1949) afirmam que os erros na maioria das equações econômicas são altamente autocorrelacionados positivamente. Indo além, Gujarati (2005, p. 409) afirma que o esquema autoregressivo de primeira ordem, AR(1)[7], ou seja, o erro presente é influenciado pelo erro passado, tem-se "mostrado bastante útil em várias aplicações. Além disso, uma quantidade considerável de trabalhos teóricos e empíricos tem sido feita segundo o esquema AR(1)."

O teste mais comum para a detecção de autocorrelação do tipo AR(1) é a estatística *d*, de Durbin-Watson . Ela é definida como:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n}(\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n}(\hat{u}_t)^2} \qquad (4)$$

onde $\hat{u}_t$ é o resíduo da observação *t*. A estatística *d* varia de zero a quatro. Os resíduos apresentam autocorrelação positiva, nenhuma autocorrelação e correlação negativa quanto mais próximo *d* estiver de zero, dois e quatro, respectivamente. Durbin e Watson derivaram uma tabela com limites inferiores e superiores para *d*, dependentes do tamanho da amostra e do número de regressores, tal que se *d* se encontrar fora desses limites pode-se tomar uma decisão quanto à presença ou não de autocorrelação. As limitações deste teste são que ele só se aplica quando os erros são formados por um processo AR(1), não há valores defasados da variável dependente como regressores e a equação inclui um termo de intercepto.

Um método de correção da autocorrelação é através de regressões não lineares, nas quais o coeficiente de autocorrelação da regressão é estimado juntamente com o intercepto e os coeficientes de inclinação. Este é o método adotado pelo *software* EViews, que é o usado neste trabalho. As estimações pelo método de mínimos quadrados não lineares são, assintoticamente, eficientes e equivalentes às estimativas pelo método de máxima da verossimilhança. (EVIEWS, 2004, p. 484)

3.2 Séries temporais

Segundo Maddala (2001) uma série temporal é um conjunto de variáveis aleatórias e, se ordenadas no tempo, podem ser entendidas como geradas por um processo estocástico (seria o análogo à população em dados de corte). Porém, a amostra é composta de apenas uma observação para cada período (t), além das observações da amostra não serem em geral independentes.

Um tipo de processo estocástico importante, e que será uma condição para as regressões que serão feitas a seguir, é o processo estocástico estacionário. Conforme Gujarati (2005), uma variável é estacionária quando suas média e variância são constantes ao longo do tempo e sua covariância entre dois períodos depender apenas da distância entre eles, ou seja, a covariância de uma dada defasagem também for constante ao longo do tempo.

Dada uma série temporal não estacionária Y_t, se a sua primeira diferença $Y_t - Y_{t-1}$ for estacionária, diz-se que a série originária é integrada de ordem 1, I(1), ou ainda, apresenta raiz unitária. Já, se apenas em sua segunda diferença ela for estacionária, dizemos que ela é I(2), e assim por diante.

Um dos testes existentes para testar a estacionariedade é o teste de Dickey-Fuller (DF). Dada a variável Y a ser testada, roda-se a regressão $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ e testa-se ρ é estatisticamente igual a um. A estatística *t*, conhecida como estatística τ (tau) nesse caso, tem seus valores críticos tabulados por Dickey e Fuller, sendo a hipótese nula a não estacionariedade e a alternativa (τ maior do que o valor crítico) a variável ser estacionária.

Como um dos pressupostos do teste DF é a não autocorrelação dos erros, uma extensão deste teste é incluir na equação termos com outras defasagens, até que os erros sejam não autocorrelacionados[8]. Esta versão é conhecida como teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF: *augmented Dickey-Fuller test*).

3.2.1 Regressão espúria e cointegração

Uma possível consequência de se regredir duas séries temporais não estacionárias é a ocorrência de regressões espúrias. Em regressões espúrias os resultados encontrados por MQO para os coeficientes e as estatísticas *t* e R^2 aparentam ser bons, porém, por as variáveis serem não estacionárias, essas estatísticas não são mais válidas da maneira convencional, contribuindo para uma aceitação errônea de um modelo que não é válido.

Contudo, regressões envolvendo variáveis não estacionárias, mas que sejam cointegradas, ainda são válidas. Duas séries podem ser cointegradas se elas forem integradas de mesma ordem. Segundo

[7] O esquema autoregressivo de primeira ordem, ou AR(1), é definido conforme a relação seguinte (Gujarati, 2005, p. 407), $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, com $-1 < \rho < 1$ e onde ε é perturbação estocástica como nas hipóteses do MCRL, ou seja, tem média zero, variância constante e não é autocorrelacionada.

[8] Isto é, que os erros sejam ruído branco.

Gujarati (2005), uma regressão é cointegrante se os seus resíduos (que são uma combinação linear das variáveis integradas de mesma ordem) são estacionários. Em regressões cointegrantes os testes usuais *t* e *F* são válidos.

Um modo de se testar a cointegração das variáveis de uma regressão é analisar se os resíduos são estacionários, o que pode ser feito aplicando o teste ADF sobre estes resíduos. Esse é o chamado teste de Engle-Granger.

4 APLICAÇÕES EMPÍRICAS

Nesta seção são apresentadas algumas aplicações da PDJ. Na literatura, a PDJ tem sido expressa pela equação (1). Para testá-la, Khor e Rojas-Suarez (1991) proporam a seguinte equação:

$$(1 + i_t) = \alpha + \beta \left[(1 + i_t^*) \times \left(\frac{S^e_{t+m}}{S_t} \right) \right] + \varepsilon \qquad (5)$$

Outra equação proposta, considerando a taxa de câmbio como variável dependente, é a seguinte:

$$S^e_{t+m} - S_t = \alpha + \beta (i_t - i_t^*) + \varepsilon \qquad (6)$$

Nas duas equações, a hipótese nula para a aceitação da PDJ é α = 0 e β = 1. Porém, os trabalhos feitos na área têm-se concentrado em determinar se o β é estatisticamente igual a 1. Para estimá-la o método dos mínimos quadrados ordinários é consistente. Os resultados encontrados na literatura tem sido *β* significantemente negativo. (FLOOD; ROSE, 2002, p. 254).

