

TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS MERCADOS DE CÂMBIO À VISTA E FUTURO

Francisco Gleidson da Silva¹
Adonias Vidal de Medeiros Júnior²
Fábio Lúcio Rodrigues³
Leovigildo Cavalcanti de Albuquerque Neto⁴
Meire Eugênia Duarte⁵

Tema 3 – *Construção e análise de indicadores do desenvolvimento socioeconômico nacional e regional.*

RESUMO

Tendo em vista que a taxa de câmbio é uma variável econômica de maior importância para a determinação de vários agregados macroeconômicos, este trabalho tem como objetivo investigar o processo de formação da taxa de câmbio brasileira, buscando verificar a relação entre o preço à vista e futuro do dólar, ou seja, procura mostrar se a taxa de câmbio é determinada primeiramente no mercado de câmbio futuro e depois transferida para o mercado à vista por meio da arbitragem. Para tanto, utilizou-se a abordagem dos ativos na determinação da taxa de câmbio, como também o método de co-integração de Johansen e Juselius (1990), visto se tratar de um estudo em que serão verificadas as relações de curto e longo prazo entre as variáveis. O período temporal utilizado para a análise foi de janeiro de 2003 a dezembro de 2009, sendo as taxas de câmbio (à vista e futuro) cotadas diariamente, atingindo, assim, 1485 informações para cada taxa. A análise econômica mostrou que a taxa de câmbio à vista é um tomador de preço do dólar futuro (primeiro vencimento – 30 dias) negociado na BM&FBOVESPA, demonstrando, assim, que no mercado cambial brasileiro o dólar futuro está ditando o câmbio à vista.

Palavras-chave: Taxa de câmbio; Mercado Futuro; Arbitragem.

ABSTRACT

Considering that the exchange rate is an economic variable of greatest importance for the determination of various macroeconomic aggregates, this study aims to investigate the formation process of the Brazilian exchange rate, trying to verify the relationship between spot and futures price dollar, ie, attempts to show that the exchange rate is determined primarily in foreign exchange futures and then transferred to the cash market through arbitration. We used the approach of the assets in determining the exchange rate, as well as

¹ Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

² Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba e professor adjunto da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: adoniasvidal@hotmail.com

³ Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal da Paraíba e professor adjunto da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: prof.fabiolucio@gmail.com

⁴ Doutor em El Medio Natural y Humano en las Ciencias Sociales - Universidad de Salamanca e professor adjunto da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: lcaneito@hotmail.com

⁵ Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN) e professora substituta da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte. E-mail: meire.duarte@hotmail.com

the method of cointegration by Johansen and Juselius (1990), as this is a study that will be checked in the relations of short and long term between variables. The time period used for analysis was January 2003 to December 2009, with exchange rates (spot and futures) traded daily, reaching thus 1485 data for each rate. The economic analysis showed that the exchange rate in sight is a price taker dollar future (first maturity - 30 days) traded at BM&FBOVESPA, thereby demonstrating that the Brazilian foreign exchange market the dollar future is dictating the currency spot.

Keywords: Exchange rate; Futures Market; Arbitration

1. Introdução

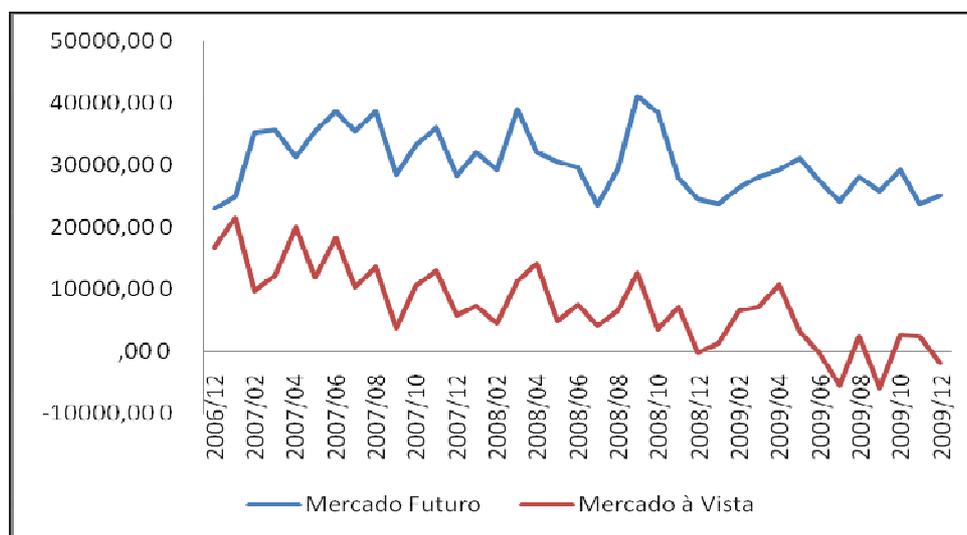
Para Garcia e Urban (2001), a taxa de câmbio, juntamente com as taxas de juros, é uma variável econômica de maior importância para determinação dos agregados macroeconômicos, tais como: consumo, investimento, exportação, importação, inflação e dívida externa. Ou seja, é através dela que ocorrem todas as transações entre residentes e não-residentes de um país. Em outras palavras, todas as contas do balanço de pagamento são influenciadas pela taxa de câmbio, cujas alterações afetam exportações, importações, entradas de capitais estrangeiras, rentabilidade de aplicações no exterior, volume de reservas etc.

