

# DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: APLICAÇÃO DO MODELO DE CAGAN PARA O BRASIL<sup>1</sup>

Simone Maciel Cuiabano<sup>2</sup> e José Ângelo Divino<sup>3</sup>

## Resumo

Este trabalho visa testar uma variante do modelo de determinação de taxa de câmbio monetarista para o Brasil, conforme disposto em Obstfeld e Rogoff (1996). Partiu-se de um modelo simples de demanda por moeda de Cagan e foram aplicadas as hipóteses de paridade de poder de compra e taxa descoberta de juros. Procedeu-se os testes de cointegração de Johansen e Engle-Granger para verificar o comportamento de longo prazo entre as variáveis no caso brasileiro. Por meio das velocidades de ajustamento dadas pelo método de cointegração de Johansen e do modelo de correção de erros, verificamos o comportamento de um modelo de determinação de câmbio no curto prazo. Diante da presença de endogeneidade das variáveis, estimou-se um modelo com instrumentos pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM). Os dados corroboram os sinais do modelo, com exceção do sinal para taxa de juros internacional, que indica a não existência de paridade de juros descoberta entre os países. Considera-se que o modelo pode ser aprimorado com a inserção de variáveis do modelo de balança de pagamentos e outras variáveis internacionais.

Palavras-chave: Determinação de Taxa de Câmbio, Cointegração, Modelo Monetário.

Classificação JEL: F21, F17, F47, C22

## Abstract

This work aims to test a variant of the monetarist exchange rate determination model in Brazil, as available in Obstfeld and Rogoff (1996). It was initiated with a simple model of Cagan's demand money model and it was applied the hypotheses of purchase power parity and uncovered interest parity (UIP). Then we proceeded cointegration tests - Johansen and Engle-Granger - to verify the long run behavior of the variables for the Brazilian case. By the adjustment speeds given by the Johansen and the model of error-correction we reach an exchange rate model determination in short term. At the presence of endogeneity in the variables, it was estimated an instrument model by the Generalized Method of Moments (GMM). The data corroborated the models signals, with exception of the signal for international interest rate which may indicate the non existence of UIP for the brazilian case. We considered that the model can be improved by the insertion of variables from the balance of payments model and other international variables.

Palavras-chave: Exchange Rate Determination, Cointegration, Monetary Model.

JEL: F21, F17, F47, C53

---

<sup>1</sup> Esse artigo é parte da dissertação apresentada à Universidade Católica de Brasília (UCB) na obtenção do título de Mestre.

<sup>2</sup> Mestre em Economia de Empresas pela UCB e aluna do Doutorado em Economia pela Universidade de Brasília (UnB).

<sup>3</sup> Professor titular da Universidade Católica de Brasília (UCB).

## 1. Introdução

Nos últimos anos, o estudo da economia das taxas de câmbio passou por diversas modificações, tendo contribuído substancialmente tanto com a teoria quanto com a análise empírica da determinação das taxas de câmbio. O desenvolvimento paralelo da econometria e o aumento da disponibilidade dos dados também foram responsáveis por estimular a grande variedade de trabalhos empíricos sobre o tema (Sarno & Taylor, 2002).

Embora o conhecimento sobre o comportamento das taxas de câmbio tenha sido ampliado, um número grande de questões permanece em aberto, principalmente por causa das crises ocorridas no sistema financeiro e do lançamento de novas moedas, como o Real. Uma dessas questões, levantada na década de 80, foi a incapacidade de se rejeitar a hipótese nula de que a taxa de câmbio nominal seguiria um passeio aleatório (*random walk*), em estudo feito para as principais moedas da Europa e do Japão. Em outras palavras, isso significava que os economistas, na verdade, nada tinham a dizer sobre a possibilidade de prever o comportamento dessa variável.

O estabelecimento de políticas monetárias e o combate à inflação trouxeram à tona o debate sobre como se determinariam as taxas de câmbio. Na década de 90, um maior conjunto de dados permitiu nível maior de confiança estatística e novos estudos baseados na relação de longo prazo demonstraram a rejeição do comportamento *random walk* do câmbio no longo prazo. A “nova macroeconomia aberta” foi capaz de trazer as derivações microfundamentadas, baseadas no equilíbrio geral, sem sacrificar a habilidade em tratar de questões relativas à política monetária.

No Brasil, no combate ao processo inflacionário, foi implantado o Plano Real, cuja estratégia de estabilização baseava-se em manter uma taxa de câmbio apreciada através de intervenções do Banco Central. Esse processo significou a manutenção de uma dívida cambial, a colocação de títulos indexados à moeda estrangeira, entre outras ações, que por sua vez, ampliaram o endividamento externo e a dívida pública. Tais problemas vieram a se agravar com as crises Asiática e Russa, entre 1997 e 1998. Outras medidas voltadas para a estabilização do câmbio, como a redução na tributação da entrada de capitais e a edição de uma série de normas voltadas para o aumento da oferta de divisas no mercado local restringiram os gastos públicos.

Entre 1995 e 1999, a desvalorização da taxa de câmbio começou a ocorrer, primeiro, com a manutenção do regime de bandas cambiais desvalorizadas e, posteriormente, em 1999, foi adotado o regime de câmbio flutuante pelo novo presidente do BACEN, Armínio Fraga. Para evitar que a pressão cambial se transformasse em processo inflacionário, adotou-se uma política monetária restritiva e estipulou-se a taxa de juros em 45%.

A adoção de um regime de câmbio livre, acompanhada de uma liberalização aos investimentos externos, sinaliza aos agentes que a economia de um país integra o sistema financeiro internacional, no qual os agentes podem arbitrar entre a compra de títulos de um país A ou B, dependendo das taxas de juros que cada um estiver apto a receber. De uma forma geral, a âncora monetária, no caso de uma apreciação cambial, é útil no controle da inflação e pode ser parte do processo de re-monetização da economia, como foi o caso brasileiro, podendo ser feita através da redução da alíquota do depósito compulsório junto ao Banco Central, o que contribuiu para o ajustamento do sistema financeiro à nova realidade inflacionária. Além disso, o Banco Central não abdica do uso da política monetária, como ocorre no sistema de câmbio fixo, de maneira que há um maior desenvolvimento nos instrumentos que protegem os agentes dos riscos nestes mercados.

Por outro lado, para um controle inflacionário, a emissão de moeda passa a ser fixada, podendo ocasionar uma elevação temporária da taxa de juros, que, por sua vez, pode provocar um processo recessivo de curta duração. Também pode provocar maior volatilidade das taxas de câmbio, de modo que esse regime demanda um processo sofisticado na administração da política monetária, pois a monetização excessiva pode acarretar o recrudesimento da inflação e a escassez de moeda pode levar os agentes decisórios a adotarem uma taxa de juros a um nível insuportável.

Desde a abertura comercial brasileira, portanto, a política monetária passou a ter mais variáveis parcialmente sob seu controle, as quais sejam, taxa de juros e câmbio, e o aspecto discricionário do tomador

de decisões foi reduzido, uma vez que variáveis como taxa de juros e inflação de outros países passaram a influenciar a economia do país. Nesse sistema, outras variáveis colaboram para a decisão de investimento dos agentes, como o comportamento do nível de preços relativos, Produto Interno Bruto (PIB), emissão de moeda, cenário internacional, entre outros. A sintonia entre essas variáveis, ou a relação entre elas, é o que esse trabalho se dispõe a verificar.

Dada uma variante do modelo de demanda por moeda de Cagan, que pode ser encontrado bem especificado em Obstfeld e Rogoff (1996), pretende-se observar a relação de longo prazo entre as variáveis moeda, PIB, câmbio, juros internacional e nível de preços internacional, por meio da análise de cointegração. Por conseguinte, o modelo busca analisar o comportamento do câmbio por meio de Vetor de Correção de Erros (VEC) e do Método Generalizado dos Momentos (GMM), uma vez que é possível haver endogeneidade na relação entre o PIB e a oferta de moeda.

Este trabalho divide-se, com esta introdução, em 6 partes: na seção 2 é feita uma revisão da teoria sobre determinação de taxas de câmbio e da relação entre câmbio, juros e inflação, na qual se destacam os modelos Mundell-Fleming, Portfólio, Balanço de Pagamentos e Monetaristas. Desse último, parte o modelo de que se trata neste artigo. Na seção 3 descrevemos o modelo estimado, conforme Obstfeld e Rogoff (1996). Na seção 4 descrevemos a metodologia aplicada, isto é, faz-se uma breve revisão da teoria de análise de raiz unitária, cointegração, vetor de correção de erros (VEC) e método generalizado dos momentos (GMM). Na seção 5, destacamos os resultados obtidos a partir da utilização dos dados brasileiros sendo importante ressaltar que, devido à maior influência dos Estados Unidos no mercado de ativos brasileiro, foi assumido que os dados deste país seriam uma *proxy* dos dados internacionais. Verificamos existir uma relação de cointegração entre as variáveis, de modo que mostramos haver uma relação de equilíbrio entre elas. Na seção 6 fazemos as considerações finais.