Frankel e Okongwu (1995) estudaram a formação da taxa de juros em diversos países da América Latina e da Ásia Oriental durante o período de 1987 a 1994. Seu problema principal foi o porquê de os juros desses países terem-se mantidos altos, não convergindo para os níveis dos juros americanos, mesmo com a crescente liberalização dos portfólios. Os autores ressaltaram, como uma das maiores dificuldades econométricas do estudo, a mensuração da expectativa da variação cambial. Para isso usam os resultados de um *survey* com participantes do mercado – o *Currency forecasters' digest*. Alguns dos resultados encontrados pelos autores são que os juros norte-americanos são o maior determinante do fluxo de capitais para os países emergentes[9] e que a maior parte do diferencial de juros entre os países emergentes e os desenvolvidos é explicada pela expectativa de desvalorização cambial. Isto manteria a PDJ, com os retornos dos títulos dos países emergentes rendendo menos depois de considerada a desvalorização esperada de suas moedas.

Para o Brasil, a PDJ foi testada, entre outros, por Sachsida, Teixeira e Ellery Jr. (1999). Eles a testaram para a economia brasileira durante o período compreendido entre janeiro de 1984 e outubro de 1998. Para tal, ajustaram os dados coletados à equação (8). Para a eliminação do operador de expectativas, S^e_{t+m}, usaram a taxa de câmbio efetivamente observada no período *t+m* como uma *proxy* da taxa de câmbio que os agentes, no período *t*, esperam que seja observada no período *t+1* ($S^e_{t+m} = S_{t+m}$). O pressuposto para isso é a teoria das expectativas racionais.

Os autores constataram que, para o período dado, a PDJ não se verificou no Brasil, com exceção do subperíodo compreendido entre janeiro de 1990 e junho de 1994. Para o teste compreendendo o período completo, encontraram $\beta = 0{,}88$, mostrando a presença de mobilidade de capitais no Brasil, mas não o suficiente para comprovar a PDJ.

Resultados interessantes foram encontrados ao se aplicar o teste para os subperíodos de janeiro de 1990 a junho de 1994, e de julho de 1994 a outubro de 1998. No primeiro destes subperíodos, o intercepto foi estatisticamente igual a zero e a inclinação estatisticamente igual a um; o que, junto com a ausência de autocorrelação, confirmam a validade da PDJ, com a taxa de juros interna sendo determinada pela internacional e pela expectativa de variação cambial. Já para o subperíodo de julho de 1994 a outubro de 1998, encontraram *β* estatisticamente igual a zero, indicando que a taxa de juros foi afetada apenas por fatores internos neste período. Segundo os autores, este fato deveu-se a tentativa equivocada do governo de controlar os juros e o câmbio simultaneamente[10].

Takami e Leme (2003) testaram a PDJ e a PCJ para o Brasil entre 2001 e 2003. No teste da PDJ eles usaram uma equação modificada, incorporando um prêmio de risco, devido a acreditarem que o

[9] Quando os juros norte-americanos são baixos há um deslocamento de parte do capital para os países emergentes em busca de uma remuneração maior.

[10] Isto é conhecido na Macroeconomia como trindade impossível Ao se adotar um regime de câmbio fixo com perfeita mobilidade de capitais faz-se com que os juros internos sejam iguais aos externos (sob pena de uma grande enxurrada ou saída de capitais) e perde-se, assim, a política monetária.

mercado de câmbio brasileiro no período estudado por eles ter apresentado grande volatilidade devido a alguns eventos, como o ataque às Torres Gêmeas nos EUA e as eleições presidências brasileiras de 2002. A equação modificada da PDJ, usada por eles, é a seguinte:

$$\ln\left(\frac{S^{e}_{t+m}}{S_t}\right) = b_0 + b_1 \times \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i^{*}_t}\right) - b_2 \times \ln(1+\rho_t) + u_t \qquad (7)$$

onde ρ_t é o prêmio de risco. A taxa de juros interna é a implícita nos contratos de *swap* pré *x di* semanais; a taxa de juros externa é a *T-Bill*[11], com vencimento em abril de 2004; a taxa de câmbio é a PTAX800 – venda; e a taxa de câmbio esperada é a divulgada pelo Relatório Focus.

Aplicando o teste ADF para raiz unitária nas séries usadas, os autores não rejeitaram a hipótese de que são integradas para nenhuma delas, tendo eles partido, então, para o teste de cointegração. Eles não validam a relação de paridade de juros para o período estudado; mas devido ao pequeno tamanho da amostram também não têm evidências estatísticas suficientes para refutá-la.

Holanda e Cavalcante (1999) usaram a PDJ e a PCJ como medida de mobilidade para a economia brasileira, com o objetivo de medir o grau de mobilidade dos capitais no Brasil, entre 1987 a 1996, ou seja, a integração do sistema financeiro nacional à economia internacional neste período. Na verificação da validade da PDJ, os autores usaram dois métodos para a construção da variável taxa de câmbio futura esperada: a hipótese tradicional das expectativas racionais e as expectativas extrapolativas.

A taxa de juros interna usada foi a Over Selic e a externa a taxa anualizada da *T-Bill* de 3 meses, convertida em mensal. Como resultado da estimação da PDJ, os autores encontraram que o efeito do diferencial de juros sobre a variação esperada da taxa de câmbio, nas duas óticas utilizadas, é significativo a 1%; porém é estatisticamente diferente de um, o que caracteriza a existência de barreiras ao fluxo de capitais entre o Brasil e o exterior. Já pela análise da PCJ os autores não rejeitaram a livre mobilidade de capitais para o período (a PCJ é uma forma mais fraca da PDJ).

Carvalho *et al*. (2004) testaram a hipótese da PDJ para Argentina, Brasil, Chile e México, conjuntamente, durante o período compreendido entre janeiro de 1990 e dezembro de 2001. Também foi estimado, conforme a equação (8). O resultado levou-os a rejeitar a hipótese da PDJ para o conjunto desses países. Porém, excluindo-se desse conjunto o Brasil, a hipótese da PDJ é aceita. Uma possível explicação para este fato, levantada por eles, foi que variáveis não mensuradas pelo modelo – incerteza política e prêmio de risco – se mostraram mais significativas para a economia brasileira no período estudado do que para às economias dos outros países citados.

5 MODELO ESTIMADO

Na revisão da literatura foram apresentados diferentes modos alternativos para a verificação da PDJ. Dado o objetivo deste trabalho de testar a PDJ para o Brasil, para o período em que o Banco Central adotou o regime de câmbio flutuante, escolheu-se um modelo no qual a variação cambial fosse a variável dependente e o diferencial de juros a variável independente.