Nos últimos dez anos, desde 1999 (ano da mudança do regime de câmbio fixo para o regime de câmbio flutuante – sem limites de bandas cambiais) até a época atual (2009), o que se percebe no mercado cambial brasileiro, segundo argumenta Franco (2001), é que os fluxos comerciais e mesmo o balanço de pagamentos estão perdendo quase toda a sua importância para explicar os movimentos da taxa de câmbio, visto que o volume de divisas do mercado pronto (do mercado primário) está diminuindo em relação ao mercado futuro de câmbio negociado na BM&FBOVESPA.

Este fato pode ser constatado com uma amostra de volumes de divisas negociados nesses dois mercados no período de 2006.12 a 2009.12. Os dados mostram que, na média, o volume de divisas negociados no mercado futuro é 4,11 (quatro vírgula onze) vezes superior ao volume negociado no mercado primário à vista. De acordo com o levantamento, o volume negociado no mercado à vista de dólar, durante os 37 (trinta e sete) meses analisados, atingiu R\$ 274 bilhões de reais. Já no mercado futuro, considerando apenas os contratos com vencimento mais curto, de 30 dias, o giro foi de R\$ 1,13 trilhões de reais. O Gráfico 1 abaixo ilustra a evolução do volume de câmbio mensal

negociado nos mercados futuro e spot. O volume representado no gráfico 01 está expresso em milhões de reais.

GRÁFICO 1 – Volume de câmbio negociado nos mercados cambiais (spot e futuro).



Fonte: Elaboração própria com base em dados do IPEA.

Segundo Garcia e Urban (2001), a explicação para tal fato deve-se a diversos fatores. Em primeiro lugar, enfatiza que os anos de crise fizeram com que o apetite dos bancos ao risco diminuísse, e com isso fossem reduzidos a atividade especulativa e o número de negócios. Em segundo lugar, verificou-se uma migração da atividade especulativa das tesourarias dos bancos para os fundos de investimentos que, por impedimento legal, não praticam operações de câmbio no interbancário. Adicionalmente, a permissão exclusiva aos bancos para praticar operações de câmbio limitou o número de participantes e reduziu a liquidez do mercado. Hoje, os próprios bancos encontram, em determinadas situações, dificuldades para realizar negócios e procuram o mercado futuro de câmbio, negociado na BM&FBOVESPA e aberto a um número muito maior de participantes.

Para Garcia (1995), as razões que levam os investidores a entrarem no mercado futuro de dólar são as seguintes: especulação, cobertura (hedge) e arbitragem. Um especulador só compra ou vende dólar se espera ganhar com a transação. Já um hedger pode comprar ou vender com expectativa de perder dinheiro naquela transação, desde que a referida transação lhe possibilite reduzir o risco de seu portfólio inteiro. Um arbitrador

aproveita-se das eventuais diferenças entre os preços de um mesmo ativo em diferentes mercados para operar.

Dessa forma, o presente trabalho parte do seguinte problema: existe transmissão de preços entre os mercados cambiais que permitam determinar a formação das taxas de câmbio nesses mercados, possibilitando, assim, identificar o mercado formador e o mercado tomador de preços?

Para Franco (2001), o caminho para responder esta indagação é por meio da abordagem do mercado de ativos. Abordagem essa que teve suas primeiras raízes nas décadas de 1970 e 1980 nos EUA e Europa, em decorrência da grande flutuação de suas moedas, tendo como seus primeiros modelos (os de aplicação da taxa de câmbio como um ativo financeiro) os de Dornbusch (1976) e Frankel (1979).

De acordo com Franco (2001), o que se percebe é que a taxa de câmbio está deixando de ser vista apenas como uma relação de preços de moedas distintas para que ocorram os fluxos comerciais entre os países, passando a ser vista como uma espécie de ativo financeiro. Assim, sua determinação deve estar diretamente relacionada às oportunidades de investimento que os agentes de um país têm no outro país.

Em vista disso, tem-se evidenciado a importância cada vez mais da formulação de modelos econômicos de formação da taxa de câmbio, uma vez que os determinantes especificados na literatura econômica não são suficientes para explicar seu real comportamento.

Assim, o presente trabalho tem como objetivo investigar a formação da taxa de câmbio brasileira, buscando verificar a relação entre o preço à vista e futuro do dólar, através da abordagem do mercado de ativos, ou seja, procura mostrar se a taxa de câmbio é determinada primeiramente no mercado de câmbio futuro e depois transferida para o mercado à vista por meio da arbitragem, ou se ocorre o processo inverso, ou seja, se a taxa de câmbio é determinada primeiramente no mercado de câmbio spot e depois transferida para o mercado futuro por meio da arbitragem. Para isso, serão calculadas elasticidades de transmissão de preços entre os mercados de câmbio spot e futuro, assim como a velocidade de ajustamento de cada mercado quando submetido a um desequilíbrio de sua trajetória.