## **2. Teorias sobre determinação de taxa de câmbio e câmbio como passeio aleatório**

A teoria do comércio internacional, na sua versão “abordagem das elasticidades”, cujo modelo mais popular é o de Bickerdike-Robinson-Metzler, somada ao multiplicador do comércio exterior, tem oferecido suporte para modelar as relações comerciais entre os países ao longo do tempo. Mais do que isto, forneceu modelos funcionais (variáveis determinantes e descrição da forma funcional) para as demandas de importação e exportação, bem como para a função do saldo comercial, empiricamente testáveis. Nessa literatura, que trabalha com equilíbrio parcial de tradição marshalliana, existe grande consenso sobre quais sejam os determinantes básicos das demandas de importação e de exportação, a saber, a taxa de câmbio real (preços relativos), a renda real doméstica e a renda real do resto do mundo.

Porém, com o aumento da importância do comércio internacional, principalmente depois da Segunda Guerra Mundial, surgiram modelos que passaram a incorporar a determinação da renda na teoria do balanço de pagamentos, surgindo a versão “ênfase da absorção”. O grande saldo teórico, segundo Dornbusch (1980), foi a integração da determinação de preços relativos e da renda, prática que foi disseminada a partir dos trabalhos de Alexander, Harberger e Laursen-Metzler, os quais estipularam a relação entre economia monetária internacional e macroeconomia, bem como James Meade, quem integrou a teoria do valor e a teoria da renda. Já nos anos 60, a análise padrão era a estática comparativa em modelos com determinação da demanda pela renda e a taxa de câmbio estipulando preços relativos.

Surgiram, então, os trabalhos de Mundell que ofereceram estruturas organizadas, incluindo o mercado de ativos e a mobilidade de capital nos modelos de macroeconomia da economia aberta. Estes modelos, que constituíram estruturas de equilíbrio geral no molde walrasiano, ficaram conhecidos popularmente como modelos macroeconômicos de economia aberta de Mundell-Fleming e contribuíram para a análise do comportamento das taxas de câmbio.

Com o desenvolvimento dos mercados de ativos das últimas décadas e a acelerada internacionalização financeira, o foco central do balanço de pagamentos voltou-se, então, para a conta de

capitais. Os modelos de Mundell-Fleming foram superados por dois novos enfoques, o enfoque monetário do balanço de pagamentos e o enfoque pelo equilíbrio de portfólio, ambos de tradição walrasiana. Estes enfoques criticavam basicamente a ausência de tratamento das expectativas nos modelos Mundell-Fleming e reivindicavam a dinâmica dos mercados de ativos como elemento central na macroeconomia aberta, atribuindo-lhes um papel mais influente do que naqueles modelos.

A abordagem monetarista, desenvolvida nos anos 70 em resposta à crescente liberalização cambial ocorrida na maioria dos países industrializados, percebe o câmbio como *asset*, um tipo de ação no qual se admite que o câmbio se ajusta instantaneamente de modo a equilibrar a demanda internacional por estoque de moeda nacional, ao contrário da visão anterior que aceitava a determinação da taxa de câmbio como mecanismo de equilíbrio do fluxo de comércio. Para os monetaristas, o comportamento flutuante do câmbio poderia indicar um comportamento similar deste aos preços no mercado de ações.

Essa abordagem parte da definição do câmbio como preço relativo entre duas moedas que devem ser determinadas por forças de oferta e demanda. Desse modo, há uma função oferta e demanda por moeda, tanto no mercado externo como no doméstico. Qualquer movimento que leve a um aumento na demanda por moeda eleva o valor dela, i.e., diminui a taxa de câmbio. Isso pode ocorrer tanto pela elevação no PIB, quanto pela queda na taxa de juros. Outras perspectivas, ao contrário, argumentam que elevações na renda real depreciam a moeda pelo efeito do aumento nas importações de modo a garantir a piora no resultado da conta corrente.

A abordagem monetária ainda abarca que as variações no câmbio podem ser resultado da variação no diferencial de juros (doméstico e externo), entre PIBs, demanda por moeda e inflação. Um menor diferencial de juros entre os países estaria associado à apreciação da moeda doméstica.

Recentemente surgiram modelos de equilíbrio geral e de equilíbrio parcial, seguindo a linha da macroeconomia aberta com otimização intertemporal, que levam o tempo e as expectativas em consideração nas decisões dos agentes, dentro de uma pesquisa que busca microfundamentos para os modelos agregados. Obstfeld & Rogoff (1996) explicam que a análise intertemporal da conta corrente tornou-se comum no início dos anos 80 ampliando o enfoque da absorção através do reconhecimento de que o consumo privado e as decisões de investimentos e, muitas vezes, as decisões do governo, são resultados do cálculo de horizonte temporal dos agentes baseados nas expectativas do futuro sobre aumento de produtividade, demanda de gastos do governo, taxas de juros reais, etc. Ainda, segundo estes autores, a abordagem intertemporal sintetiza a visão da absorção e das elasticidades por levar em conta os determinantes macroeconômicos dos preços relativos e por analisar os impactos dos preços futuros e presentes sobre consumo e investimento.

Ao verificar a evolução destes modelos é possível constatar que não existem contradições quanto à importância da taxa de câmbio real (preços relativos), bem como da renda, na determinação dos fluxos de comércio. O que se observa é uma absorção e superação dos modelos anteriores pelos modelos de Mundell-Fleming e uma mudança de enfoque, que nos modelos mais recentes de macroeconomia aberta redundam em maior ênfase sobre a conta de capital quando se pensa em balanço de pagamentos, uma vez que nos primeiros modelos a balança comercial era sinônima de balanço de pagamentos. Também nos modelos de otimização intertemporal não existem estas contradições.

Uma distinção importante a ser feita neste ponto é a diferença entre a taxa de câmbio nominal e a taxa de câmbio real. A primeira é o preço da moeda estrangeira, em termos de uma unidade da moeda doméstica, o que resulta na relação moeda externa sobre moeda interna. Essa definição é usada por países como o Brasil e Estados Unidos, mas, na Inglaterra, por exemplo, esta razão é invertida, usando-se preço da moeda interna sobre o da moeda externa. Neste artigo a taxa de câmbio nominal será dada pelo preço de uma unidade da moeda externa em preços da moeda interna conforme uso corrente.

A taxa de câmbio real, por sua vez, é um preço relativo medido pela razão dos preços dos bens internacionais sobre os preços dos bens domésticos. Para a análise dos fluxos comerciais a taxa de câmbio relevante é a real, pois ela é que dá a medida de competitividade do país vis a vis o resto do mundo. Do ponto de vista de política econômica de desvalorização cambial, o governo só tem controle sobre a taxa de câmbio nominal.

Definidas as taxas de câmbio como pano de fundo para este trabalho, verificamos que a maioria das economias desenvolvidas entrou em regime de câmbio flutuante na primeira metade dos anos setenta. A partir desse momento, surgiram trabalhos dedicados à pesquisa empírica sobre os determinantes da taxa de câmbio em regimes flutuantes. Esse esforço empírico não produziu resultados satisfatórios, com algumas exceções, como a idéia de ultrapassagem (*overshooting*) de Rudiger Dornbusch, que identificou que mudanças na política monetária produziriam movimentos desproporcionalmente maiores na taxa de câmbio.

Mais bem sucedidos, os trabalhos sobre a existência de bolhas nas taxas de câmbio contribuíram para modelos de previsão de taxa de câmbio, cujo destaque é o trabalho de Van Norden (1996). Esses trabalhos mostram que medidas simples de desvios de preços de mercados, como o câmbio, de seu valor fundamental ajudam a prever retornos futuros. Em Van Norden (1996), o autor testa bolhas especulativas para o yen, marco alemão e dólar canadense, supondo que as bolhas aparecem ao ocorrer mudança de regime na taxa de câmbio. Essa hipótese mostra-se consistente nos modelos *overshooting* para o dólar canadense e no modelo PPP para o Japão. Maldonado, Tourinho e Valli (2002) encontram a existência de bolhas na taxa de câmbio no Brasil no período de fevereiro de 1999 a fevereiro de 2002.

Sobre a relação entre inflação e emissão de moeda, na literatura internacional, Cagan (1956) foi o primeiro a produzir um trabalho que se tornou seminal para prover as primeiras intuições para explicar os fenômenos de hiperinflação. Esse trabalho foi tão essencial que influenciou outros autores a produzirem variações no modelo original, como podem ser encontrados nos livros-textos de Blanchard & Fischer (1989), Obstfeld & Rogoff (1996), Romer (2001) e Sargent (1982).

Nos anos setenta o enfoque denominado de abordagem monetária para a taxa de câmbio ganhou força, perante à crescente flexibilidade das taxas de câmbio enfrentada pela maioria dos países industrializados após a quebra do tratado de Bretton Woods. A exemplo, Marcet & Nicolini (2003) adotaram um modelo monetário composto por uma equação de demanda por moeda, restrição orçamentária do governo e uma regra de taxa de câmbio. Assumiram a hipótese de racionalidade dos agentes e mostraram que esse tipo de modelo poderia gerar episódios de inflações altas, como as observadas na América Latina nas décadas de 80 e 90. Obstfeld e Rogoff (1996) apresentam, dessa forma, uma adaptação da equação de demanda por moeda agregando as hipóteses de paridade de poder de compra (PPP) e paridade descoberta de juros (UIP). Os detalhes do modelo estão explicitados na seção 3.