A relação usada é a seguir:

$$\ln(\Delta S_t) = f\left[\ln(1+i_t) - \ln(1+i^{*}_t)\right] \qquad (8)$$

Na equação anterior, ΔS_t é definido como $\Delta S_t = S^{e}_{t+m}/S_t$, ou seja, a depreciação (ou apreciação) cambial, com as informações disponíveis no período *t*, que os agentes "esperam" que aconteça até o período *t+m*.

Como tratado anteriormente, é necessária alguma suposição sobre como os agentes formam suas expectativas, pois a variável S^{e}_{t+m} não é diretamente observável. Uma abordagem muito comum é supor que os agentes tenham expectativas racionais, da forma tratada na seção anterior. Assim, a taxa de câmbio esperada, no período *t*, para o período *t+m* seria a taxa de câmbio à vista efetivamente observada *ex post* no período *t+m*. Como consequência, a taxa de variação cambial esperada é a própria variação cambial no período:

$$\Delta S^{e}_{t+m} = \frac{S^{e}_{t+m}}{S_t} = \frac{S_{t+m}}{S_t} = \Delta S_{t+m} \qquad (9)$$

Uma abordagem alternativa sobre a expectativa da taxa de câmbio futura, usada neste trabalho, é

[11] *Treasury Bills:* Letras do Tesouro.

tomar como *proxy* da verdadeira taxa de câmbio, esperada para o período *t+m*, a coletada pelo levantamento do Relatório Focus, realizado pelo Banco Central do Brasil.

Não há consenso na literatura sobre qual o período usado para o cálculo da variação cambial e da maturação dos títulos no qual se deve testar a PDJ, isto é, o parâmetro *m* das relações acima. Teoricamente ela deve ser válida para qualquer período de tempo calculado, inexistindo qualquer possibilidade de arbitragem, não importando qual seja o horizonte temporal. Neste trabalho decidiu-se usar para o teste os períodos de 1, 3, 6, 9 e 12 meses.

Todas as variáveis usadas neste trabalho foram as observadas no último dia útil de cada mês do período a ser analisado. O período estende-se de novembro de 2001 até setembro de 2007, contabilizando 71 observações mensais.

Apesar de o regime de flutuação livre do câmbio ter sido adotado a partir de janeiro de 1999, uma das séries usadas neste trabalho, a expectativa cambial levantada pelo Relatório Focus, só passou a ser divulgada a partir de novembro de 2001, o que limitou o ponto de início deste trabalho. Além disso, teve-se que reservar os 12 últimos dados colhidos para o cálculo da expectativa da variação cambial pela ótica das expectativas racionais.

Para a taxa de juros interna usou-se a taxa Over Selic. A taxa de juros externa adotada foi a taxa *T-Bill* de 3 meses de maturação observada no mercado secundário. Ambas foram transformadas em pontos percentuais ao mês.

A taxa de câmbio usada foi a PTAX (venda). No Gráfico 1 é apresentada a série temporal da PTAX.

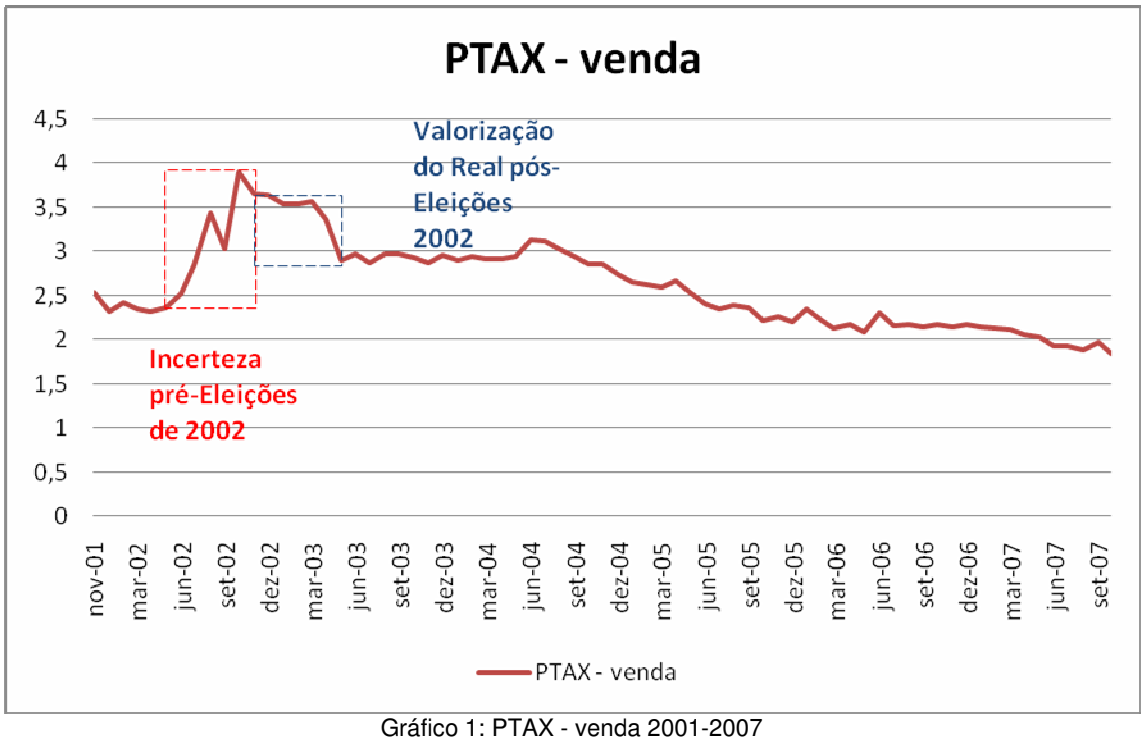


Gráfico 1: PTAX - venda 2001-2007
Fonte: construção própria com dados do IPEADATA.

Duas observações devem ser feitas sobre a taxa de câmbio. A primeira é que para o cálculo da PDJ é usada a variação cambial entre *m* períodos e não a própria taxa de câmbio. A outra observação, referente a esta amostra, é que ela apresenta dois períodos de variação cambial mais acentuada, praticamente sem interrupções.

O primeiro período é compreendido entre abril e outubro de 2002, assinalado pelo retângulo em vermelho no Gráfico 1, período no qual o real apresentou uma grande desvalorização. A cotação do dólar passou de R$ 2,32, em 28 de abril de 2002, para R$ 3,65, em 31 de outubro de 2002, ou seja, uma depreciação de 57,33% do real frente ao dólar no período. Possíveis causas para essa depreciação do real são, externamente, o colapso da economia argentina e um aumento da aversão ao risco por parte dos investidores internacionais12 que diminuiu a disponibilidade de crédito para os países emergentes. Já internamente tinha-se a incerteza quanto ao futuro da política econômica decorrente da iminência da vitória do Partido dos Trabalhadores (PT) que, historicamente, defendia corte de juros e aumento dos gastos do governo.