O presente trabalho parte da hipótese de que o mercado futuro de câmbio da BM&FBOVESPA, por ser mais líquido e transparente é o *locus* da formação da taxa de

câmbio. Assim, uma vez formada a taxa futura, por arbitragem de juros, obtém-se a taxa de câmbio à vista.

2. Metodologia e tratamento dos dados

O presente trabalho tem como objeto de estudo o processo de formação da taxa de câmbio, através do qual será realizada uma pesquisa do tipo exploratória e explicativa com caráter quantitativo, tendo como objeto de estudo a economia brasileira, em particular, o mercado de câmbio, o qual será investigado, de acordo com os objetivos propostos, a partir de 2003, ou seja, o horizonte temporal deste estudo se estenderá de janeiro de 2003 a dezembro de 2009, em decorrência da disponibilidade de dados, como também pelo fato desse horizonte temporal já informar os possíveis comportamentos das taxas (spot e futura), ou seja, tendências de valorização e de desvalorização.

Para tal fim, será elaborado, a partir dos argumentos teóricos, um modelo empírico que preverá as relações econômicas existentes entre as variáveis macroeconômicas abordadas, quais sejam: taxa de câmbio spot (à vista) e futura. Assim, por se tratar de um estudo em que serão verificadas as relações de curto e longo prazo entre as variáveis, uma abordagem comumente utilizada pela literatura econômica, é o método de co-integração. Método esse que, segundo Margarido (2004), reside no fato de permitir verificar se existe equilíbrio, ou relacionamento, de longo prazo entre as variáveis econômicas. Dessa forma, se duas variáveis econômicas seguem um comportamento tendencioso, esse comportamento pode seguir padrões assemelhados, ou de ascensão ou de queda, contudo, a combinação linear entre as duas séries poderá ser bem definida.

Segundo Margarido (2004) há, basicamente, três tipos de testes de co-integração. Um dos mais utilizados, exatamente pela facilidade de sua aplicação, é o teste denominado de Engle-Granger, o qual foi desenvolvido por Engle e Granger (1987). Outro, é o teste de Phillips-Ouliaris, o qual foi originalmente apresentado em Phillips e Ouliaris (1990). E mais recentemente, o teste de Johansen, desenvolvido por Johansen e Juselius (1990). Sendo que a principal vantagem deste, comparativamente aos dois primeiros, consiste na determinação do número de vetores de co-integração, ou seja, enquanto os testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris permitem, somente, verificar se as variáveis são co-integradas ou não, o teste de Johansen permite identificar quantos vetores de co-integração existem entre as variáveis.

Dessa forma, utilizar-se-á o teste de co-integração de Johansen, com o fim de identificar se há uma relação entre os preços à vista e preços futuros do dólar.

4.1 Testes de Raiz Unitária

Como no presente trabalho serão utilizados dados em séries temporais, é de extrema importância verificar se essas séries exibem um comportamento estacionário. Pois, se assim o for, as previsões de longo prazo referentes ao comportamento das variáveis serão mais confiáveis. Caso contrário, ou seja, se as séries estudadas não forem estacionárias, os métodos convencionais de testes de hipóteses podem apresentar resultados imprecisos e impor dúvidas quanto às conclusões econômicas retiradas do modelo econométrico.

Segundo Hill (2003), uma série de dados econômicos, gerados por um processo estocástico ou aleatório, é considerada estacionária se sua média, variância e autocovariância a defasagens diversas permanecem as mesmas independentemente do tempo em que estejam sendo medidas (atribui-se a esse processo estocástico a denominação de processo fracamente estacionário). Ou seja, a série se desenvolve de forma estável, ainda que aleatoriamente, pois se distribui através de uma variância constante ao redor de uma média também constante. Esta condição pode ser expressa pelas seguintes equações:

$$E(y_t) = E(y_{t-1}) = \mu \quad (1)$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2 \quad (2)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s \quad (3)$$

A condição da equação (3) implica que as autocovariâncias não dependem do tempo, variam apenas em relação à distância (s) que separam as observações consideradas.

Nesses termos, antes de proceder a qualquer uso mais acurado das séries, como a modelagem, por exemplo, deve-se de antemão verificar se os dados exibem ou não estacionariedade. Assim, na análise de séries temporais, dois conceitos-chave são imprescindíveis. Uma série pode ser gerada tanto por um processo de tendência estacionária (*PTE*) como por um processo de diferença estacionária (*PDE*). Neste último

caso ela se tornou estacionária através da aplicação de diferenças, assim sendo, diz-se que a série original – de caminho aleatório (*random walk*) – é integrada de ordem d , $I(d)$.

Existem testes alternativos e eficazes nesse tipo de diagnóstico, como os que consistem não em determinar, mas sim testar a ordem de integração dos dados econômicos. Estes procedimentos são denominados de testes de raízes unitárias.