No Brasil, Rossi (1995) testa modelos de determinação de taxa de câmbio com o modelo monetário e o modelo de equilíbrio de portfólio. O primeiro supõe o contínuo atendimento da Paridade do Poder de Compra com a estabilidade da demanda por moeda nos países doméstico e estrangeiro. O outro explica a determinação da taxa de câmbio pela demanda e oferta de ativos financeiros. O autor verifica, com teste de co-integração, que não há diferenças significativas entre os dois modelos.

Barbosa (2001) sugere que um modelo de demanda por moeda em período inflacionário é consistente com o resultado de Sargent (1982) de que a mudança do regime fiscal de política monetária é fundamental para acabar com o processo hiperinflacionário.

Barbosa e Cunha (2005) estabelecem um modelo de equilíbrio competitivo no qual o agente representativo maximiza bem-estar, as expectativas são racionais e os mercados estão em equilíbrio. Todavia, concluem que não há trabalho na atual literatura que prevê equilíbrio com hiperinflação sem supor expectativas racionais e/ou agentes totalmente informados. O público sabe, de antemão, que uma política econômica sofrerá problemas se a crise fiscal não for controlada.

Cajueiro, Souza e Tabak (2006) medem a evolução da memória de longo prazo da taxa de câmbio diária, Real contra Dólar dos Estados Unidos, no período de 1995 a 2004. Segundo os autores, uma série de observações apresenta memória de longo prazo quando os valores observados em defasagens distantes são correlacionados entre si, ou ainda, se o efeito de um evento ocorrido em um instante pode ser detectado muitas defasagens depois. Identificam no regime de câmbio administrado uma antipersistência da taxa de câmbio durante e memória longa a partir do início da vigência do câmbio flutuante. Mostram também evidência de memória longa para as volatilidades dos retornos das taxas analisadas.

Um marco no debate foi trazido por Meese e Rogoff (1983), que compararam a determinação de previsões para a taxa de câmbio através de vários modelos econométricos de séries temporais, com o desempenho de um modelo simples em que a taxa de câmbio é descrita por um passeio aleatório. Para testar três modelos estruturais, Meese e Rogoff usaram a seguinte especificação geral:

$$s = a_0 + a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(r_s - r_s^*) + a_4(\pi^e - \pi^{e*}) + a_5 \overline{TB} + a_6 \overline{TB}^* + u$$

onde:  $s$  é o logaritmo do preço em dólares da moeda estrangeira;  $(m - m^*)$  é o logaritmo da razão da oferta de moeda dos EUA em relação à estrangeira;  $(y - y^*)$  é o logaritmo da razão da renda real dos EUA em relação à estrangeira;  $(\pi - \pi^{e*})$  é o diferencial esperado de inflação no longo prazo;  $TB$  e  $TB^*$  são as balanças comerciais dos EUA e estrangeira; e  $u$  é um termo de erro, com possível correlação serial que na estimação foi tratada com variáveis instrumentais.

Foram testados três modelos estruturais candidatos, baseados em macro-fundamentos e foi testado um modelo baseado em passeio aleatório, um caso especial de raiz unitária em que a variável é explicada por seu passado mais um eventual deslocamento. Os autores concluíram que a performance dos modelos em prever a taxa de câmbio foi pior do que uma previsão feita supondo um passeio aleatório na série.

O trabalho de Meese e Rogoff tornou-se uma referência seminal em pesquisas sobre a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio, não apenas com relação às previsões fora da amostra mas também no aspecto da busca dos determinantes das taxas de câmbio nominais de curto prazo. Obstfeld e Rogoff (1996) incluíram o “enigma Meese-Rogoff” entre os seis principais enigmas do campo da macroeconomia internacional. Esse enigma seria uma manifestação particular do “enigma da desconexão da taxa de câmbio”, mais abrangente, que alude ao fato de que os estudos empíricos têm encontrado uma relação muito fraca, no curto prazo, entre a taxa de câmbio e uma ampla gama de agregados macroeconômicos sobre a qual a teoria tradicional atribui uma influência considerável.

Flood e Taylor (1996) apontam que há relativo consenso entre os economistas quanto à idéia de que os modelos de taxa de câmbio baseados em fundamentos macroeconômicos não têm conseguido explicar o comportamento de curto prazo das principais taxas de câmbio. Esses modelos só têm sido, em certa medida, reabilitados em estudos que usam modelos de cointegração e de correção de erro para prever a taxa de câmbio. Os resultados de tais estudos sugerem que são os movimentos de prazo mais longo ou de baixa frequência da taxa de câmbio que estão correlacionados com os fundamentos, enquanto os movimentos de curto prazo são pouco compreendidos. Recentemente, Evans e Lyons (2005) avaliaram que as análises micro e macroeconômica da taxa de câmbio nominal só começam a apresentar uma superposição a partir do horizonte temporal mínimo de um mês.

A abordagem da micro-estrutura do mercado representa, para esses autores, uma “partida radical” em relação à modelagem tradicional. Apesar de não apresentar ainda conclusões robustas, a nova modelagem já conseguiu ajustar os modelos a algumas regularidades dos dados. Vários trabalhos recentes exploram a micro-estrutura do mercado cambial, usando os mercados futuros para melhorar a explicação da formação do câmbio, sendo que essa se baseia na hipótese do passeio aleatório. Destaca-se, nessa corrente voltada para a análise da micro-estrutura, o artigo de Evans (2002) que descreve a determinação do preço do câmbio a partir da informação contida no fluxo de ordens. Há uma forte correlação entre as ordens líquidas e a taxa de câmbio nominal, indicando que o preço varia com a pressão de compra e venda. Embora trivial, essa relação não é necessária nem suficiente nos modelos macroeconômicos tradicionais. É nesse sentido que a análise dos mecanismos de formação do preço pode oferecer contribuições para o entendimento da dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio.

Rossi (2006) questiona se o câmbio é realmente um passeio aleatório. Apresenta evidência empírica de que, entre 1973 a 1998, para moedas do Canadá, França, Alemanha, Itália e Japão, a instabilidade dos parâmetros em modelos de determinação de taxa de câmbio nominal rejeitam a hipótese de que esse tipo de modelo é o que melhor descreve os dados. A autora estima o câmbio em um modelo auto-regressivo com variáveis exógenas dos fundamentos da economia, como moeda, PIB e juros e um modelo auto-regressivo do próprio câmbio defasado. A estimativa feita por máximo verossimilhança observa que nos modelos auto-

regressivos com as variáveis exógenas com mais de uma defasagem há rejeição da hipótese de que o câmbio segue um passeio aleatório. Dessa forma, conclui que há uma relação entre a taxa de câmbio e seus fundamentos, apesar de esta não ser estável ao longo do tempo, que pode aprimorar os modelos de previsão cambial.

No Brasil, encontramos o trabalho de Castro (2002) que apresenta um estudo de "sentimento de mercado" aplicado ao caso brasileiro, utilizando preços de opções de compra de dólar comercial negociadas na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). São derivadas as distribuições de probabilidade, neutras a risco, dos possíveis valores em reais do dólar comercial, implícitas nos preços daquelas opções, ao longo de um período de dezoito meses, entre abril de 1999 e setembro de 2000.

O autor observa uma correlação negativa forte entre as cotações e as assimetrias das distribuições refletiriam a crença na banda cambial (ou na intervenção ativa do Banco Central): quando a cotação do dólar se aproximasse do teto (implícito ou explícito) da banda, a distribuição se tornaria negativamente assimétrica, indicando uma maior aposta na queda futura das cotações; inversamente, quando a cotação se aproximasse do piso, as distribuições se tornariam positivamente assimétricas. A ocorrência de assimetrias sistematicamente positivas torna, segundo o autor, improvável a hipótese de que a taxa de câmbio siga uma trajetória do tipo passeio aleatório. Esse tipo de trajetória geraria assimetrias próximas de zero para as distribuições, e seria de se esperar que os valores encontrados exibissem uma certa alternância entre pequenos valores positivos e negativos, com valor médio próximo de zero.

Muinhos, Freitas e Araújo (2001) sublinham que um dos desafios de qualquer Banco Central no estabelecimento de metas de inflação é a previsão para a taxa de câmbio real. Os autores testam um modelo com variáveis reais, como diferencial de desemprego e de conta corrente, além das contas externas, para chegar a uma taxa de câmbio de longo prazo. Na comparação com os resultados de um modelo baseado no comportamento do câmbio como passeio aleatório, os autores concluem que o modelo baseado na paridade descoberta dos juros e nos fundamentos tende a gerar resultados mais realísticos.

Muinhos, Alves e Riella (2003) argumentam que supor o câmbio como um comportamento do tipo passeio aleatório não é a melhor hipótese para explicar o comportamento da taxa de câmbio no Brasil. Com dados de 1999 a 2001, os autores concluem que um modelo derivado da teoria da paridade dos juros descoberta captura melhor o comportamento da taxa de câmbio no Brasil. O modelo aplicado considera o prêmio de risco soberano – diferencial de risco entre os títulos dos países.

