



FACULDADE DE ECONOMIA E FINANÇAS IBMEC  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM  
ADMINISTRAÇÃO E ECONOMIA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO  
PROFISSIONALIZANTE EM ECONOMIA

**DUAS ABORDAGENS PARA PREVISÃO DA  
TAXA DE CÂMBIO REAL-DÓLAR, 1995-  
2008**

**MAURÍCIO JUNCÁ BERNARDO**

**ORIENTADOR: PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE DE MELLO**

**Rio de Janeiro, 11 de agosto de 2008.**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**DUAS ABORDAGENS PARA PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL-DÓLAR,  
1995-2008**

**MAURÍCIO JUNCÁ BERNARDO**

Dissertação apresentada ao curso de  
Mestrado Profissionalizante em Economia  
como requisito parcial para obtenção do  
Grau de Mestre em Economia.  
Área de Concentração: Economia  
Empresarial

**ORIENTADOR: PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE E MELLO**

Rio de Janeiro, 11 de agosto de 2008.

**DUAS ABORDAGENS PARA PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL-DÓLAR,  
1995-2008**

**MAURÍCIO JUNCÁ BERNARDO**

Dissertação apresentada ao curso de  
Mestrado Profissionalizante em Economia  
como requisito parcial para obtenção do  
Grau de Mestre em Economia.  
Área de Concentração: Economia  
Empresarial

Avaliação:

BANCA EXAMINADORA:

---

PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE E MELLO (Orientador)  
Instituição: IBMEC/RJ

---

PROF. DR. ALEXANDRE BARROS DA CUNHA  
Instituição: IBMEC/RJ

---

PROF. DR. WERNER BAER  
Instituição: UNIVERSITY OF ILLINOIS AT URBANA-CHAMPAING

Rio de Janeiro, 11 de agosto de 2008.

332.45  
B523

Bernardo, Maurício Juncá.

Duas abordagens para revisão da taxa de câmbio real-dólar, 1995-2008 / Maurício Juncá Bernardo - Rio de Janeiro: Faculdades Ibmecc, 2008.

Dissertação de Mestrado Profissionalizante apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia das Faculdades Ibmecc, como requisito parcial necessário para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia empresarial.

1. Câmbio.

## **DEDICATÓRIA**

Dedico esta dissertação aos meus pais e minha irmã, pelo apoio que sempre me foi dado ao longo de toda minha vida acadêmica, e à minha esposa por seu companheirismo e suporte nos últimos anos.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço ao Professor Marcelo Mello pela sua orientação prestada neste trabalho acadêmico.

Agradeço também a todos os professores do IBMEC Rio de Janeiro com quem tive a oportunidade de estudar ao longo da minha Graduação e Mestrado.

## **RESUMO**

O objetivo deste trabalho é estimar a taxa de câmbio de equilíbrio real-dólar, entre os anos de 1995 e 2007, através da combinação entre os modelos PPC (Paridade de Poder de Compra) e PDTJ (Paridade Descoberta da Taxa de Juros) e gerar previsões sobre o comportamento do câmbio com base na modelagem ARMA. Concluímos que existe um relacionamento de longo-prazo entre as variáveis explicativas, mas, no entanto, rejeitamos a hipótese de que a taxa de câmbio de equilíbrio pode ser estimada através das duas paridades combinadas. Adicionalmente, observamos que a taxa de câmbio atual encontra-se apreciada, condizente com o que foi previsto, e com tendência de contínua valorização para os próximos anos frente à moeda americana.

Palavras Chave: PPC, PDTJ, Projeção, Taxa de Câmbio de Equilíbrio.

## **ABSTRACT**

The purpose of this work is to try to estimate the equilibrium exchange rate real-dollar from 1995 to 2007 based on the combination of models PPP (Purchase Power Parity) and UIP (Uncovered Interest Rate) and to forecast the exchange rate using the ARMA model. We concluded that there is a long run relation with the studied series, although the hypothesis that the equilibrium exchange rate could be estimated by the combination of both parities has been rejected. Additionally, we observed that the current exchange rate real-dollar is overvalued, consistent with what was forecasted and showing a continue valorization trend for the next years.