Tecnicamente os testes de raízes unitárias são realizados para verificar a ordem de integração das séries macroeconômicas, isto é, se elas são estacionárias ou não. Caso ela não seja estacionária, faz-se necessário diferenciar a série a fim de torná-la estacionária.

Para realizar o teste de estacionariedade das séries temporais em estudo, será utilizado o Teste de Raiz Unitária na forma desenvolvida por Dickey-Fuller (1979). Este teste é implementado conforme o processo gerador dos dados, que pode assumir três formas:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

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

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

A hipótese nula de existência de raiz unitária é $\alpha = 1$ (processo não estacionário), e a hipótese alternativa é $|\alpha| < 1$ (processo estacionário).

Caso ocorra a não rejeição da hipótese nula, e sendo μ e $\beta \neq 0$, a equação (4) é um *random walk* puro, a equação (5) é um *random walk* com *drift* e a equação (6) é um processo com tendência determinista e estocástica (*deterministic and stochastic trend*), e caso $\beta = 0$, a equação (6) é um processo com tendência (*stochastic trend*). No caso de não rejeição da hipótese alternativa, onde μ e $\beta \neq 0$, a equação (6) é um processo com tendência determinista (*deterministic trend*).

Caso se verifique que as séries contenham uma raiz unitária, faz-se necessário diferenciá-la e reapplicar o teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF). O teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) baseia-se numa correção paramétrica autoregressiva quando os erros estão serialmente correlacionados. Para os três processos geradores definidos anteriormente, o processo toma por base a estatística τ para testar se $\rho = 0$ nos seguintes modelos especificados por Dickey-Fuller (1979).

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-1} + \xi_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-1} + \xi_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-1} + \xi_t \quad (9)$$

O procedimento do teste se dá da seguinte forma: se o valor absoluto da estatística ADF for menor do que o valor absoluto crítico, rejeita-se a hipótese de que a série temporal seja estacionária.

Testar $\rho = 0$ nestas equações é equivalente a testar $\Delta = 1$ nas equações (4), (5) e (6), respectivamente. Δ é o operador de diferença ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$), e Δy_{t-1} é a própria variável diferenciada e defasada. O número de defasagens utilizada pode ser determinado pelos critérios multivariados de Informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwartz (SBC), para determinar a condição de ruído branco dos resíduos.

4.2 Co-integração de Johansen

A análise de co-integração averigua se existe uma combinação linear entre as variáveis que possa ser estacionária. Ou seja, testar a co-integração de um sistema multiequacional, é verificar se no longo prazo as variáveis do modelo convergem para relações de equilíbrio.

De acordo com Harris (1995, p.77), definindo “um vetor z_t com variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar z_t como um processo autoregressivo (VAR)”. Logo o modelo VAR pode ser representado como:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Ao qual se pode dar a seguinte configuração:

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= A_1 z_{t-1} - z_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) z_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

E finalmente,

$$\Delta z_t = \Pi z_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Observa-se que Π é a matriz de raízes características que revela o número de vetores de

co-integração presentes entre as variáveis do vetor z_t . No caso extremo dessa matriz ser nula, $rank(\Pi) = 0$, não se tem vetores co-integrados.

Tomando um processo autoregressivo de ordem (p) para k variáveis, o vetor segundo Johansen e Juselius (1990), assume a seguinte forma:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

A partir desse, e com algumas operações algébricas, obtém-se:

$$\Delta z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta z_{t-i} + \Pi z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Onde:

$$\Pi = \left(I - \sum_{i=1}^p A_i \right) \quad (15)$$

$$\Pi_i = \left(I - \sum_{j=1}^i A_j \right) \quad (16)$$

Sendo o valor de Π o número de vetores de co-integração, se a mesma for nula depara-se com VAR em diferenças. Encontrando-se um valor r (*rank*) idêntico ao número das variáveis do modelo, o vetor é estacionário, e se o valor r estiver entre 1 e k isso implica em um dado número de variáveis do vetor que apresentam relações de co-integração.

Para se verificar o número de vetores de co-integração de um sistema, Johansen e Juselius (1990) apresentam duas estatísticas construídas com base nos autovalores (λ_i) de Π . São elas:

$$\lambda_{traco}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (17)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (18)$$

A equação (17) testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração distintos são iguais ou inferiores a r . Enquanto que (18) testa a H_0 de que os vetores de co-

integração são iguais a r contra a H_1 de que eles são $(r + 1)$.

Como será utilizado o VEC, que segundo Rocha, Maia e Lima (2000, p. 7), é um Vetor Auto-Regressivo (VAR) restrito pela relação de longo prazo que existe entre as variáveis do modelo, ou seja, permite corrigir erros de curto prazo entre as variáveis, porém restringe a relação de longo prazo existente entre as variáveis (co-integração). Com isso, os erros de curto prazo serão corrigidos garantindo o equilíbrio de longo prazo. Assim a equação (13) pode ser modificada em termos de um vetor de correção de erros (VEC), cujo formato é:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{t-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (19)$$

Onde, $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, $(i = 1, \dots, k - 1)$, e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

Sendo D_t uma representação dos termos determinísticos, tais como, constante, tendência linear, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que sejam considerados fixos e não estocásticos (Margarido, 2004).