O segundo período é o que se segue a esse, estendendo-se até abril de 2003, com o real se

[12] Uma das causas do aumento da aversão ao risco foram os escândalos contábeis em grandes corporações norte-americanas.

apreciando após a crise de incerteza pela qual o Brasil passara. Esse período é representado pelo retângulo azul no gráfico, com a cotação do dólar caindo para R$ 2,89, em 30 de abril de 2003, significando uma apreciação de 20,82% do real frente ao dólar. A garantia do novo governo eleito de que manteria a atual política econômica pode ter contribuído para a queda da taxa de câmbio, com uma reversão antes mesmo das eleições. Até mesmo foi divulgada pelo PT, em junho de 2002, a "Carta ao povo brasileiro", onde o candidato à presidência Luiz Inácio Lula da Silva se comprometia com o superávit primário e a manutenção da estabilidade econômica. Este "choque de confiança" continuou ao assumirem o Governo, com o aumento da SELIC e da meta do superávit primário.

Para se levar em conta a especificidade destes dois períodos, introduziu-se no modelo duas *dummies* para captá-los. A *dummy d1* capta o período da incerteza anterior à Eleição de 2002 e a *dummy d2* capta a valorização do real, que ocorreu após essa eleição. As duas variáveis são assim definidas:

$$d1 = \begin{cases} 1 \; \forall \; t \in [abr/02 : out/02] \\ 0 \; caso \; contrário \end{cases} \qquad (10)$$

$$d2 = \begin{cases} 1 \; \forall \; t \in [nov/02 : abr/03] \\ 0 \; caso \; contrário \end{cases} \qquad (11)$$

onde *t* é o instante do tempo (mês).

Na abordagem alternativa, como explicada anteriormente, a expectativa da taxa de câmbio futura é a divulgada pelo Banco Central no Relatório Focus. Este relatório é resultado da coleta diária do Banco Central da expectativa de instituições selecionadas, financeiras ou não, sobre algumas variáveis econômicas, como índices de preços, nível de produção da economia, taxa SELIC e taxa de câmbio. Ele foi criado quando da intenção do Banco Central de adotar o sistema de metas para inflação, dada a importância das expectativas para a política monetária.

Neste trabalho usou-se a expectativa da taxa de câmbio. O Banco Central coleta vinte e quatro previsões de cada agente, sendo catorze para o último dia útil de cada mês subsequente, cinco para o último dia de dezembro e cinco para a média anual.

6 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados da estimação da PDJ sob as duas óticas anteriormente mencionadas: expectativas racionais e levantamento das expectativas do mercado por pesquisa com os agentes. Além disso, comparam-se os dois resultados.

Para a estimação destes modelos foi utilizado o *software EViews* 5.

6.1 Expectativas racionais

Primeiramente é analisado o modelo no qual a expectativa da taxa de câmbio futura é formada segundo as expectativas racionais, ou seja, a taxa de câmbio futura esperada é igual a taxa de câmbio à vista do período futuro, observada *ex post*.

Assim, a equação a ser estimada é a seguinte:

$$\ln\left(\frac{S_{t+m}}{S_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \times D_1 + \alpha_2 \times D_2 + \beta \times \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) + u_t \qquad (12)$$

onde as variáveis são as descritas na seção anterior.

Conforme exposto anteriormente, o primeiro passo a ser dado ao se trabalhar com séries temporais é verificar se estas são estacionárias ou não. Abaixo, na Tabela 1, é mostrado o teste ADF para as variáveis utilizadas. Para simplificarmos, nas tabelas a seguir, chamaremos $\ln(S_{t+m}/S_t)$ de ΔS, ou seja, a variação cambial, e $\ln(1+i_t/1+i_t^*)$ de *di*, isto é, o diferencial de juros.

TABELA 1 TESTE DA RAIZ UNITÁRIA PARA O MODELO COM EXPECTATIVAS RACIONAIS, PERÍODO 2001-2007[13]

VARIÁVEL	Período	TESTE DA RAIZ UNITÁRIA					
		I(0)			I(1)		
		Estatística tau	Probabilidade	Defasagem	Estatística tau	Probabilidade	Defasagem
ΔS	1	-3.972668	0.0028	6	-4.014821	0.0025	5
ΔS	3	-5.703638	0.0000	8	-4.360703	0.0009	9
ΔS	6	-9.025572	0.0000	5	-3.895856	0.0037	11
ΔS	9	-1.216776	0.6618	10	-5.380388	0.0000	10
ΔS	12	-2.939468	0.0459	0	-3.955436	0.0031	11
di	todas	-1.654054	0.4504	4	-2.918160	0.0478	3

FONTE: elaborada pelo autor.

NOTAS: O teste I(0) refere-se à aplicação do teste ADF a variável na sua forma normal e o I(1) na forma de primeira diferença.

O período refere-se ao intervalo o qual é usado para o cálculo da variação cambial. Como o diferencial de juros é capitalizado o período não se aplica a este.

Como pode ser visto na Tabela 1, acima, a um nível de 5% de significância, pode-se dizer que a variação cambial no período analisado é estacionária quando medida ao longo de 1, 3, 6 e 12 meses. Já a variação cambial, quando calculada ao longo de nove meses, apresentou raiz unitária. Também, a um nível de 5% de significância, o diferencial de juros apresentou nesse período raiz unitária.

Assim, exceto quando medidas ao longo de nove meses, as duas séries não são integradas de mesma ordem, o que, a princípio eliminaria a possibilidade de serem cointegradas. Porém, existe a possibilidade da falha do teste ADF ao não detectar a estacionariedade de séries na presença de quebras estruturais – mudanças de intercepto ou coeficiente angular. (PERRON *apud* MIGUEL, 2000)

Miguel (2000), também testando a PDJ, além da PCJ, questiona os testes de raiz unitária na presença de choques, que no caso dele são os diversos planos de tentativa de estabilização da economia brasileira. Os testes afirmavam a estacionariedade das séries, o que não era intuitivo através de uma análise de seus gráficos, pois apresentavam um comportamento "explosivo". Já no período utilizado neste trabalho, há, conforme dito anteriormente, o intervalo de disparada do dólar decorrente das incertezas causadas pela possibilidade da vitória do PT para a presidência. Assim, a exemplo do autor, apresenta-se a seguir, na Tabela 2, o teste ADF para o período após abril de 2003 (período até o qual está definida a segunda *dummy*, *d2*).