Moura e Lima (2007), em um trabalho mais recente para o câmbio nominal, testam a adequação e o poder de previsão de alguns modelos empíricos para a taxa de câmbio, com dados da economia brasileira, i.e., uma economia emergente, exportadora de *commodity* cujo regime cambial é flutuante. Os modelos testados foram o modelo monetário de preços flexíveis, o modelo monetário com preços fixos, o modelo de equilíbrio de portfólio e o modelo de mercado, baseado em informação em tempo real do comércio internacional. Os autores observam que, para os dados do Brasil, modelos que incluem variáveis que capturam os movimentos da política monetária (oferta de moeda e taxa de juros), do risco-país (como o EMBI<sup>4</sup>) e dos termos de comércio, previram melhor o comportamento da taxa de câmbio nominal do que um modelo no qual o câmbio se comporta como passeio aleatório.

### 3. Modelo teórico

Obstfeld and Rogoff (1996) apresentam um modelo discreto de demanda por moeda e o aplicam à equação de oferta de moeda keynesiana, supondo paridade de poder de compra e paridade descoberta dos juros. Considere o seguinte modelo de demanda por moeda.

$$m_t - p_t = -\eta \dot{m}_{t+1} + \phi y_t \quad (1)$$

---

<sup>4</sup> Emerging Markets Bond Index.

na qual  $i = \log(1+i)$  sendo  $i$  a taxa de juros nominal, o  $p$  o logaritmo do preço,  $\eta$  é a demanda semielástica por balanços reais em termos da inflação esperada e  $y$  o logaritmo natural do produto real. Da paridade de juros descoberta sabemos que<sup>5</sup>:

$$i_{t+1} = i_{t+1}^* + E_t e_{t+1} - e_t \quad (2)$$

A hipótese de paridade descoberta com previsão perfeita ocorre porque se supõe a inexistência de arbitragem no modelo.

Substituindo  $i_{t+1}$  na equação (1):

$$(m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) - e_t = -\eta(E_t e_{t+1} - e_t) \quad (3)$$

A solução para a taxa de câmbio, supondo paridade de poder de compra e taxa de juros descoberta no período  $t$  é:

$$e_t = \frac{1}{1+\eta}(m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) + \frac{\eta}{\eta+1} e_{t+1} \quad (4)$$

Em  $t+1$ :

$$e_{t+1} = \frac{1}{1+\eta}(m_{t+1} - \phi y_{t+1} + \eta i_{t+2}^* - p_{t+1}^*) + \frac{\eta}{\eta+1} e_{t+2} \quad (5)$$

Substituindo a equação (4) em (3), temos o resultado em 2 períodos:

$$e_t = \frac{1}{1+\eta}(m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) + \frac{\eta}{\eta+1} \left( \frac{1}{1+\eta}(m_{t+1} - \phi y_{t+1} + \eta i_{t+2}^* - p_{t+1}^*) + \frac{\eta}{\eta+1} e_{t+2} \right) \quad (6)$$

Por  $s$  iterações, encontramos a equação para o câmbio em um processo estocástico:

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{\eta}{1+\eta} \right)^{s-t} E_t (m_s - \phi y_s + \eta i_{s+1}^* - p_s^*) \quad (7)$$

A equação (7) traz uma relação positiva entre a oferta de moeda e o câmbio e uma relação negativa entre esta e o produto real. Esse último resultado é justificado pelo fato que uma elevação do produto ocasiona aumento na demanda por moeda e, sendo esta última estática na política monetária, os preços domésticos caem para atingir balanços reais, ocasionando uma valorização da moeda doméstica.

Neste trabalho, portanto, verificaremos a relação imposta pela equação (7) no Brasil no período de maior estabilidade econômica, o qual seja, o período após o estabelecimento do Plano Real. Supondo linearidade entre os parâmetros e exogeneidade das variáveis juros internacionais e índice de preços internacional e mantendo os sinais da equação (2) a função câmbio  $e_t(m, y, i^*, p)$  aproxima-se da seguinte equação:

$$e_t = \alpha m_t - \phi y_t + \eta i_t^* - \beta p_t^* + \varepsilon \quad (8)$$

onde  $\varepsilon$  é o erro esperado. Tentar-se-á verificar a existência de relações de curto e longo prazo entre o câmbio no Brasil e as variáveis externas juros e nível de inflação, além das variáveis domésticas PIB e oferta de moeda.

#### 4. Análise econométrica

A principal idéia da aplicação econométrica foi verificar a relação entre as variáveis especificadas na equação (8) a partir do plano Real, no curto e no longo prazo. Desse modo, testou-se a hipótese de não-estacionariedade entre as variáveis com o objetivo de aplicar os métodos de co-integração de Engle e

<sup>5</sup> Pela desigualdade de Jensen temos que  $\log E_t \{e_{t+1}\} > E_t \log \{e_{t+1}\}$ , pois é uma função estritamente côncava. O resultado utilizado é uma aproximação, portanto.



Granger e Johansen e assim verificar a relação de longo prazo entre as séries. Uma vez analisada a relação no longo prazo, procedemos à análise do curto prazo inculcando um Mecanismo de Correção de Erros (MCE) em um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL). Devido à endogeneidade presente entre o produto real e a oferta de moeda, foi utilizado o método dos momentos generalizados (GMM) com a aplicação de instrumentos para melhorar o poder de previsão do modelo.

#### 4.1. Raiz Unitária

Na aplicação de testes de raiz unitária, verificamos que tanto o teste DF quanto o DF aumentado (ADF) são criticados por apresentarem distorções no tamanho do teste – i.e, a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula sendo esta verdadeira – e na potência do teste – a probabilidade de não se rejeitar uma hipótese nula falsa – fazendo com que seja facilitada a ocorrência de um erro do tipo II.

Esses problemas puderam ser superados com as modificações propostas por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) nos testes ADF e no teste de Phillips-Perron (1988). As modificações envolveram usar mínimos quadrados generalizados na extração da tendência dos dados e aplicar um critério de seleção de defasagens que sejam dependentes dos dados, tornando os métodos mais robustos para estimação.

Outro problema com o teste ADF ocorre pela necessidade de se selecionar apropriadamente o número de defasagens  $k$  de modo a ser possível obter uma melhor aproximação do verdadeiro processo gerador de dados. A literatura recorre aos critérios de Akaike (AIC) e Schwartz(SIC). Todavia, Ng e Perron (2001) mostraram que esses critérios tendem a selecionar baixos valores para  $k$  na existência de raiz negativa próxima a -1 no polinômio de medias móveis da série.

Ng e Perron (2001), por outro lado, ressaltam que os testes de raiz unitária sofrem de dois problemas: i) muitos deles têm baixo poder de previsão quando a raiz do polinômio auto-regressivo é menor que 1; ii) a maioria dos testes sofrem de distorções de tamanho estatístico quando a média móvel polinomial da primeira diferença tem uma raiz unitária largamente negativa, na série ou no resíduo. A consequência é a não-rejeição da hipótese de raiz unitária. Dessa forma, buscam melhorar o poder dos testes que têm pouca distorção por tamanho quando os resíduos têm autocorrelação negativa. Os autores construíram quatro estatísticas baseadas nos dados sem tendência GLS,  $y_t^d$ , conhecidas como estatísticas M. Essas estatísticas testes são as formas modificadas das estatísticas  $Z_\alpha$  e  $Z_t$  de Phillips e Perron (1988) e são baseadas no estimador auto-regressivo da densidade espectral na frequência zero do resíduo. Desse modo, neste trabalho, foram realizados os testes de raiz unitária ADF-GLS e Ng-Perron.

#### 4.2 Análise de cointegração

A existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre duas ou mais variáveis pode ser investigada por meio de técnicas de cointegração, originalmente propostas por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988).

Engle e Granger (1987) propuseram a estimação de uma equação por MQO, cujo resíduo deve ser estacionário. O primeiro passo do procedimento consiste em determinar, previamente, a ordem de integração de cada série. Se as variáveis são integradas de ordens diferentes, é possível concluir que as mesmas não são co-integradas. Se os resultados do pré-teste indicarem que as séries são I(1), o passo seguinte é estimar a relação de equilíbrio de longo-prazo. Caso as variáveis sejam co-integradas, uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) produz um estimador consistente para os parâmetros de co-integração  $\beta_0$  e  $\beta_1$ .

Para determinar se as variáveis são realmente co-integradas, deve-se analisar o resíduo da equação fundamental. Se esta série for estacionária, existe uma combinação linear entre elas que é estacionária e as

variáveis envolvidas são integradas de ordem (1). Para a efetivação da análise é conveniente a execução do teste Dickey-Fuller sobre os resíduos. Portanto, dado que os resíduos são estacionários, pode-se concluir que as séries são co-integradas de ordem (1).

O resíduo da equação fundamental contribui ainda para ajustes de equilíbrio no curto prazo, sendo o termo de erro corretor do desequilíbrio e uma forma de ligar o longo ao curto prazo. Desse modo, fazendo os termos da equação fundamental em primeira diferença e adicionando o termo defasado do erro temos um modelo de correção de erros. Desse modo, as variáveis em primeira diferença respondem a um choque estocástico e ao desvio do equilíbrio gerado no período anterior. A estimativa ainda gera a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.