Key Words: PPP, UIP, exchange rate, forecasting

## SUMÁRIO

Dedicatória.....	5
Agradecimentos.....	6
Resumo.....	7
Abstract.....	8
1 Introdução.....	12
2 Literatura Relacionada.....	16
3 Base de Dados.....	20
4 As Teorias da PPC e PDTJ.....	25
5 Metodologia de Estimação.....	33
6 Previsão da Taxa de Câmbio através do Modelo ARMA.....	46
7 Conclusão.....	53
8 Referências Bibliográficas.....	56
9 Anexos.....	58

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Gráficos das Variáveis Explicativas.....	22
Figura 2 – Previsão da Taxa de Câmbio – Projeção Estática.....	44
Figura 3 – Previsão da Taxa de Câmbio – Projeção Dinâmica.....	44
Figura 4 – Gráficos do log do câmbio, AR(1), e em primeiras diferenças, Ar(2).....	47
Figura 5 – Taxa de câmbio previsão: 2002 – 2007.....	51
Figura 6 – Taxa de câmbio previsão: Janeiro/2007 – Maio/2008.....	52
Figura 7 – Taxa de câmbio previsão: Janeiro/2007 – Dezembro/2012.....	52

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária.....	34
Tabela 2 – Teste de Cointegração.....	36
Tabela 3 – Coeficientes de Cointegração.....	36
Tabela 4 – Critérios para seleção do número de defasagens do VAR.....	38
Tabela 5 – Estimação do MCE.....	39
Tabela 6 – Resultados das Restrições.....	41
Tabela 7 – Resultados das Restrições (sem o termo de tendência).....	42
Tabela 8 – Matriz AIC para Modelagem ARMA (Tendência Determinística).....	49
Tabela 9 – Matriz SIC para Modelagem ARMA (Tendência Determinística).....	49
Tabela 10 – Matriz AIC para Modelagem ARMA (Tendência Estocástica).....	50
Tabela 11 – Matriz SIC para Modelagem ARMA (Tendência Estocástica).....	50

## **1 INTRODUÇÃO**

Este trabalho tem como objetivo, (i) estimar a taxa de câmbio de equilíbrio real-dólar de longo prazo, no período compreendido entre Janeiro/1995 e Novembro/2007, através das equações PPC, Paridade de Poder de Compra, e Paridade Descoberta da Taxa de Juros, doravante PDTJ, com base no método de estimação TCEC (Taxa de Câmbio de Equilíbrio Comportamental), ou seja, condicionada à taxa de juros e ao nível de preços, ambos doméstico e americano; e (ii) gerar projeções da taxa de câmbio real-dólar para diferentes períodos através do Modelo de Correção de Erros (MCE) e da modelagem ARMA.

O intuito principal deste estudo é testar a hipótese de se estimar a taxa de câmbio de equilíbrio da economia brasileira, combinando duas paridades distintas em uma equação comum. A necessidade de combinação se dá pelo fato de existir na literatura o consenso de que a PPC e a PDTJ, por serem paridades complementares, não devem ser utilizadas individualmente uma vez que gerariam estimações viesadas (McCallum 1994, MacDonald 1999, Obstfeld e Rogoff 2000).

As paridades de Poder de Compra e Descoberta da Taxa de Juros trata-se de duas condições de arbitragem em que, no primeiro modelo, a taxa de câmbio é calculada com base na diferença entre os preços praticados em duas diferentes economias e, no segundo modelo, a mesma é estimada através da diferença entre a taxa de juros dos países, adicionada a um prêmio de risco. Como o processo de arbitragem de preços de bens é mais lento, a PPC é considerada uma paridade de longo-prazo, enquanto a PDTJ, pelo fato de a arbitragem entre taxas de juros ser mais dinâmica, não apresenta um período específico de resposta, podendo ser um modelo de curto, médio ou longo-prazo.