Segundo Harris (1995), a principal vantagem em se escrever o sistema em termos de um VEC, está relacionada ao fato de que nesse formato estão sendo incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo via ajustes em z_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π . Visto com maior nível de detalhes, o termo Π é dado por:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (20)$$

Onde α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo, enquanto que, β é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo, onde o termo $\beta' z_{t-k}$ que está embutido em (20), representa as $(n - 1)$ relações de co-integração no modelo multivariado, assegurando dessa forma que z_t converge para uma solução de equilíbrio no longo prazo.

Resumidamente, a metodologia de co-integração de Johansen apresenta três situações distintas. Conforme descrito em Harris (1995, p.79), se “o posto de Π é completo (isto é, há $r = n$ colunas linearmente independentes), então as variáveis em z_t são $I(0)$, enquanto que, se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de co-integração. Nenhum desses dois casos é particularmente interessantes. Mais importante é quando Π

tem posto reduzido, isto é, há $r \leq (n - 1)$ vetores de co-integração presentes”. Portanto, quando $r = n$, isto significa que z_t é estacionário e, nesse caso, o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível. Quando $r = 0$, significa que Δz_t é estacionário e, conseqüentemente, o modelo deve ser ajustado com as variáveis diferenciadas. Finalmente, quando $0 < r < n$, isto equivale a testar quais colunas de α são iguais a zero, ou seja, dado que Π pode ser formulado como $\Pi = \alpha\beta$, onde α e β correspondem a matrizes de dimensão $(n \times r)$, isto implica que $\beta'z_t$ é estacionário, o que leva a conclusão de que existem r vetores de co-integração, que são exatamente as r colunas de β .

3. Apresentação e análise dos resultados

Os dados utilizados nas estimações empíricas foram extraídos dos sítios do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA).

As séries estatísticas trabalhadas foram: cotação da taxa de câmbio negociada no mercado à vista brasileiro (tx_{spot}); cotação da taxa de câmbio negociada no mercado futuro da BM&FBOVESPA (tx_{futuro}) para o primeiro vencimento (30 dias); volume de câmbio negociado no mercado primário à vista (vol_{spot}) – R\$(milhões); volume de câmbio negociado no mercado futuro da BM&FBOVESPA (vol_{futuro}) – R\$(milhões).

A justificativa de utilizar no presente estudo a taxa futura de câmbio para seu primeiro vencimento é decorrente da abordagem de Fernandes e Garcia (2008), que mostrou que o mercado futuro, no seu primeiro vencimento, representa 85% do volume total do mercado futuro como um todo.

Como exposto na metodologia, o primeiro passo, antes de verificar a existência ou não de co-integração entre as variáveis, foi examinar se realmente estas apresentam a condição ou não de estacionariedade. Para tanto, utilizou-se o teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) para cada série analisada, ou seja, tx_{spot} e tx_{futuro} . Porém, antes da execução dos testes de raiz unitária, foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizados em cada teste. Sendo para tal fim utilizado os critérios de Schwarz e o de informação de Akaike.

Antes da realização dos testes de raiz unitária, fez-se necessário a análise do comportamento das taxas spot e futuro no período em estudo. Como mostra o Gráfico 2, no

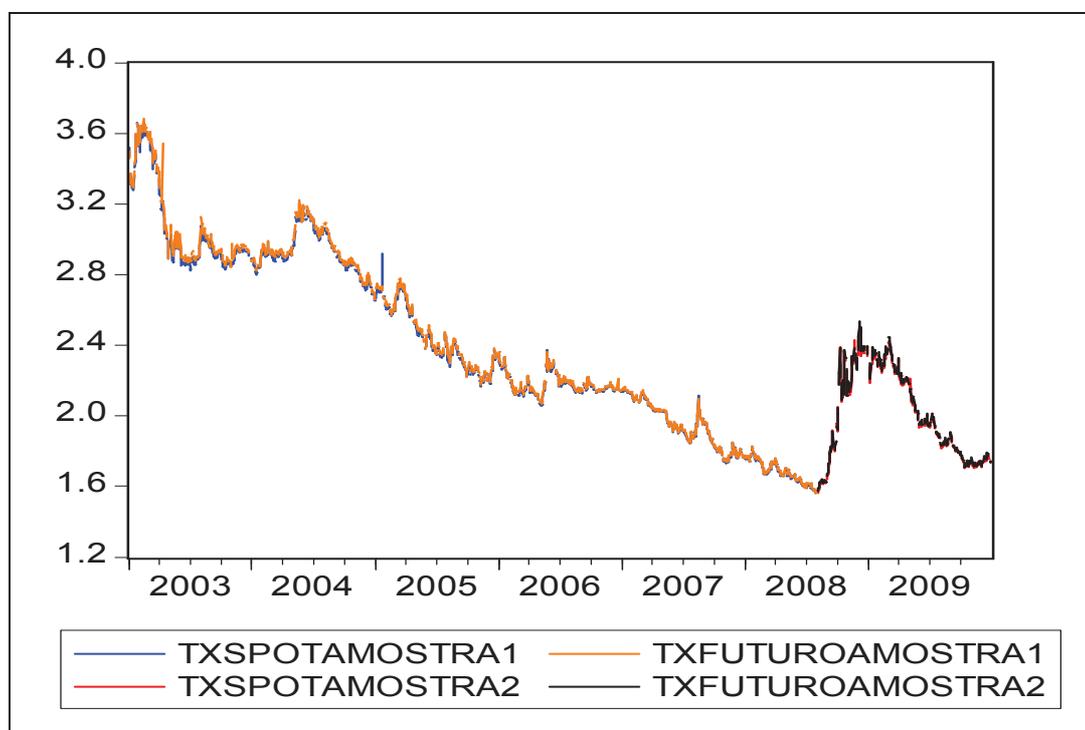
período que vai de 01/01/2003 a 31/07/2008 as taxas seguem uma tendência de valorização cambial. Já a partir de 01/08/2008 a 10/12/2008 as taxas sofrem um processo brusco de desvalorização do real frente ao dólar, seguindo a partir 11/12/2008 a mesma tendência do primeiro período. O Gráfico 2 apresenta as duas séries (tx_{spot} e tx_{futuro}) as quais foram desmembradas em amostras representadas pelas seguintes cores: 1ª amostra – cor laranja para tx_{futuro} e cor azul para tx_{spot} ; 2ª amostra: cor preta para tx_{futuro} e cor vermelha para tx_{spot}