TABELA 2 TESTE DA RAIZ UNITÁRIA PARA O MODELO COM EXPECTATIVAS RACIONAIS, PERÍODO 2003-2007

VARIÁVEL	Período	TESTE DA RAIZ UNITÁRIA					
		I(0)			I(1)		
		Estatística tau	Probabilidade	Defasagem	Estatística tau	Probabilidade	Defasagem
ΔS	1	-2.008352	0.2824	4	-8.842384	0.0000	3
ΔS	3	-1.962478	0.3019	6	-4.281156	0.0014	6
ΔS	6	-3.1728	0.0280	5	-2.877937	0.0557	5
ΔS	9	-4.124209	0.0023	8	-9.131595	0.0000	0
ΔS	12	-4.436794	0.0010	10	-1.572075	0.4887	4

FONTE: elaborada pelo autor.

NOTAS: O teste I(0) refere-se à aplicação do teste ADF a variável na sua forma normal e o I(1) na forma de primeira diferença.

O período refere-se ao intervalo o qual é usado para o cálculo da variação cambial.

[13] Todas as tabelas desse artigo foram elaboradas pelo autor.

Pode-se notar, neste segundo teste, que a desvalorização cambial, quando medida ao longo de um e três meses, é integrada de primeira ordem, assim como o diferencial de juros. Nessas séries, a noção de cointegração faz sentido, assim como ao longo de nove meses, como dito anteriormente.

A seguir, na Tabela 3, é mostrada a estimação do modelo, antes de corrigi-lo para a presença de autocorrelação. Ela apresenta a estimação com a variação cambial sendo calculada para um horizonte de tempo específico (a saber, 1, 3, 6, 9 e 12 meses). Este período é indicado pelo termo *m=k*, onde *k* representa esse horizonte.

Pode ser visto nessa tabela que todas as estimações da PDJ apresentam autocorrelação serial. Para uma amostra de 70 observações e 3 variáveis explicativas, o valor inferior do teste *d* de Durbin-Watson é 1,525, ao nível de 5% de significância. Com exceção da primeira estimação, todas as estatísticas *d* estimadas estão abaixo desse valor crítico, indicando a presença de autocorrelação positiva. Na estimação com a variação cambial, calculada ao longo do período de um mês, encontrou-se a presença de autocorrelação negativa.[14]

TABELA 3 ESTIMAÇÃO DO MODELO COM EXPECTATIVAS RACIONAIS

PERÍODO	ESTIMAÇÃO									
	Equação								Estatísticas	
m=1	?S =	- 0,01	+ 0,07 D1	- 0,03 D2	+ 0,32 di				R^2=0,12	d=2,91
		$(-0,90)^{ns}$	$(1,43)^{ns}$	$(-1,02)^{ns}$	$(0,24)^{ns}$					
m=3	?S =	- 0,05	+ 0,16 D1	- 0,09 D2	+ 0,92 di				R^2=0,38	d=1,32
		$(-1,52)^{ns}$	$(5,01)^{1\%}$	$(-2,36)^{5\%}$	$(0,89)^{ns}$					
m=6	?S =	- 0,14	+ 0,13 D1	- 0,20 D2	+ 1,75 di				R^2=0,21	d=0,60
		$(-2,41)^{5\%}$	$(2,34)^{5\%}$	$(-2,90)^{1\%}$	$(1,98)^{ns}$					
m=9	?S =	- 0,24	+ 0,04 D1	- 0,24 D2	+ 2,04 di				R^2=0,12	d=0,38
		$(-3,41)^{1\%}$	$(0,60)^{ns}$	$(-2,85)^{1\%}$	$(2,84)^{1\%}$					
m=12	?S =	- 0,31	- 0,01 D1	- 0,23 D2	+ 1,80 di				R^2=0,13	d=0,30
		$(-4,47)^{1\%}$	$(-0,23)^{ns}$	$(-2,89)^{1\%}$	$(3,49)^{1\%}$					

FONTE: elaborada pelo autor.

NOTAS: Os valores entre parênteses se referem ao teste t dos estimadores e os seus expoentes mostram o nível de significância a eles associados, sendo que o símbolo "ns" significa não significativo a 5%;

R^2 se refere ao R^2 ajustado;

O período refere-se ao intervalo, o qual é usado para o cálculo da variação cambial.

Na tabela 4 são mostrados os resultados estimados com a correção da correlação serial. Como exposto anteriormente na revisão dos métodos econométricos, é utilizado, para a correção da autocorrelação, o método dos mínimos quadrados não lineares, calculado automaticamente pelo *software EViews* 5 (ano).

[14] Ainda segundo o teste *d* de Durbin-Watson há a presença de autocorrelação negativa quando o *d* estimado for maior do que 2,475 (considerando os mesmos valores dos parâmetros utilizados no texto). A autocorrelação negativa, nesse caso, pode ser entendida como os investidores do mercado de câmbio brasileiro tentando compensar os erros de previsão em que ocorreram no período anterior: se na sua previsão o real se depreciou mais do que o observado, no próximo período adotaram uma previsão na qual o real se apreciará, e vice-versa.

TABELA 4 ESTIMAÇÃO DO MODELO COM EXPECTATIVAS RACIONAIS, AR(1)

PERÍODO	ESTIMAÇÃO			
	Equação	AR(1)	Estatísticas	Coint.
m=1	?S = - 0,02 + 0,07 D1 - 0,04 D2 + 0,75 di $(-1,15)^{ns}$ $(5,34)^{1\%}$ $(-2,11)^{5\%}$ $(0,56)^{1\%}$	-0,49	R^2=0,32 d=2,10 ADF: ?=-3,44$^{5\%}$	SIM
m=3	?S = - 0,03 + 0,14 D1 - 0,03 D2 + 0,30 di $(-0,63)^{ns}$ $(2,80)^{1\%}$ $(-0,54)^{ns}$ $(0,19)^{ns}$	0,43	R^2=0,41 d=2,10 ADF: ?=-4,07$^{1\%}$	SIM
m=6	?S = 0,02 - 0,05 D1 - 0,02 D2 - 0,62 di $(0,11)^{ns}$ $(-0,58)^{ns}$ $(-0,23)^{ns}$ $(-0,29)^{ns}$	0,85	R^2=0,67 d=2,04 ADF: ?=-5,82$^{1\%}$	NÃO
m=9	?S = - 0,17 + 0,01 D1 + 0,01 D2 + 0,90 di $(-1,02)^{ns}$ $(0,07)^{ns}$ $(0,13)^{ns}$ $(0,58)^{ns}$	0,86	R^2=0,75 d=2,03 ADF: ?=-5,10$^{1\%}$	SIM
m=12	?S = - 0,20 - 0,11 D1 - 0,07 D2 + 0,77 di $(-1,47)^{ns}$ $(-1,82)^{ns}$ $(-1,11)^{ns}$ $(0,83)^{ns}$	0,86	R^2=0,80 d=2,19 ADF: ?=-9,67$^{1\%}$	NÃO

FONTE: elaborada pelo autor.