A metodologia utilizada para estimar a taxa de câmbio de equilíbrio consistiu na estimação do VAR e do MCE da equação principal para, a partir destes modelos, testar a possibilidade do equilíbrio ser encontrado através da PPC e PDTJ combinadas. Como variáveis explicativas usamos, o log da taxa de câmbio real-dólar, log do nível de preço e a taxa de juros, ambos brasileiros e americanos. Com base nestas cinco séries, verificamos a presença de cointegração entre as variáveis e demos início à estimação do Vetor Autoregressivo (VAR) e do Modelo de Correção de Erros (MCE).

Ao testarmos a hipótese nula de que a taxa de câmbio de equilíbrio real-dólar poderia ser encontrada a partir da PPC e PDTJ, a mesma foi rejeitada tanto para a forma estrita dos dois modelos quanto para alternativas menos restritivas como, por exemplo, a forma estrita da PPC combinada com a forma fraca da PDTJ. A partir desta conclusão, foi feito um modelo de previsão, com base no MCE encontrado, em que previmos a taxa de câmbio brasileira para o período entre Janeiro de 2007 e Abril de 2008, através das soluções estática e dinâmica, e verificamos que a série esteve, em ambos os casos, apreciada frente ao Dólar comparativamente àquilo que era previsto da sua trajetória.

O segundo método trata-se de uma modelagem ARMA, utilizada para analisar se o comportamento da taxa de câmbio nos últimos anos esteve em confluência com o que se previa para aquela variável, dado seu histórico. Além disso, projetamos a série alguns anos à frente com o intuito de verificar se a sua trajetória tende a manter-se, e qual patamar é esperado que a mesma alcance.

Para realizarmos esta análise, baseamos nossa modelagem no log da taxa de câmbio, entre Janeiro/1995 e Dezembro/2001, e reservamos o período entre Janeiro/2002 e Novembro/2007 para a projeção efetivamente. Inicialmente, verificamos o modelo que seria mais adequado para as previsões, tendência determinística ou estocástica, e concluiu-se que o modelo determinístico, dado seu menor Erro Quadrático Médio (EQM), seria o utilizado. Como resultado da projeção, observamos que a variação realizada do câmbio foi próxima do esperado e que, além disso, a maior parte da variação encontra-se dentro do Intervalo de Confiança de 95%.

Nas demais projeções, previmos a taxa de câmbio para um período mais curto, entre Janeiro/2007 e Maio/2008, e para um horizonte mais longo, do início de 2007 até o final de 2012. Concluímos que o comportamento realizado da série esteve dentro do previsto e que existe uma tendência de contínua apreciação da taxa de câmbio brasileira para os próximos anos.

O restante do estudo é organizado da seguinte forma: na Seção 2 apresentamos uma literatura referenciada sobre os assuntos aqui tratados; na Seção 3 explanamos sobre a base de dados selecionada e a importância de cada série para a conclusão de nossas estimações; a Seção 4 tem seu foco na apresentação das teorias da Paridade de Poder de Compra e da Paridade Descoberta da Taxa de Juros; na Seção 5 é explicada a metodologia econométrica aplicada para tentar se encontrar taxa de câmbio de equilíbrio brasileira através do VAR e do MCE, além de serem realizadas as estimações efetivamente; na Seção 6 fazemos as previsões da taxa de câmbio real-dólar com base na modelagem ARMA; e a Seção 7 apresenta as considerações finais sobre o trabalho.

## **2 LITERATURA RELACIONADA**

Na literatura econômica existem diversos conceitos sobre equilíbrio da taxa de câmbio. A seguir analisaremos e compararemos com o trabalho em questão, outros artigos que têm como objetivo principal a estimação da taxa de câmbio de equilíbrio, porém com diferentes formas de abordagem, de outras três economias, China, República Checa e Nova Zelândia, bem como um artigo sobre modelagem ARMA. Os seguintes trabalhos serviram como fontes de informação e pesquisa para o desenvolvimento do presente estudo.