Em razão disso, torna-se necessário aplicar um teste de estabilidade estrutural nos termos de erros dos modelos de regressão utilizados para extrair as relações entre as variáveis em questão.

Assim, foi preciso aplicar o teste de Chow (Chow Breakpoint Test) com o fim de verificar se ela apresenta estabilidade estrutural dos erros. Para tanto, a série foi dividida em duas amostras:

- 1ª amostra: 01/01/03 a 31/07/08;
- 2ª amostra: 01/08/08 a 31/12/09.

GRÁFICO 1 – Evolução das taxas de câmbio entre 2003 e 2009.



Fonte: Elaboração própria com base em dados do IPEA.

Tecnicamente, foi definida a data de 01/08/08 como o momento de mudanças nas tendências das séries para serem averiguados a quebra da estabilidade pelo teste de Chow.

De acordo com o resultado da Tabela 1, o teste não rejeita a hipótese de estabilidade estrutural dos erros, uma vez que o valor da probabilidade é superior ao nível de significância de 10% (0,10). Indicando, assim, que os parâmetros do modelo são iguais, considerando a totalidade da amostra da base de dados.

TABELA 1 – Resultados para o teste Chow de estabilidade estrutural

F-statistic	1,382150	Probability	0,251316
Log likelihood ratio	2,768604	Probability	0,250499

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

Sanado a dúvida quando há existência ou não de quebra estrutural na amostra, o passo seguinte foi realizar os testes de Raiz Unitária nas taxas spot e futuro para todo o período em análise. O procedimento do teste se dá da seguinte forma: se o valor absoluto da estatística ADF for menor do que o valor absoluto crítico, rejeita-se a hipótese de que a série temporal seja estacionária. Assim, a hipótese nula (H_0) é a existência de raiz unitária (processo não estacionário) e a hipótese alternativa (H_1) é a existência da estacionariedade.

Portanto, de acordo com os resultados expostos na Tabela 2, os testes conduzidos com as variáveis, mostraram que elas não são estacionárias dado o nível de significância da estatística τ (τ) \approx -2,86, ou seja, como em ambas as variáveis o $ADF_{\text{calculado}} < ADF_{\text{crítico}}$, a hipótese H_0 não foi rejeitada, apresentando, assim, o problema da raiz unitária. A presença deste problema pode ser resolvida ao se trabalhar com as séries em primeira diferença para obter um processo estacionário. Porém, a utilização de variáveis em primeira diferença no sistema de vetores autoregressíveis, limita o sistema em captar as relações de longo prazo entre as variáveis, fato em que se optou por trabalhar com as séries em sua unidade de medida original.

TABELA 2 – Resultados do teste de ADF para estacionariedade

Variáveis	ADF_{cal}	ADF_{crit}(τ)	AIC	SBC
tx_{spot}	-0,53199	-2,866	-4,4679	-4,4396
tx_{futuro}	-0,76177	-2,864	-4,5647	-4,5494

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

O próximo passo foi realizar o teste de co-integração de Johansen. Antes, porém, é necessário realizar o teste de causalidade de Granger entre as variáveis do sistema de vetores (taxa spot e futura) para orientar a ordem de entrada das variáveis no sistema.