NOTAS: Os valores entre parênteses se referem ao teste t dos estimadores, e os seus expoentes mostram o nível de significância a eles associados, sendo que "ns" não significativo a 5%.

R^2 se refere ao R^2 ajustado.

O período se refere ao intervalo o qual é usado para o cálculo da variação cambial.

Coint. indica se as variáveis são ou não cointegradas

Nestes resultados vê-se que a autocorrelação foi corrigida. Além disso, todos mostram que os resíduos são estacionários a um nível de 5% de significância, lembrando que, conforme os testes para a presença de raiz unitária apresentados antes, o teste de cointegração faz sentido apenas para as estimações com a variação cambial calculada ao longo de um, três e nove meses.

Porém o *β* (o coeficiente da variável diferencial de juros) não se mostrou significativo em nenhum deles, ou seja, durante o período de novembro de 2001 a setembro de 2007, o diferencial de juros entre Brasil e EUA não exerceu influência sobre a variação da taxa de câmbio real/dólar. Para a verificação da PDJ, *β* deveria ser estatisticamente igual a um. Apesar de todos os coeficientes de inclinação estimados, com exceção do *m=6*, terem sido positivos, não se pode afirmar, a um nível de 5% de significância, que não sejam menores do que zero, dada a sua grande variância.

Um possível motivo para este resultado é que o diferencial de juros no período foi alto (a taxa de juros real do Brasil foi uma das mais altas do mundo no período) a ponto de as variações nele observada não tenham sido suficientes para elas próprias afetarem o fluxo de capitais para o país e, consequentemente, a variação da taxa de câmbio. Ou seja, apesar do o diferencial de juros da economia brasileira variar, este não teve uma mudança suficiente para modificar significativamente a posição relativa do Brasil quanto aos juros pagos pelos seus títulos.

6.2 Expectativas coletadas pelo Relatório Focus

Nesta nova análise a expectativa sobre a taxa de câmbio futura é dada pelo *survey* realizado pelo Banco Central com as principais instituições financeiras – o Relatório Focus. A equação a ser estimada é a seguinte, diferindo da estimada na seção anterior apenas quanto a forma pela qual é calculada a variável taxa de câmbio esperada.

$$\ln\left(\frac{S^{e}_{t+m}}{S_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \times D_1 + \alpha_2 \times D_2 + \beta \times \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i^{*}_t}\right) + u_t \qquad (13)$$

Assim como na análise anterior, o primeiro passo é verificar a ordem de integração das séries utilizadas. Na Tabela 5, abaixo, seguem os resultados do teste ADF:

TABELA 5 TESTE DA RAIZ UNITÁRIA PARA O MODELO COM EXPECTATIVAS COLETADAS, PERÍODO 2001-2007

VARIÁVEL	TESTE DA RAIZ UNITÁRIA						
	Período	I(0)			I(1)		
		Estatística tau	Probabilidade	Defasagem	Estatística tau	Probabilidade	Defasagem
?S	1	-3.958850	0.0029	6	-5.484914	0.0000	9
?S	3	-4.012626	0.0025	6	-5.844401	0.0000	9
?S	6	-4.609348	0.0004	8	-5.192888	0.0001	9
?S	9	-4.495043	0.0005	8	-5.183360	0.0001	9
?S	12	-4.379814	0.0008	8	-4.872027	0.0002	9
di	todas	-1.654054	0.4504	4	-2.918160	0.0478	3

FONTE: elaborada pelo autor.

NOTAS: O teste I(0) refere-se à aplicação do teste ADF a variável na sua forma normal e o I(1) na forma de primeira diferença.

O período refere-se ao intervalo o qual é usado para o cálculo da variação cambial. Como o diferencial de juros é capitalizado o período não se aplica a este cálculo?.

Vê-se que a variação cambial esperada pelo mercado para qualquer um dos períodos aqui utilizado é estacionária. Já o diferencial de juros, como calculado anteriormente, é I(1). Dado o exposto na seção anterior, quanto ao teste de estacionariedade na presença de quebras estruturais na série, é aplicado novamente o teste ADF sobre um período de tempo menor – maio de 2003 a setembro de 2007. Os resultados estão apresentados na Tabela 6.

TABELA 6 TESTE DA RAIZ UNITÁRIA PARA O MODELO COM EXPECTATIVAS COLETADAS, PERÍODO 2003-2007

VARIÁVEL	TESTE DA RAIZ UNITÁRIA						
	Período	I(0)			I(1)		
		Estatística tau	Probabilidade	Defasagem	Estatística tau	Probabilidade	Defasagem
ΔS	1	-1.725599	0.4117	8	-3.596910	0.0098	7
ΔS	3	-2.927090	0.0492	1	-3.917992	0.0041	7
ΔS	6	-2.603752	0.0988	1	-12.169880	0.0000	0
ΔS	9	-2.221379	0.2015	1	-11.416860	0.0000	0
ΔS	12	-2.107199	0.2428	1	-11.197910	0.0000	0

FONTE: elaborada pelo autor.

NOTAS: O teste I(0) refere-se à aplicação do teste ADF a variável na sua forma normal e o I(1) na forma de primeira diferença.

O período refere-se ao intervalo o qual é usado para o cálculo da variação cambial.

No teste ADF para este subperíodo vê-se que, a um nível de 5% de significância, a variância cambial esperada para 1, 6, 9 e 12 meses apresentou raiz unitária. Este resultado possibilitaria a presença de co-integração entre estas séries e o diferencial de juros.

A seguir, na Tabela 7, são apresentados os resultados da estimação da PDJ com a variação cambial esperada coletada pelo Relatório Focus.