Bouveret, Mestiri e Sterdyniak (2006) tiveram com objetivo principal provar que a taxa de câmbio yuan-dólar não está depreciada, conforme sugerido nos meios acadêmicos e políticos. Para tal, os autores mostraram que modelos comumente usados para estimar a taxa de câmbio de equilíbrio de um país, não são aplicáveis para economias em diferentes níveis de desenvolvimento, como EUA e China.

O artigo sintetiza que os modelos utilizados para se chegar à conclusão de subavaliação da taxa de câmbio chinesa, Taxa de Câmbio de Equilíbrio Comportamental (TCEC) e Taxa de Câmbio de Equilíbrio Fundamental (TCEF), assumem uma economia em pleno emprego, hipótese não verificada na China que, pelo contrário, apresenta considerável nível de desemprego.

O estudo explana ainda que, sendo a China uma economia em desenvolvimento que, conseqüentemente, necessita de investimentos, uma taxa de câmbio desvalorizada pode ser uma política conveniente para seus interesses. De maneira que, quando comparada aos objetivos governamentais daquele país, a taxa de câmbio está em equilíbrio.

Mais adiante observaremos que uma conclusão parecida pode ser extraída em relação ao presente estudo, uma vez que, assim como no caso chinês, o modelo de estimação da taxa de câmbio de equilíbrio através da PPC e da PDTJ não se mostrou aplicável à economia brasileira, dado que esta hipótese foi rejeitada quando testada a partir do MCE de ambas as paridades combinadas.

Komarek e Melecky (2005) analisaram os desvios de médio e longo prazo da taxa de câmbio real da República Checa, e observaram se a moeda daquele país esteve apreciado ou depreciado frente ao Euro entre os anos 1994 e 2004, fazendo uso do método TCEC. Os autores estudaram os impactos de diversas variáveis sobre o comportamento da Coroa Checa, tais como: produtividade média, termos de troca, grau de abertura econômica, entre outros. Para tanto, utilizaram três métodos de estimação: o método de Mínimos Quadrados Ordinários (DMQO), a abordagem de Vetor Autoregressivo (VAR) e o método de Máxima Verossimilhança com Informação Completa (MVIC). O artigo conclui que a Coroa Checa esteve na média, ao longo do período estudado, depreciada em cerca de 7%.

Diferentemente do nosso estudo sobre a taxa de câmbio de equilíbrio da moeda brasileira, o artigo não utilizou a equação da PPC, por considerar, assim como o trabalho sobre o yuan chinês, que não é um modelo apropriado para economias em desenvolvimento. Desta forma, os autores priorizaram uma abordagem menos macroeconômica, principalmente por não utilizarem dados externos, tais como: taxa de juros ou nível de preços, no caso, da União Européia.

Stephens (2004), fazendo uso do método TCEC e das equações PPC e PDTJ estimou, entre os anos 1992 e 2003, um equilíbrio para a taxa de câmbio nominal da economia neozelandesa. Assim como neste estudo, os autores combinaram PPC com PDTJ, para estimar o equilíbrio a partir dos modelos VAR e MCE. Como principal conclusão o artigo avaliou que, ao longo da década de 1990, a taxa de câmbio neozelandesa esteve consistente com o equilíbrio estimado através da PPC e PDTJ embora, desde o ano 2000, a série aparenta divergir do seu equilíbrio.

Nosso estudo utiliza metodologia similar ao artigo neozelandês, mas adicionalmente ao teste para encontrar a taxa de câmbio de equilíbrio real-dólar, este trabalho realizou, através do Modelo de Correção de Erros, uma projeção da taxa de câmbio para o período compreendido entre Janeiro/2007 e Abril/2008. Além disso, com o objetivo de dar maior embasamento e credibilidade às previsões, utilizamos a modelagem ARMA para prever a taxa de câmbio real-dólar em diferentes períodos.

Diebold (1998) modelou e previu, através da modelagem ARMA, a taxa de câmbio yendólar ao longo do período entre 1973 e 1996. Seu trabalho analisou os modelos de tendência determinística e estocástica e observou que, em ambos os casos, o realizado pela taxa de câmbio esteve dentro do intervalo de confiança de 95%, além de concluir que o modelo de tendência determinística se mostrou melhor do que o estocástico, tendo em vista seu menor erro quadrático médio (EQM).