De acordo com os resultados da Tabela 3, o teste de causalidade da taxa futuro sobre a spot mostra que a taxa futura causa no sentido de granger a txspot, visto que a hipótese nula foi rejeitada, ou seja, $\text{prob.} < 0,05$ (nível de significância de 5%). Por outro lado, o teste de causalidade da taxa spot sobre a futura mostra que a hipótese nula não foi rejeitada, assim, a taxa spot não causa no sentido de Granger a futura.

TABELA 3 – Resultados do teste de causalidade de Granger

Hipótese Nula	F-Statistic	Probability
TXFUTURO does not Granger Cause TXSPOT	36,0454	2,5E-09
TXSPOT does not Granger Cause TXFUTURO	0,88664	0,34656

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

Dessa forma, os testes de causalidade mostraram a precedência do mercado futuro da BM&FBOVESPA sobre o mercado primário à vista, justificando, portanto, a seguinte ordem de entrada das variáveis no sistema VEC:

$$tx_{spot} \longleftarrow tx_{futuro}$$

Uma vez identificado a ordem de entrada das variáveis, passa-se ao teste de co-integração. Essa abordagem permite verificar se existem relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries econômicas estudadas, bem como permite calcular as elasticidades de longo e curto prazo, identificando também a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz de curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, o teste de co-integração de Johansen, além de determinar o número de vetores de co-integração existentes entre as séries analisadas, e assim, verificar se essas variáveis tendem a uma situação de equilíbrio no longo prazo, tem como principal objetivo, calcular a elasticidade de transmissão de preço no longo prazo da taxa futuro para a taxa à vista.

Conforme exposto na Tabela 4, foi constatado que as duas séries são co-integradas, possuindo no máximo 1 (um) vetor de co-integração entre elas. Esse resultado foi evidenciado tendo em vista que de acordo com a interpretação da Tabela 4, temos que pela

estatística $\lambda_{traço}$ (valor calculado que também está representado como $[-T\Sigma\ln(1-\lambda_i)]$), H_0 sendo $r = 0$ significa que não há nenhum vetor de co-integração entre as variáveis; e H_1 sendo $r = 1$ informa que existe 1 (um) vetor de co-integração entre as séries. Assim, como $[-T\Sigma\ln(1-\lambda_i)]$ representa o valor calculado da estatística $\lambda_{traço}$, e como a coluna que contém a porcentagem 95% representa o valor crítico da mesma estatística para um nível de significância de 5%, isso significa que se o valor calculado for maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração.

Assim, de acordo com os dados da Tabela 4, como o valor calculado (18,9807) é maior que o valor crítico (12,53), a hipótese nula foi rejeitada em detrimento da hipótese alternativa de que existe relação de co-integração entre as variáveis e no máximo 1 (uma), uma vez que quando se testou a hipótese nula de que $r \leq 1$, ela foi aceita, tendo em vista que o valor calculado da estatística $\lambda_{traço}$ (2,3577) é menor que seu valor crítico (3,84).

Da mesma forma, chega-se ao mesmo resultado quando o teste é feito por meio da estatística $\lambda_{máximo}$, onde se rejeita a hipótese nula de $r = 0$, e aceita a hipótese nula de $r = 1$.

TABELA 4 – Resultados do teste de co-integração

$\lambda_{traço}$		$\lambda_{máximo}$		Teste do Traço		Teste do Maior Autovalor	
H_0	H_1	H_0	H_1	$-T\Sigma\ln(1-\lambda_i)$	95%	$-T\ln(1-\lambda_{i+1})$	95%
$r = 0$	$r = 1$	$r = 0$	$r = 1$	18,9807	12,53	16,6229	11,44
$r \leq 1$	$r = 2$	$r = 1$	$r = 2$	2,3577	3,84	2,3577	3,84

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

Uma vez constatado que as amostras possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries analisados, o próximo passo foi utilizar o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) com o fim de verificar as informações tanto de curto quanto de longo prazo. A Tabela 5 mostra os resultados dos parâmetros de curto (α - velocidade de ajustamento) como de longo (β - elasticidade de transmissão) prazos. O termo entre parenteses expressa o erro padrão da estimativa e o termo entre colchetes indica o valor da estatística t da mesma.

TABELA 5 – Resultados do modelo vetorial de correção de erros

Variáveis	β	α
-----------	---------	----------

tx_{spot}	1,0000	- 0,2237 (0,08036) [- 2,7832]
tx_{futuro}	- 0,995562 (0,00102) [- 977,222]	- 0,0552 (- 0,07886) [- 0,69998]

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações

No modelo vetorial de correção de erros, todas as variáveis encontram-se no mesmo lado do sistema, isto é, não há variáveis dependentes e independentes, assim, ao normalizar uma das variáveis (no caso da pesquisa a tx_{spot} – assumindo, assim valor igual a 1) as demais passam a ser consideradas independentes e, conseqüentemente, os seus respectivos sinais são invertidos, por isso é que tx_{futuro} aparece com o sinal negativo no resultado. Sendo assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com o sinal invertido para tx_{futuro} , uma vez que, na equação de co-integração normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

Dessa forma, sendo o β a elasticidade de transmissão de longo prazo, o resultado informa que 99,56% da flutuação da taxa de câmbio no mercado futuro da BM&FBOVESPA (com vencimento para 30 dias) são absorvidos pela taxa de câmbio à vista do mercado primário de câmbio brasileiro. Esses resultados demonstram que a taxa de câmbio à vista do mercado primário é um tomador de preço da cotação da taxa de câmbio futuro, visto que de acordo com a base de dados analisado, a variação da taxa de câmbio spot absorve quase que proporcionalmente a variação da taxa de câmbio futuro.