TABELA 7 ESTIMAÇÃO DO MODELO COM EXPECTATIVAS COLETADAS

PERÍODO	ESTIMAÇÃO		
	Equação	Estatísticas	Coint.
m=1	?S = - 0,02 - 0,08 D1 - 0,02 D2 + 3,22 di (-1,60)^{ns} (-6,36)$^{1\%}$ (-1,44)^{ns} (2,57)$^{5\%}$	R^2=0,36 d=2,33 ADF: ?=-4,99$^{1\%}$	SIM
m=3	?S = - 0,04 - 0,12 D1 - 0,05 D2 + 1,91 di (-2,00)$^{5\%}$ (-7,17)$^{1\%}$ (-2,46)$^{5\%}$ (3,54)$^{1\%}$	R^2=0,43 d=1,98 ADF: ?=-5,77$^{1\%}$	NÃO
m=6	?S = - 0,04 - 0,15 D1 - 0,07 D2 + 1,34 di (-2,10)$^{5\%}$ (-8,50)$^{1\%}$ (-3,07)$^{1\%}$ (4,52)$^{1\%}$	R^2=0,52 d=1,89 ADF: ?=-2,61^{ns}	NÃO
m=9	?S = - 0,04 - 0,16 D1 - 0,08 D2 + 1,04 di (-2,03)$^{5\%}$ (-8,84)$^{1\%}$ (-3,35)$^{1\%}$ (5,11)$^{1\%}$	R^2=0,55 d=1,94 ADF: ?=-2,49^{ns}	NÃO
m=12	?S = - 0,04 - 0,16 D1 - 0,08 D2 + 0,84 di (-1,87)^{ns} (-8,70)$^{1\%}$ (-3,44)$^{1\%}$ (5,47)$^{1\%}$	R^2=0,55 d=1,93 ADF: ?=-3,45$^{5\%}$	SIM

FONTE: elaborada pelo autor.

NOTAS: Os valores entre parênteses se referem ao teste t dos estimadores, e os seus expoentes mostram o nível de significância a eles associados, sendo que "ns" não significativo a 5%.

R^2 se refere ao R^2 ajustado.

O período se refere ao intervalo o qual é usado para o cálculo da variação cambial.

Coint. indica se as variáveis são ou não cointegradas

Pode-se ver, a partir das relações da PDJ anteriormente estimadas na Tabela 7, que, a um nível de 5% de significância, o diferencial de juros é estatisticamente significativo na variação cambial esperada, divulgada pelo Relatório Focus no período estudado. (A um nível de 1% de significância, em m=1 o diferencial de juros passa a não ser significante.) Porém, apenas as expectativas para a variação cambial ao longo de 1 e 12 meses são cointegradas com o diferencial de juros; nas medidas ao longo dos outros prazos (três, seis e nove meses) têm-se regressões espúrias.

Em ambas *m=1* e *m=12*, apenas o intercepto do período *d1* foi estatisticamente diferente de zero. O sinal negativo deste coeficiente mostra que durante o subperíodo compreendido entre abril e outubro de 2002 cobrou-se um prêmio de risco para os títulos brasileiros, sem que este prêmio implicasse em ganhos de arbitragem. Nesse subperíodo, como relatado anteriormente, houve alguns fatores que geraram desconfiança na economia brasileira, como a possível eleição do PT para a presidência. Devido a essa desconfiança, os títulos brasileiros e americanos não foram substitutos perfeitos, validando, assim, a cobrança deste prêmio de risco por parte dos investidores para a manutenção dos títulos brasileiros.

Para testar-se a hipótese da PDJ, verifica-se se o β estimado é estatisticamente igual a um. Abaixo são mostrados os intervalos de confiança para os β, estimados de forma que o verdadeiro parâmetro da população, em 95% das vezes, encontre-se nestes intervalos:

$$0.718202 \leq \beta_{m=1} \leq 5.717174 \qquad (14)$$

$$0,533155 \leq \beta_{m=12} \leq 1,148275 \qquad (15)$$

Vê-se, por estes intervalos, que a um nível de 5% de significância, não podemos rejeitar a hipótese de que β = 1, ou seja, não podemos rejeitar a PDJ para o período proposto, quando a variação cambial

esperada pelos agentes segundo o Relatório Focus é medida ao longo de 1 e 12 meses. Porém, uma ressalva deve ser feita para estimativa com *m=1*, pois o desvio-padrão do β foi alto em relação ao seu coeficiente, diminuindo a eficiência do teste de hipótese para este caso (o intervalo de confiança para o β da população foi largo).

Assim, pode-se dizer que, durante o período de novembro de 2001 a setembro de 2007, os agentes, ao fazerem suas expectativas para a variação cambial para o próximo ano, levaram em consideração a PDJ. Em outras palavras, quanto maior fosse o diferencial de juros entre o Brasil e os Estados Unidos, maior seria a variação cambial esperada pelos agentes para o período de doze meses.

6.3 Comparação dos resultados

Comparando as duas formas de testar a PDJ usadas neste estudo, ambas apresentaram problemas relacionados à ordem de integração de suas variáveis, sendo cointegradas apenas as estimativas com a variação cambial, calculadas ao longo de determinados períodos: ao longo de um, três e nove meses com as expectativas calculadas de acordo com as expectativas racionais; e um e doze meses quando as expectativas usadas são colhidas pelo Relatório Focus.

Quanto à validade da PDJ, viu-se que ela se confirma para as expectativas formadas *ex ante*: segundo as expectativas dos agentes, em um horizonte temporal de um ano, não havia a possibilidade de auferir lucros com arbitragem no mercado brasileiro de crédito. No período analisado neste estudo, os juros mais altos pagos pelos títulos brasileiros foram compensados pela expectativa de desvalorização da moeda brasileira que os agentes esperavam.

Já quando se considera a variação cambial tomada *ex post*, na forma das expectativas racionais, a PDJ não foi verificada, indicando que se os agentes tivessem previsto corretamente a taxa de câmbio futura, havia a possibilidade de ganhos de arbitragens aplicando-se em títulos brasileiros. Entre 2001 e 2007 o real se apreciou, aumentando o retorno, ainda mais o retorno dos títulos brasileiros, quando comparado com os dos Estados Unidos.