Em nossa modelagem ARMA da taxa de câmbio real-dólar, também concluímos que o modelo de tendência determinística mostrou-se mais adequado para as previsões. No caso do log da taxa de câmbio brasileira a combinação ARMA encontrada foi o processo AR(1). O presente estudo, além das previsões de curto prazo, entre o início de 2007 e Maio de 2008, em que a totalidade da variação da série esteve dentro do Intervalo de Confiança de 95%, e de um horizonte mais longo, observando 5 anos à frente, projetou ainda o comportamento da taxa de câmbio ao longo de 6 anos passados, entre 2002 e 2007, e confrontamos com o realizado neste período, concluindo que boa parte de sua variação esteve dentro do Intervalo de Confiança de 95%.

### **3 BASE DE DADOS**

Nossa base de dados consiste de cinco variáveis: log da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), log dos níveis de preços do Brasil e dos EUA, e taxa de juros brasileira e americana. O período selecionado tem início em Janeiro/1995, alguns meses após o começo do plano real, e finda em Dezembro/2007, sendo os dados mensais.

O nível de preços do Brasil utilizado é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) devido ao fato de ser este o índice de inflação mais observado pelo Banco Central (Bacen) e, conseqüentemente, mais importante para a tomada de decisões do governo, principalmente no que tange à administração da taxa de juros da economia brasileira (Selic). O Índice de Preços ao Consumidor (IPC) é o índice que mede a média de preços de bens e serviços consumidos pelas famílias americanas.

A Selic, que atualmente é decidida a cada 45 dias pelo COPOM (Comitê de Política Monetária do Bacen), é a ferramenta utilizada pelo governo para regular a oferta de moeda na economia brasileira, além de servir como base para grande maioria das intermediações financeiras realizadas entre os agentes, tais como empréstimos bancários e troca de reserva entre as instituições financeiras (“overnight”).