Importante ressaltar que a maioria das co-integrações da literatura econômica concentra-se em casos onde cada variável contém uma única raiz unitária. A razão é que regressões tradicionais ou análises de séries de tempo aplicam-se quando as variáveis são I(0). Na realidade, poucas variáveis são integradas em ordens superiores à unidade. Na prática, os autores utilizam o termo “co-integração” para referirem-se predominantemente ao caso em que as variáveis são cointegradas de ordem 1.

Já Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) propõem um método de análise de cointegração por máxima verossimilhança, do qual se parte de um Vetor Auto-regressivo (VAR) de ordem 1:

$$X_t = AX_{t-1} + e_t \quad (9)$$

$$\text{com } X_t = \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix}; X_{t-1} = \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix}; e_t = \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}.$$

Podemos reescrever (9) como:

$$X_t - IX_{t-1} = AX_{t-1} - IX_{t-1} + e_t \quad (10)$$

$$\Delta X_t = (A - I)X_{t-1} + e_t \quad (11)$$

$$\Delta X_t = \delta + \alpha\beta X_{t-1} + \Gamma\Delta X_{t-1} + e_t \quad (12)$$

Na qual  $\Delta$  é o operador de primeira diferença, igual a  $1-L$ ;  $L$  é o operador de defasagens, tal que  $Lx_t = x_{t-1}$ ;  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes  $N \times r$  de posto  $r$  tal que  $\alpha\beta = A_1 + A_2 - I_N$  e  $\Gamma = -A_2$ ,  $\Pi = A - I = \alpha\beta'$  uma matriz  $2 \times 2$  de coeficiente de  $X_{t-1}$  tal que  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$  e  $\beta' = (1, -\theta)$ .  $I$  é a matriz identidade.

Dessa forma, os coeficientes da matriz  $\alpha$  representam as velocidades de ajustamento a desequilíbrios temporários na relação de longo prazo do Modelo do Vetor de Correção de Erros – MVCE e  $\beta$  representa o vetor cointegrante. O posto da matriz  $\Pi$  determina o número de relações cointegrantes. Observe que o posto da matriz  $\Pi$  é nulo, logo o rank é menor que 2. Se apenas um dos elementos da matriz  $\Pi$  for diferente de zero, então o posto da matriz é um. Isso implica que há uma relação de cointegração.

### 4.3. Método Generalizado dos Momentos

De acordo com Hamilton (1994) e Johnston e Dinardo (1997) o método generalizado dos momentos (GMM) de Hansen (1982) tem sido utilizado para a estimação dos parâmetros tanto em modelos lineares como em modelos não lineares. A disseminação deste método decorre de algumas vantagens, como: o estimador de GMM prescinde do conhecimento da distribuição do processo, bem como da hipótese de normalidade; o método GMM decorre do fato de que o estimador e o respectivo erro padrão são consistentes, mesmo na circunstância em que o erro seja, condicionalmente, heterocedástico.

A estimação por GMM parte da idéia básica de se estimar um parâmetro igualando os momentos em torno da origem da população ( $\mu^k$ ) aos da amostra ( $m^k$ ). No modelo generalizado, busca-se estimar parâmetros de uma distribuição substituindo a informação de algum momento populacional por um momento amostral. Escolhe-se a estimativa do parâmetro de forma que a relação teórica seja satisfeita da maneira mais

próxima possível. A relação teórica é substituída pela estimativa amostral, que é, por sua vez, escolhida de forma a minimizar a distancia ponderada entre os valores real e teórico.

A estimativa dos parâmetros através de GMM deve satisfazer a condição de ortogonalidade entre o resíduo da regressão,  $u(y, \theta, X)$  e o conjunto de variáveis instrumentais,  $Z$ , tal que:

$$m(y, \theta, X, Z) = Z'u(y, \theta, X) \quad (13)$$

onde  $Z$  é o vetor de dimensão  $z \times 1$  de variáveis instrumentais,  $X$  é a matriz das variáveis explicativas. Para resolver problemas de endogeneidade, as variáveis instrumentais devem ser não-correlacionadas com os erros, i.e, a condição de ortogonalidade é tal que:

$$E(m(y, \theta)'Z) = 0 \quad (14)$$

Ou em um modelo linear:

$$E[z_t(y_t - x_t' \beta)] = 0 \quad (15)$$

Na qual  $z$  é o vetor de instrumentos.

O estimador GMM seleciona estimativas de parâmetros de forma que as correlações amostrais entre os instrumentos e a função  $f$  são tão próximas a zero quanto possível, como definida pela função critério:

$$J(\theta) = (m(\theta))'Am(\theta) \quad (16)$$

Onde  $m(\theta) = \hat{f}(\theta)'Z$

Normalmente utilizam-se como instrumentos os valores defasados da variável explicativa, de forma que são utilizadas somente informações já contidas no próprio modelo.

Supomos que o número de parâmetros a serem estimados iguala o número das condições de ortogonalidade ( $a = z$ ). Então o modelo é exatamente identificado e o estimador GMM satisfaz as condições de identificação. Uma maneira de verificarmos a validade das restrições de sobre-identificação quando temos mais instrumentos que parâmetros a estimar dá-se através da estatística  $J$ . Sob a hipótese nula que as restrições de sobre-identificação são satisfeitas, a estatística  $J$  vezes o número de regressões observadas segue, assintoticamente, uma  $\chi^2$  com graus de liberdade iguais ao número de restrições de sobre-identificação.

Um aspecto importante no problema de especificação de GMM é a escolha da matriz  $A$ . Neste trabalho, como utilizamos o software Eviews 5.1, a matriz  $A = \hat{\Omega}^{-1}$  equivale ao inverso da matriz de covariância estimada a partir dos momentos amostrais  $m$ . O programa parte da estimativa consistente de mínimos quadrados em dois estágios (TSLS) para a estimativa inicial de  $\theta$  para formar o estimador de  $\Omega$ . O estimador da matriz de covariância  $\Omega$  foi a matriz consistente para a presença de heterocedasticidade e autocorrelação condicionais.

## 5. Análise dos resultados

O período de análise considerado foi a partir do plano real, de janeiro de 1995 a outubro de 2006, com informações mensais. Para estimar o modelo, foi considerada *proxy* do juro internacional ( $i^*$ ) a taxa básica de juro do Governo dos Estados Unidos (Fed Funds) e para a inflação internacional ( $P^*$ ) foi utilizado o índice de preço ao produtor – PPI – do mesmo país, com base 100 em janeiro de 1995. Para a variável taxa nominal de câmbio (TC) – valor de um dólar medido em reais – foi utilizada a taxa de câmbio comercial compra média e, para a variável oferta de moeda, a base monetária M0, média do período, que engloba papel-moeda emitido e reservas bancárias. Utilizou-se a variável PIB mensal em valores correntes (em reais) para a análise econométrica, que a partir desse momento será denominado por Y. Todas as séries foram obtidas na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), com exceção da variável PIB, obtida junto ao site do Banco Central do Brasil. Ressalta-se que a série mensal do PIB foi obtida antes da divulgação da nova metodologia do IBGE.

Tanto a variável PIB quanto M0 tiveram de ser trabalhadas antes de aplicadas à análise econométrica. A primeira foi deflacionada utilizando-se a variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor

(INPC/IBGE), base 100 em janeiro de 1995. Posteriormente, tanto o PIB quanto o M0 foram sazonalmente ajustados pelo método X12, com ajustamento sazonal X11 multiplicativo. Todas as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais, conforme requer o modelo da equação (8). No total obtemos uma amostra com 142 observações.

Além das variáveis indicadas no modelo, incluímos *dummy* de impulso para alguns meses dos anos de 1998, 1999, 2001 e 2002, quando houve maiores choques no câmbio e uma *dummy* de nível para medir a mudança causada no câmbio devido à mudança de política cambial após 1999. Essa última assume valor 1 de janeiro de 1999 a outubro de 2006 e 0 nos períodos restantes. A variável *dummy* de impulso assume valor 1 nos meses de dezembro de 1998 a março de 1999; nos meses de novembro e dezembro de 2001; e nos meses de agosto a fevereiro de 2003. Nos períodos restantes, a *dummy* de impulso assume valor 0.

Na análise das possíveis tendências determinísticas, verificamos que os gráficos do câmbio e da taxa de juros internacional sugerem a não existência de tendência determinística, mas sim estocástica. Os gráficos do Produto Interno Bruto (PIB), da oferta por moeda (M0) e dos preços internacionais, por sua vez, indicam que as séries crescem ao longo do tempo, o que pode indicar a presença de tendência determinística nas séries, conforme ilustra o Gráfico 1, no anexo 1.

A Tabela 1, no anexo 2, resume os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em nível e em primeira diferença para ADF GLS. Destaca-se que, para o teste, foi selecionada a seleção automática de defasagens Akaike modificado com o máximo de 12 defasagens. Ainda, na Tabela 1, apresentamos os resultados do teste de raiz unitária NG-Perron. Nesse foram selecionados o método de estimação espectral auto-regressivo expurgada tendência pelo método GLS (AR GLS-detrended) e a seleção do critério de defasagens foi dada pelo método Akaike modificado, com valor inicial máximo de 12 defasagens.

Corroborando a análise através do Gráfico 1, as séries não apresentam comportamento estacionário em nível. Tanto o teste modificado ADF-GLS e o Ng-Perron confirmam a não estacionariedade das séries, em ambos modelos com constante e com constante e tendência. Como as estatísticas não foram, no geral, significantes a 10%, 5% ou 1%, não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária, portanto.