Porém, alguns fatores poderiam fazer com que o retorno mais alto pago pelos títulos brasileiros não representassem uma oportunidade de lucros através do processo de arbitragem. Estes fatores fariam com que os títulos brasileiros e norte-americanos não fossem substitutos perfeitos aos olhos dos investidores. Assim, eles cobrariam este retorno maior dos títulos emitidos no Brasil (prêmio de risco) para que ficassem "indiferentes" entre estes e os americanos, e o mercado ficaria em equilíbrio mesmo com os retornos dos títulos não sendo os mesmos quando medidos em uma mesma moeda. Além do prêmio de risco, alguns outros fatores citados por Isard (2006) são a não racionalidade completa das expectativas e a presença de bolhas especulativas, além do fator *peso problem*[15] para regimes de câmbio fixo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo testou-se a paridade descoberta de juros para a economia brasileira, durante o período compreendido entre novembro de 2001 e setembro de 2007, usando o título do Tesouro dos Estados Unidos com maturidade de 3 meses (*T-Bill*), como o nível de juros internacional.

Utilizaram-se dois métodos alternativos para a formação das expectativas quando à taxa de câmbio futura: a hipótese das expectativas racionais e as expectativas coletadas diretamente pelo Banco Central e divulgada no Relatório Focus. Quanto ao horizonte temporal, em que a variação cambial e o diferencial de juros foram medidos, adotaram-se os prazos de 1, 3, 6, 9 e 12 meses. As estimativas com alguns desses horizontes temporais resultaram em regressões espúrias, não se podendo, portanto, fazer inferências sobre algumas delas. Outro problema foi a pequena quantidade de dados ocasionada por o Relatório Focus passar a ser divulgado somente a partir de 2001. Antes disso não existia uma série com as expectativas dos agentes.

A paridade descoberta de juros foi confirmada para o período estudado no modelo com as expectativas coletadas pelo Relatório Focus. Já segundo o modelo no qual se pressupõe a validade das expectativas racionais, a paridade descoberta de juros não foi verificada nesse período. Isso pode ser entendido como a PDJ afetando apenas as expectativas *ex ante*: ao tentarem prever a taxa de câmbio futura, os agentes se utilizavam do diferencial de juros segundo a relação da PDJ. Já as expectativas *ex post* – que no caso é a própria variação cambial – não se mostrou significativamente afetada pelo diferencial de juros, possibilitando, caso os agentes considerassem os títulos brasileiros e americanos substitutos perfeitos, o ganho de lucro com a arbitragem no mercado de câmbio brasileiro.

Um dos possíveis fatores para a não validade da paridade descoberta de juros, quando utilizadas as

[15] O fator *peso problem* se refere à expectativa dos agentes de que o governo não vai manter a paridade anunciada em um regime de câmbio fixo.

expectativas racionais, é a suposição discutida anteriormente: os investidores não viram os títulos brasileiros e norte-americanos como substitutos perfeitos, cobrando, assim, um prêmio de risco para manterem os títulos do Brasil.

Um meio defendido por alguns autores de se observar(?)melhor a eficiência dos testes de PDJ é incorporar outra classe de variáveis que permitam que o câmbio não seja afetado apenas pelas taxas de juro como na PDJ, mas também pela produção, balança comercial, desemprego, dentre outros. Wadhwani (ano) *apud* Muinhos, Alves e Riella (2002, p. 12) afirma que a paridade descoberta de juros é "(...) camisa de força que obriga variáveis como desemprego e crescimento a somente afetar as taxas de câmbio por meio das taxas de juros."

Continuando na paridade de juros, sugere-se o estudo para a economia brasileira em outros horizontes temporais, como em dados em frequência diária ou com títulos de maturação mais longa. Porém, nesta última sugestão, a disponibilidade de dados suficientes pode prejudicar as estimativas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **Triennial central bank survey:** Foreign exchange and derivatives market activity in 2007. Basel: BIS, 2007. Disponível em <http://www.bis.org/publ/rpfxf07t.htm>. Acesso em: jun. 2008.

COCHRANE, D.; ORCUTT, G. Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms. **Journal of the American Statistical Association.** [s.l], v. 44, n. 245, p. 32-61, mar. 1949.

EVIEWS 5 user's guide**.** Irvine: Quantitative Micro Software, 2004.

FAMA, E. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, New York, v. 25, n. 2, p. 383-417. Maio 1970.

FLOOD, R.; ROSE, A.Uncovered interest parity in crisis. **IMF Staff Papers**, [s.l], v. 49, n. 2, p. 252-266. jul. 2002.

FRANKEL, J.; OKONGWO, C. **Liberalized Portfolio Capital Inflows in Emerging Markets: Sterilization, Expectations, and the Incompleteness of Interest Rate Convergence.** Cambridge: NBER, 1995. (NBER working paper series, n. 5156.)

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Pearson, 2005.

HOLANDA, M.; CAVALCANTE, M. **Mobilidade de capital internacional no Brasil.** Fortaleza: CAEN, 1999. (Texto para discussão, n.199.)

HOMMES, C. Heterogeneous agent models in economics and financial. In: TESFATSION, L.; JUDD, K. (ed.) **Handbook of computational economics:** agent-based computational economics. [s.l]: Elsevier, 2005.

ISARD, P. **Uncovered interest parity.** [s.l]: IMF, 2006. (IMF working paper, n. 96.)

KHOR, H.; ROJAS-SUAREZ, L. Interest rates in México: the role of exchange rate expectations and international creditworthiness. **IMF Staff Papers**, [s.l], v. 38, n4, p. 850-871, dez. 1991.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia internacional**: teoria e política. 5 ed. São Paulo: Makron Books, 2001.

MADDALA, G. **Introduction to Econometrics.** 3 ed. Chichester: Wiley, 2001.

MIGUEL, P. **Paridade de Juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil:** evidência dos anos 90. Rio de Janeiro: BNDES, 2000. (2º lugar no 23º Prêmio BNDES de Economia. Dissertação de mestrado defendida na USP em 1999.)

MISHKIN, F. **Moedas, bancos e mercados financeiros.** Rio de Janeiro: LTC, 2000.

MUINHOS, M.; ALVES, S.; RIELLA, G. **Modelo estrutural com setor externo:** endogenização do prêmio de risco e do câmbio. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Trabalhos para discussão, n. 42.)

SACHSIDA, A.; TEIXEIRA, J.; ELLERY JÚNIOR, R. **Diferencial de juros e taxa de câmbio no Brasil**. Brasília: IPEA, 1999. (Texto para discussão, n. 662).

TAKAMI, M.; LEME, C. Estudo das Relações de Paridade de Juros para a Economia Brasileira no Período Recente. In: Encontro Nacional de Economia, 31, 2003, Porto Seguro. **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia.** Disponível em: <http://www.anpec.org/2003/artigos/C18.pdf>. Acesso em: ago. 2007.