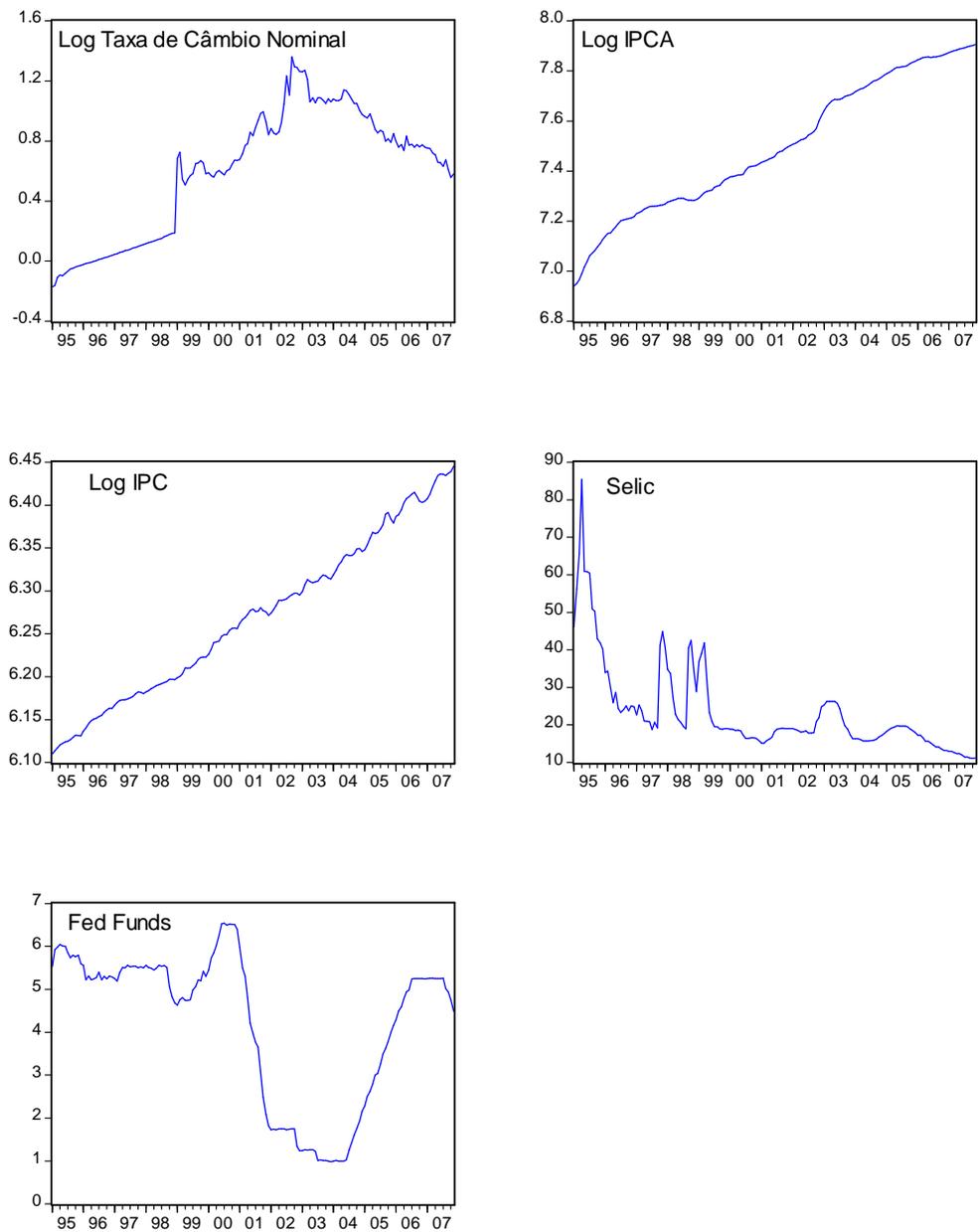
Com características e grau de abrangência econômica similares aos juros brasileiros, a taxa de juros americana, “Federal Funds Rate”, é decidida pelo Banco Central dos EUA a cada mês.

Os dados utilizados neste trabalho são de fim de período, ou seja, referem-se aos valores válidos no último dia útil de cada mês.

A base de dados aqui selecionada é semelhante àquela escolhida por Stephens (2004) em seu estudo sobre a taxa de câmbio de equilíbrio da Nova Zelândia, com algumas diferenças, tais como: a frequência dos dados no caso neozelandês é trimestral enquanto que a deste trabalho é mensal, isso se deve ao fato de o período analisado no caso brasileiro ser mais curto; as taxas de juros escolhidas no artigo neozelandês, tanto doméstica quanto externa, foram as de títulos públicos pré-fixados com duração de 5 anos, enquanto que, por indisponibilidade de semelhante ativo na economia brasileira, nós utilizamos a taxa de juros à vista, no caso a Selic.

Os gráficos a seguir mostram a trajetória das variáveis descritas acima. Confrontando os históricos das séries analisadas com a taxa de câmbio nominal, nos deparamos com alguns episódios relevantes da economia mundial e brasileira.

**Figura 1 – Gráficos das Variáveis Explicativas**



Com a taxa de câmbio fixa, valendo cerca de R\$ 1,00/US\$ no meio da década de 1990, o aumento na importação levou a uma maior oferta de produtos e, conseqüentemente, à queda na taxa de inflação. Este processo possibilitou ao Banco Central reduzir a taxa de juros da economia para níveis de 20%-25% ao ano. No entanto, os anos de 1997, com a crise asiática, 1998, crise russa, e 1999, crise argentina, voltaram a gerar incertezas aos investidores estrangeiros sobre o tamanho do risco envolvido em investir nos países emergentes, como o Brasil. Tal fato implicou em elevações pontuais da taxa de juros com a pretensão de compensar este aumento do risco.