De posse da informação de que as variáveis não são estacionárias em nível, seguimos a análise sobre vetores cointegrantes, visto que esta última requer que as variáveis não sejam estacionárias em nível.

O próximo passo da metodologia proposta consistiu em estimar um VAR irrestrito, com 12 defasagens, supondo todas as variáveis endógenas, de modo a obtermos o resultado sobre a existência ou não de vetores cointegrantes e sobre a estrutura de defasagens. O objetivo do teste consistiu em determinar o vetor cointegrante e obter uma referência sobre o número de defasagens a ser utilizado na equação de longo prazo, cujo resíduo servirá como corretor de erros do modelo Engle-Granger. Foi escolhido o número ótimo de 2 defasagens, visto que os critérios de Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn e de Erro Final de Previsão (FPE) apontaram 2 defasagens. Verificamos o vetor cointegrante para o modelo linear sem intercepto e sem tendência, visto o comportamento dos dados apresentado no Gráfico 1. Desse modo, com base nas estatísticas do traço e do autovetor, um vetor cointegrante, conforme ilustra a Tabela 2.

O vetor cointegrante encontrado, normalizado pelo câmbio, forma a seguinte equação, com erro padrão em parênteses:

$$TC = \begin{matrix} 2,17M0 \\ (0,59) \end{matrix} + \begin{matrix} 2,55Y \\ (1,84) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,53i^* \\ (0,31) \end{matrix} - \begin{matrix} 25,15P^* \\ (11,9) \end{matrix} \quad (17)$$

E a velocidade de ajustamento entre períodos foi de 0,004 (com erro-padrão de 0,00358), valor baixo que indica uma baixa elasticidade de curto prazo.

Interessante observar que, em relação à equação (8) do modelo, somente Y resultou em sinal diferente ao esperado. Como as variáveis estão em logaritmo, interpretamos que, no longo prazo, uma variação de 1% na oferta de moeda desvaloriza o câmbio em 2,17%, enquanto que um aumento nos preços internacionais de 1% contribui para a valorização do câmbio em 25%.

De posse da escolha ótima de 2 defasagens, estimamos uma relação auto-regressiva de defasagens distribuídas (ADLR) para o câmbio por intermédio da estimação por MQO. Nessa estimação incluímos a dummy para quebra estrutural a partir de 99 (denominada dummy2) e a dummy para o choque causado pelas eleições em 2003 (denominada dummy2003). Normalizando o câmbio e, no equilíbrio, supondo igualdade nas 2 defasagens, replicamos a equação encontrada para a solução estática:

$$C = 0,23M0 - 0,04Y - 0,21 i^* - 0,88 P^* + 0,23dummy2003 + 0,49dummy2 \quad (18)$$

O resultado obtido na solução estática contém sinais contrários ao modelo da equação (8) na variável juros internacionais. Ao contrário do encontrado em Johansen, uma variação positiva no PIB nessa solução causa uma valorização da moeda local, do mesmo modo que um aumento nos juros internacionais.

A estimação do ADL por MQO permitiu a extração do resíduo que serviu como vetor de correção de erros para o modelo no curto prazo. Verificado que o mesmo é estacionário, com os mesmos critérios definidos nos testes de raiz unitária da seção 4, confirmamos que as séries são cointegradas, conforme Tabela 3. Cabe ressaltar que o teste de raiz unitária aplicado ao resíduo foi o teste DF cujos valores críticos foram calculados por Engle e Yoo (1987).

A seguir, partindo do processo geral para específico, estimamos uma regressão por MQO com 10 defasagens para encontrarmos a relação de curto prazo, na qual as variáveis encontram-se em primeira diferença. Nessa equação incluímos a dummy de nível para 1999 e o vetor de correção de erros encontrado pela estimação do ADL, de modo que obtivéssemos variáveis significativas pelo critério do p-valor. Desse modo, chegou-se a um modelo com melhor significância dos coeficientes e um R quadrado ajustado de 40%, conforme explicitado na Tabela 4.

Importante observar nos resultados obtidos que a dummy e o vetor de correção de erros são significantes, contribuindo para o ajustamento da regressão e melhora da estimativa R-quadrado. A solução estática nesse modelo gera uma equação do tipo:

$$\text{Câmbio} = 0,09M0 + 0,94Y - 0,19i^* - 2,08P^* - 0,3MCE(-1) + 0,09DUMMY99 \quad (19)$$

Os resultados reforçam a idéia de que uma maior oferta de moeda e um maior PIB contribuem para a desvalorização da moeda. Mais uma vez obteve-se sinal negativo para o impacto dos juros internacionais no câmbio. A diferença encontrada entre as velocidades de ajustamento encontradas no modelo de Johansen e Engle Granger pode ser justificada pelo fato de o primeiro considerar todas as variáveis como endógenas. No caso, além das variáveis preço e juros internacional, seria necessário considerarmos dummies para a mudança no patamar do câmbio a partir da adoção do câmbio flutuante e para choques ocorridos nas crises financeiras e na eleição de 2002. Apesar de o câmbio, a partir de 1994, flutuar em torno de um equilíbrio, esses fatores geraram dados fora da curva (*outliers*) para a série analisada. A sugestão proposta por Johansen (1995) na inclusão de dummies à estimação do VAR é utilizar dummies sazonais ortogonalizadas, que alteram a média sem modificar a tendência.

Para a estimação de curto prazo foram realizados testes nos resíduos para verificar a existência de autocorrelação e heterocedasticidade. Para o teste de correlação serial de Breusch-Godfrey conseguimos rejeitar a hipótese de autocorrelação (estatística F de 0,24 e probabilidade 78%). No teste auto-regressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH), todavia, não conseguimos rejeitar a hipótese de existência de autocorrelação (estatística F de 9,38 e probabilidade 0). Da mesma forma, não conseguimos rejeitar a hipótese de presença de heterocedasticidade nos resíduos (estatística F 6,6 e probabilidade 0%). Quanto à normalidade, o teste de Jarque-Bera rejeita a presença de normalidade (estatística F 3 e probabilidade 4%).

Devido aos problemas descritos e à potencial endogeneidade entre as variáveis PIB e M0, realizamos uma regressão por meio do modelo GMM com as próprias variáveis defasadas servindo como instrumentos, buscando, dessa forma, corrigir os problemas de endogeneidade. Os estimadores gerados pelo GMM são robustos e não requerem informação exata sobre a distribuição dos erros do modelo especificado (Moura e Lima, 2007).

Foram usados 12 instrumentos e havia 6 parâmetros a serem estimados, de forma que 6 restrições de sobre-identificação foram identificadas. A equação obtida para o longo prazo mostrou-se da seguinte forma:

$$TC = \begin{matrix} 0,29M0 & - 0,14Y(-2) & -0,22i^* & -0,71P^* & 0,41DUMMY2 & 0,22DUMMY2003 \\ (0,02) & (0,06) & (0,01) & (0,41) & (0,02) & (0,02) \end{matrix} \quad (20)$$

A regressão com instrumentos obteve um R-ajustado de 0,97 e a estatística J calculada foi 0,05. A necessidade dessa última estatística está na necessidade que há em se avaliar, em modelos com instrumentos, a existência de sobre-identificação da equação, conforme Hansen (1982). No caso, a estatística J multiplicada pelo número de observações da regressão gera uma estatística na qual testa-se a hipótese nula de que as condições de sobre-identificação são satisfeitas. O valor obtido da restrição de sobre-identificação foi 7,55, de modo que as condições foram satisfeitas.

O resultado obtido pela regressão com GMM ressalta a característica da oferta de moeda e dos preços internacionais sobre o câmbio no curto prazo. A estimação buscou aproximar a realidade, visto que os resultados sobre o PIB são divulgados trimestralmente. Mais uma vez o coeficiente dos juros internacionais foi negativo e próximo aos outros valores encontrados. O maior coeficiente encontrado, assim como nas outras estimações, foi nos preços internacionais, mostrando uma certa presença de paridade de poder de compra: quando os preços internacionais se elevam, os preços domésticos tornam-se mais baratos, aumentando a demanda por produtos nacionais e valorizando a moeda doméstica.

Em adicional, os resultados do modelo reforçam os estudos que consideram, no caso brasileiro, a necessidade de se considerar os fundamentos da economia na determinação da taxa de câmbio, neste caso, nominal. Ao contrário do modelo que assume o câmbio como um passeio aleatório, neste modelo as variáveis econômicas podem explicar o comportamento da taxa de câmbio flutuante em um país como o Brasil. Os resultados teóricos, ao considerarmos as variáveis de política econômica, mostram-se consistentes com a realidade.

## 5. Considerações finais

Uma das questões mais intrigantes das finanças internacionais envolve a questão moeda como meio de troca e como bem de valor. Numa economia com altas taxas de inflação, a tendência a ocorrer substituição de moedas – logo desvalorização da moeda local – é corrente, conforme aponta Barbosa (1996). O modelo clássico de demanda por moeda de Cagan (1956) serviu como base para um modelo empírico de demanda por moeda e inflação. Esse modelo, testado para casos de hiperinflação na Alemanha e Áustria, por exemplo, ofereceu visões sobre dinâmica inflacionária e senhoriação. A extensão desse modelo para uma economia aberta, nas linhas de Obstfeld & Rogoff (1996), provê um ponto inicial para se pensar em taxas de câmbio nominais como preços relativos entre as diferentes moedas.