No que diz respeito ao α , que corresponde aos coeficientes de ajustamento, ele mostra a velocidade de ajustamento das variáveis analisadas em direção ao equilíbrio de longo prazo. Assim, quando há um desequilíbrio transitório (de curto prazo), α mostra a velocidade de ajustamento das variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo, dependendo, dessa forma, da magnitude do valor de α .

A Tabela 5 mostra que, dado um desequilíbrio transitório (apreciação ou depreciação do dólar futuro), a velocidade de ajustamento da taxa spot em direção ao equilíbrio de longo prazo foi de 0,2237, significando que os desequilíbrios transitórios tendem a ser eliminados com velocidade de 22,37% para cada dia, ou seja, a taxa spot é o agregado financeiro responsável pelo processo de ajustamento das relações de equilíbrio entre os mercados futuro e à vista de câmbio.

Assim, dado uma variação da taxa de câmbio futuro para cima ou para baixo, dá-se início o processo de arbitragem entre esses dois mercados (à vista e futuro), que corresponde a aproximadamente quatro dias. Com relação ao α da taxa futuro, o resultado mostra que seu valor é insignificante dado a estatística t . Esse resultado mostra que o mercado futuro de câmbio é um formador de preço da taxa de câmbio à vista, visto que a velocidade de ajustamento da taxa à vista é bem mais rápida se comparada a da taxa futuro.

Assim, esse resultado reflete o fato de que a taxa de câmbio à vista é um tomador de preço da taxa futuro, ou seja, como o preço da taxa de câmbio à vista reage às variações da taxa futuro de câmbio, isso mostra o elevado nível de atrelamento da taxa spot à taxa futuro.

4. Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo investigar a formação da taxa de câmbio brasileira, buscando verificar a relação entre o preço à vista e futuro do dólar. Os resultados alcançados a partir da análise de co-integração mostraram que no mercado cambial brasileiro, a taxa de câmbio à vista é um tomador de preço da taxa de câmbio futuro negociado na BM&FBOVESPA. Ou seja, em nosso mercado cambial, o dólar futuro está ditando o câmbio à vista.

Isso está sendo verificado em virtude de a taxa de câmbio estar sendo vista como uma espécie de ativo financeiro. Dessa forma, a busca pelo mercado futuro de câmbio, além de proporcionar uma forma de proteção (*hedge*) e especulação, proporciona para o investidor oportunidades de ganhos através da arbitragem. Essa busca pelo mercado futuro de câmbio em comparação ao mercado à vista é evidenciada pela diferença de divisas negociadas nesses dois mercados. De dezembro de 2006 a dezembro de 2009, o volume de divisas negociados no mercado futuro foi 4,11 (quatro vírgula onze) vezes superior ao volume negociado no mercado primário à vista, atingindo no período analisado o volume de R\$ 1,13 trilhões de reais em comparação aos R\$ 274 bilhões de reais do mercado à vista.

De acordo com os resultados encontrados pelo presente trabalho, fica evidenciado que o mercado futuro de câmbio da BM&FBOVESPA, por ser mais líquido e transparente é o locus da formação da taxa de câmbio. Assim, uma vez formada a taxa futura, por

arbitragem de juros, obtém-se a taxa de câmbio à vista. Em vista disso, percebe-se que, no mercado cambial brasileiro, é o “rabo que balança o cachorro”.

Referências

BRANCHIERI, Claudio Maximiliano. *Taxa de Câmbio: um estudo sobre os determinantes, taxa de câmbio real e efetiva e crises cambiais.* Rio Grande do Sul, 2002. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

CARNEIRO, Dionísio Dias.; WU, Thomas Ven Hon. *Câmbio, juros e o movimento de reservas: faz sentido o uso de um “quebra-molas”?* Texto para Discussão, Nº. 459. Departamento de Economia PUC-RIO, janeiro de 2002.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. *Distribution of the estimators regressive time series with a unit root.* In: *Journal of the American statistical association.* Nova York, 1979. vol. 74, p. 427-431.

FERNANDES, André Ventura; GARCIA, Marcio Gomes Pinto. *Microestrutura do mercado cambial brasileiro.* Rio de Janeiro, 2008. 108p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

GARCIA, M.; URBAN, F. *O mercado interbancário de câmbio no Brasil.* Departamento de Economia PUC-Rio, Texto pra discussão nº 509, 2004.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. *Testing structural hypothesis multivariate cointegration analysis of PPP and the UIP for UK.* *Journal of econometric,* v.53, p211-244, 1992.

MARGARIDO, Mario A. *Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS.* *Revista Agrícola,* São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.