A partir de 1999, com a flutuação da taxa de câmbio, que até então estava atrelada ao Dólar americano, o Real se desvalorizou consideravelmente levando a taxa nominal para próximo de R\$ 2,00/US\$. Anos depois, a proximidade das eleições presidenciais no país e a crescente melhora da esquerda política nas pesquisas de opinião, gerou acarretou em fuga de capital estrangeiro e fez com que o risco-país chegasse a níveis muito elevados e o dólar próximo de R\$ 4,00/US\$. Este patamar apenas começou a baixar após a esquerda demonstrar interesse em manter a política econômica do governo anterior, visando à queda da inflação, maior estabilidade e, em um prazo mais longo, ao crescimento sustentável.

O comportamento da taxa de juros americana, conforme observado em seu gráfico, mostra certa instabilidade após os anos 2000 e 2001, quando a mesma chegou a 1% ao ano. Este fato ocorreu precedido de um momento otimista e próspero do mercado norte-americano que teve a segunda metade da década de 1990 caracterizada pela quantidade crescente de Ofertas Públicas Iniciais de Ações (OPI) de empresas do ramo de tecnologia. No entanto, no início de 2000, a bolha especulativa gerada por esta corrida à Bolsa de Valores estourou, ocasionando um período de perdas significativas e fazendo com que o mercado voltasse aos níveis de dez anos antes.

Somado a isso, estão os ataques terroristas sofridos pelos EUA em Setembro/2001 levando a economia para próximo da recessão. Tais episódios fizeram com que o Banco Central americano reduzisse a taxa de juros com o intuito de incentivar o consumo e o investimento, situação esta que começou a se regularizar no final de 2004 quando a taxa de juros voltou a se elevar, chegando aos níveis atuais, entre 4% e 5% ao ano.

Estes fatores são importantes em nossa análise uma vez que contribuíram direta ou indiretamente para o comportamento da taxa de câmbio real-dólar ao longo do período estudado.

## 4 AS TEORIAS DA PPC E PDTJ

### 4.1 PARIDADE DO PODER DE COMPRA (PPC)

Primeiramente articulada por acadêmicos da Universidade de Salamanca no século XVI (Rogoff, 1996), a Paridade do Poder de Compra (PPC) é a proposição que estabelece que, uma vez convertida para uma moeda comum, o nível de preços das mercadorias deve ser igual entre diferentes economias. Este modelo pode ser analisado de duas maneiras alternativas: (i) a abordagem Casseliana (Gustav Cassel, 1921) e (ii) a visão baseada na arbitragem dos preços das *commodities*.

As origens modernas da PPC iniciaram-se no período pós Primeira Guerra Mundial, quando era necessário restaurar todo o sistema financeiro, após o colapso do mesmo no final da década de 1910. Previamente à guerra, muitos países aderiam ao Padrão Ouro, em que a cotação de suas moedas era convertida para ouro a uma paridade fixa, sistema este que foi rapidamente abandonado à medida que especuladores começaram a se preocupar com a hipótese de países desvalorizarem suas moedas com o propósito de gerarem lucros.

Ao final da guerra, os países se depararam com o problema de como reiniciar suas taxas de câmbio oferecendo o mínimo de ruptura entre o nível de preços e as finanças governamentais, uma vez que simplesmente retornar às taxas de câmbio anteriores não era apropriado dado a vasta diferença entre os níveis de inflação dos países participantes da guerra.

Visto isso, o sueco Gustav Cassel propôs em 1921 o uso da PPC visando relativizar as paridades existentes no padrão ouro com os níveis de preços atuais, chegando desta forma às taxas de câmbio correntes de cada país. Basicamente, propunha-se o cálculo cumulativo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) desde o início de 1914 e a utilização deste índice para se calcular as variações nas taxas de câmbio necessárias para se manter a paridade do poder de compra.