Essa versão da abordagem monetária para a determinação taxa de câmbio mostra que há interdependência econômica na determinação da taxa de câmbio, sendo corroborada pela análise econométrica. Sendo o preço relativo de dois fatores, a taxa de câmbio, tanto no longo quanto no curto prazo, não depende somente da demanda e oferta de moeda doméstica, mas também da demanda e oferta de moeda externa. Isto é, os fatores que provocam uma desvalorização cambial são a expansão monetária e o crescimento do PIB no curto prazo, além do aumento dos juros internacional.

Interessante é notar que, em alguns resultados obtidos, tanto um incremento no PIB quanto uma elevação nos juros internacionais contribuem para uma valorização cambial. O primeiro movimento pode ser explicado pelo fato de que o aumento do PIB, no curto prazo, indicar uma expansão monetária, ou seja, excesso de moeda local frente à moeda internacional. Num prazo maior, a maior demanda pela moeda local devido ao crescimento do PIB retorna o câmbio a um nível mais baixo. Quanto aos juros, uma variação nos juros internacionais leva a um aumento na procura por títulos ou moeda do outro país; no longo prazo, todavia, há uma crença de que esse aumento não significará maior retorno aos investidores, ou haverá um

maior custo de oportunidade de manter a moeda estrangeira. A não existência na literatura de comprovação empírica da existência da paridade descoberta dos juros (UIP), conforme mostram Leme e Takami (2003) reforça os resultados para o Brasil.

Outros movimentos que requerem alguns comentários são os sinais negativos nas variáveis defasadas do câmbio e da inflação internacional. No primeiro, mostra-se que desvalorizações contínuas no passado não se repetem num período seguinte; no segundo, aumentos na inflação internacional fortalecem a moeda local, como esperado na hipótese de paridade de poder de compra. O maior coeficiente encontrado, assim como nas outras estimações, foi nos preços internacionais, mostrando certa presença da hipótese de paridade de poder de compra: quando os preços internacionais se elevam, os preços domésticos tornam-se mais baratos, aumentando a demanda por produtos nacionais e valorizando a moeda doméstica. Esse fato pode indicar a maior inserção do país nos últimos anos na participação no comércio internacional. A análise permite mostrar que o país caminha para as hipóteses do modelo e, mesmo que haja rigidez nominal, é necessário que as autoridades monetárias estejam atentas para a cointegração dessas variáveis, principalmente no que diz respeito à interferência no lado real da economia que elas podem provocar.

Conforme Bartiz e Bartiz (1994), a visão monetarista apresenta resultados diferentes do modelo de balanço de pagamentos para determinação do câmbio. No primeiro, quanto maior o PIB, por exemplo, maior é a valorização do câmbio nominal. No segundo, um aumento do PIB causa uma desvalorização desse câmbio. Todavia, segundo os autores, os modelos não são mutuamente exclusivos, pois as duas forças, tanto do lado monetário quanto do lado do balanço de pagamentos, influenciam a determinação da taxa de câmbio. Assim como os modelos de equilíbrio de oferta e demanda, cada equação faz parte de um modelo integrado que descreve a economia, sendo o modelo de balanço de pagamentos a reta positivamente inclinada e o modelo monetarista a reta inclinada negativamente.

Dessa forma, o modelo poderia ser aprimorado com a inclusão de variáveis ligadas ao balanço de pagamentos, mais especificamente à balança comercial, de forma a captar a influência da entrada e saída de reservas monetárias por motivos de maior exportação/importação. Além disso, conforme o trabalho de Moura e Lima (2007), ressalta-se que modelos para prever o comportamento futuro da taxa de câmbio devem considerar a relevância dos fundamentos macroeconômicos. Em particular, variáveis monetárias, como taxa de juros e oferta de moeda (M0 ou M1), além de variáveis que meçam a percepção de risco dos agentes econômicos, como o EMBI. Adicionalmente, a estimação pode ser aprimorada com *proxies* que indiquem outros países relevantes para na tomada de decisões dos agentes e investidores no Brasil.

Por fim, na linha seguida por Obstfeld e Rogoff (1996) ressalta-se que a taxa de câmbio, assim como o preço de qualquer ação ou *commodity*, reflete as expectativas dos agentes quanto ao comportamento de outras variáveis, sejam econômicas ou políticas.

## 6. Referência bibliográfica

- BARTIZ, F., BARTIZ, L., *International Finance and Open Economy Macroeconomics*. Prentice Hall, 1994, 2a. edição.
- BLANCHARD, O. J., FISCHER, S., *Lectures on macroeconomics*. Cambridge, The MIT Press, 1989.
- CAGAN, P., The monetary dynamics of hyperinflation. In: Friedman, M. *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: The University of Chicago Press, 1956.
- CAJUEIRO, D., SOUZA, S., TABAK, B., *Investigação da memória de longo prazo na taxa de cambio no Brasil*. Rio de Janeiro, Revista Brasileira de Economia, vol. 60 n.2 abril/junho 2006.
- CARNEIRO, F., DIVINO, J.A., ROCHA, C.H., *Reconsiderando o Efeito Fisher: uma análise de cointegração entre taxas de juros e inflação*. Nova Economia, 13, junho de 2003.
- CASTRO, P., *Opções sobre dolar comercial e expectativas a respeito do comportamento da taxa de cambio*. Brasília, Banco Central do Brasil, Working Paper Series 39, março 2002.
- CLASSEN, E.M., *Global Monetary Economics*. Oxford, Oxford University Press, 1997. Capítulos 3 e 4.

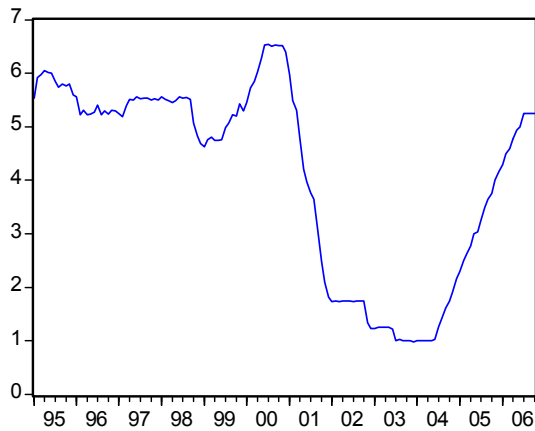
- DICKEY, D., FULLER, W., *Distribution of the Estimators for autoregressive time series with unit root*. Journal of the American Statistical Association, vol. 74, 1979.
- DICKEY, D., FULLER, W., *Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root*. Econometrica, vol. 49, n° 4, 1981.
- DORNBUSCH, R., *Open Economy Macroeconomics*. Basic Books, Inc. Publishers, New York, 1980.
- DORNBUSCH-FISCHER, *Macroeconomia*. McGraw-Hill, 6ª edição, 1994.
- ENDERS, W., *Applied Econometric Time Series*. Nova York, Wiley, 1995.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J., (1987). *Co-integration and error correction: representation, estimation and testing*. Econometrica 55, P.251–276.
- ENGLE, R.F., YOO, B.S., *Forecasting in co-integrated systems*. Journal of Econometrics, vol. 35, 1987.
- EVANS, M. D. D.; LYONS, R. K. *Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting*. NBER Working Paper Series, Working Paper 11042. Cambridge, MA - Janeiro 2005.
- \_\_\_\_\_. *Order Flow and Exchange Rate Dynamics*. Journal of Political Economy, vol. 110, no 11, pp. 170-180, 2002.
- FLOOD, R. P. TAYLOR, M. P. Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach? in: *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. The University of Chicago Press, 1996.
- GADELHA, S.R.B, *Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil?: uma análise de causalidade*. Dissertação(mestrado), Universidade Católica de Brasília, 2006.
- GRAUWE, P., *International Money: post war trends & theories*. Oxford, Clarendon Press. Capítulos 5,6 e 7.
- GREENE, W.H., *Econometric Analysis*. Nova Jersey, Prentice Hall, 1997, 3ª ed.
- HALLWOOD, C., MACDONALD, R., *International Money and Finance*. Cambridge, Blackwell Publishers, 1996. Capítulo 7.
- HAMILTON, J., *Time Series Analysis*. New Jersey, Princenton University Press, 1994.
- JOHANSEN, S., *Statistical Analysis on Cointegration Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 1988.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K., *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Application to the demand money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 1990.
- JOHANSEN, S., *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, Oxford University Press, 1995.
- JOHNSTON, J., DINARDO, J., *Econometric Methods*. Mc-Graw Hill, 1997, 4a. edição.
- KINDLEBERGER, C. O., LINDERT, P. H., *International Economics*. Richard D. Irwin In., Nova York, 1982.
- KRUEGER, A., *Exchange-rate determination*. Cambridge, Cambridge University Press, 1983. Capítulo 6.
- LEME, Mª. C., TAKAMI, M., *Estudo das relações de paridade de juros para a economia brasileira no período recente*. XXXI Encontro Nacional da ANPEC, 2003.
- MADDALA, G.S & KIM, IN-MOO, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge, Cambridge University Press, 2000.
- MALDONADO, W. L., TOURINHO, O.A.F., VALLI, M., *Um Teste de Existência de Bolhas na Taxa de Câmbio no Brasil*. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão n° 881, maio de 2002.
- MEESE, R., ROGOFF, K., *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: do they fit out of sample?*. Journal of International Economics, 14, 1983.
- MOURA, M., LIMA, A., *Empirical Exchange Rate Models Fit: Evidence from the Brazilian Economy*. IBMEC Working Paper n° 39, IBMEC, abril de 2007.
- MUINHOS, M., FREITAS, P., ARAÚJO, F., *Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model*. Working Paper Series n°19, Banco Central do Brasil, maio de 2001.
- MUINHOS, M., ALVES, S., REILLA, G., *Modelo Macroeconômico com Setor Externo: Endogeneização do Prêmio de Risco e do Câmbio*. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 33, abril de 2003.
- MUSSA, M., The theory of exchange rate determination in: *Exchange rate theory and practise*. Whashington, NBER, 1984. Capítulo 1.



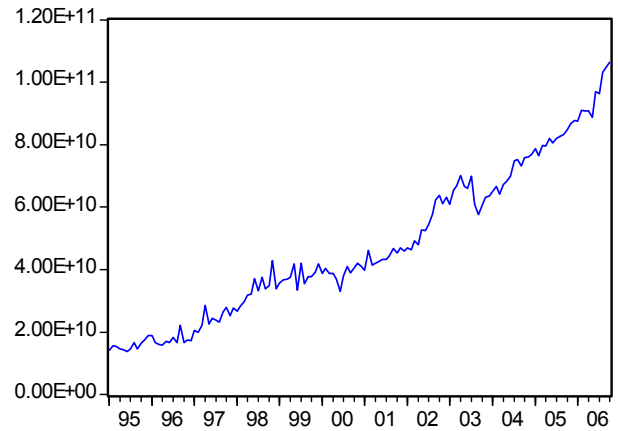
- NEWKEY, W., WEST, K., *Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation*. International Economic Review, 28, 1987.
- NG, S., PERRON, P., *Useful modifications to unit root tests with dependence errors and their local asymptotic properties*. Review of Economic Studies, 63, 1996.
- \_\_\_\_\_, *Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power*. Econometrica, 69, 6, novembro 2001.
- NORDEN, S., *Regime Switching as a Test for Exchange Rate Bubbles*. Journal of Applied Econometrics, vol. 11, nº 3, maio de 1996.
- OBSTFEL, M., ROGOFF, K. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, The MIT Press, 1996, capítulo 8.
- PHILLIPS, P., PERRON, P., *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*. Biometrika, 75, junho 1988.
- ROMER, D., *Advanced macroeconomics*. Nova York: McGraw-Hill, 2ª edição 2001.
- ROSSI, B., *Are Exchange Rates Really Random Walk? Some Evidence Robust to Parameter Instability*. Cambridge, Macroeconomic Dynamics, Cambridge University Press, nº10, 2006.
- ROSSI, J. W., *O modelo monetário de determinação de taxa de câmbio: testes para o Brasil*. IPEA, texto de discussão 393, dezembro 1995.
- SARNO, L., TAYLOR, M., *Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press, 2002.
- SILVA, D.P.da, *A solvência intertemporal da dívida interna brasileira: 1995-2005*. Dissertação (mestrado), Universidade Católica de Brasília, 2006.
- TAYLOR, M. P. *The Economics of Exchange Rates*. Journal of Economic Literature Vol. XXXIII (Março de 1995), pp. 13-47.

# ANEXO 1

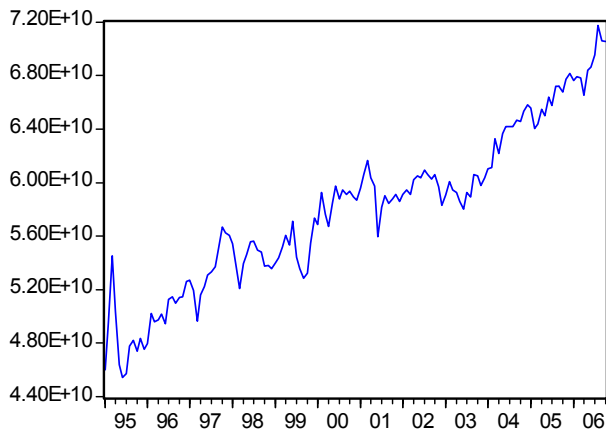
## Gráfico 1. Comportamento das variáveis



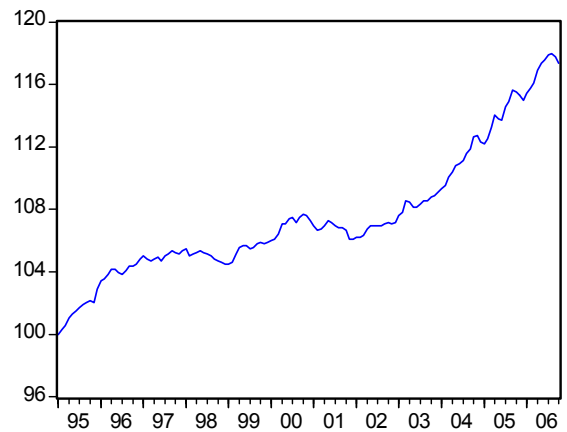
$i^*$



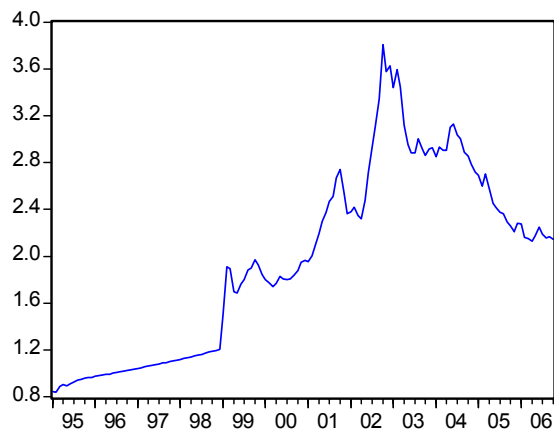
MO



Y



$P^*$



TC

Fonte: elaboração própria

## ANEXO 2

**Tabela 1. Resultado dos testes de raiz unitária**

Variáveis	Modelo	Número de defasagens	Estatística MADF-GLS	Estatística MZt
TC	C	12	1,41	2,67*
TC	C,T	2	-0,88	-0,88
M0	C	9	1,45	1,81
M0	C,T	2	-2,16	-2,09
Y	C	0	0,42	0,48
Y	C,T	7	-1,66	-1,58
I*	C	2	-1,23	-1,24
I*	C,T	2	-1,35	-1,46
P*	C	14	0,66	0,93
P*	C,T	2	-2,43	-2,47

Fonte: Elaboração própria. Variáveis em forma logarítmica. “C” no modelo indica modelo com constante, “T” modelo com tendência. (\*) significativa a 1% (\*\*) significativa a 5% (\*\*\*) significativa a 10%.

**Tabela 2. Resultado do Teste de Johansen**

No. de Equações Cointegrantes	Estatística do Traço	Valor Crítico a 5%	Estatística do Máximo Autovalor	Valor Crítico a 5%
Nenhuma*	80	60	46	30
Pelo menos 1	34	40	21	24
Pelo menos 2	13	24	8	18
Pelo menos 3	5	12	3	11
Pelo menos 4	1	4	1,2	4

Fonte: Elaboração própria. \*Indica rejeição da hipótese a 0,05.

**Tabela 3. Resultado dos testes de raiz unitária no resíduo**

Resíduo	Estatística DF	Valor crítico a 1%
Com constante	-4,09*	-2,6
Constante e tendência	-4,06*	-2,6

Fonte: elaboração própria. \*Indica a não presença de raiz unitária, i.e., a série é estacionária.

**Tabela 4. Modelo de Correção de Erros**

<b>Variável</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro padrão</b>	<b>Estatística-t</b>	<b>Prob.</b>
$\Delta$ (TC) (-1)	0,48	0,147027	3,3588	0,001
$\Delta$ (TC) (-2)	-0,33	0,08365	-3,9520	0,0001
$\Delta$ (TC) (-10)	-0,11	0,069318	-1,6639	0,0988
$\Delta$ (M0) (-3)	0,90	0,035049	2,5907	0,0108
$\Delta$ (Y) (-5)	0,35	0,171775	2,0956	0,0382
$\Delta$ (Y) (-6)	0,28	0,163067	1,7315	0,0859
$\Delta$ (Y) (-9)	0,25	0,137855	1,8759	0,0631
$\Delta$ (i*)(-9)	-0,18	0,054084	-3,4445	0,0008
$\Delta$ (P*)(-6)	-1,98	1,123942	-1,7696	0,0793
MCE(-1)	-0,28	0,170672	-1,6789	0,0958
DUMMY99	0,08	0,021337	3,9867	0,0001
R-quadrado ajustado	0,40			

Fonte: elaboração própria.  $\Delta$  significa variável em primeira diferença. \*\**dummy* de impulso. \*\*\* *dummy* de nível