Em termos empíricos, a abordagem Casseliana afirmava que a taxa de câmbio,  $e$ , é o preço relativo de duas moedas. Portanto, sendo o poder de compra da moeda local igual a  $\frac{1}{P}$  e o poder de compra da moeda estrangeira igual a  $\frac{1}{P^*}$ , no equilíbrio, o valor relativo destas duas moedas deveria refletir seu poder de compra relativo, ou seja,

$$e = \frac{P}{P^*}.$$

A visão da PPC com base na arbitragem dos preços das *commodities*, articulada por Paul Samuelson (1964), preza pela “lei do preço único”, estabelecendo que, medida em uma moeda comum e na ausência de custos transacionais e de transportes, mercadorias idênticas e livremente comercializadas devem ter o mesmo preço em qualquer lugar do mundo. Ou seja, a taxa de câmbio é igual à diferença do preço de um bem em duas economias abertas, e trata-se da forma forte ou absoluta da PPC:

$$e_t = p_t - p_t^* \quad (2)$$

onde,  $e_t$  é o log da taxa de câmbio nominal,  $p_t^*$  é o log do nível de preços estrangeiro e  $p_t$  é o log do nível de preços doméstico.

A versão da PPC relativa ou fraca, conforme expressa na equação (3) abaixo, foi utilizada por Stephens (2004) em seu artigo sobre a taxa de câmbio de equilíbrio dólar neozelandês-dólar americano, e define a evolução da taxa de câmbio como uma taxa de crescimento, uma vez que a estimamos em primeiras diferenças:

$$\Delta e_{t+1} = \alpha(p_t - p_t^* - e_t - c) \quad (3)$$

sendo  $\alpha$  um coeficiente entre 0 e 1 que concentra eventuais desvios da taxa de câmbio causados pelo preço das *commodities*, movimentos especulativos ou taxa de juros, e  $c$  uma constante representando o desvio da PPC relativa para a absoluta, existente dado diferenciais de produtividade e outros fatores.

## 4.2 PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS (PDTJ)

A Paridade Descoberta da Taxa de Juros considera que a taxa de câmbio se ajusta de acordo com o comportamento da taxa de juros, ou seja, se a taxa de juros no Brasil é maior que a americana, os investidores esperarão que a taxa de câmbio brasileira deprecie frente ao dólar.

A teoria da paridade da taxa de juros começou a receber exposição com John Maynard Keynes (1923), que se atentou para a rápida expansão do comércio realizado com taxas de câmbio a termo, seguidamente ao final da Primeira Guerra Mundial (Peter Isard, 1996). Estas trocas deram início à noção de Paridade Coberta da Taxa de Juros (PCTJ), que relacionava o diferencial entre a taxa de juros doméstica e externa com a diferença percentual entre a taxa de câmbio à vista e a termo. Uma vez compreendido que aquelas taxas a termo também conseguiam refletir a taxa de câmbio à vista no futuro, seja no curto, médio ou longo prazo, deu-se início à Paridade Descoberta da Taxa de Juros, que complementa a teoria da PCTJ, estabelecendo que o mercado direciona a taxa de câmbio a termo a se igualar com a taxa de câmbio futura esperada.

O conceito da paridade da taxa de juros, portanto estabelece que um determinado investidor, em um período  $t$ , tem a alternativa de possuir em carteira: (i) ativos emitidos na moeda local, lastreados em sua própria taxa de juros,  $i_t$ , entre os períodos  $t$  e  $t+1$ , ou (ii) ativos emitidos em moeda estrangeira, lastreados na taxa de juros daquele país,

$i_t^*$ .

Portanto, um investidor que tenha em  $t$  uma unidade de moeda local deve comparar a opção de acumular  $1+i_t$  unidades com a opção de convertê-la através da taxa de câmbio à vista em  $e_t$  unidades de moeda estrangeira, investidas em ativos externos que rendam  $e_t(1+i_t^*)$  unidades de moeda estrangeira em  $t+1$ , para depois reverter para moeda local. Caso investidores tenham a oportunidade de cobrirem seus riscos cambiais no período  $t$  reconvertendo moeda estrangeira em moeda local, um período após, a partir da taxa de câmbio a termo,  $f_t$ , então o equilíbrio do mercado estará condicionado à Paridade Coberta da Taxa de Juros (PDTJ):

$$1+i_t = e_t(1+i_t^*)/f_t \quad (4)$$

Se a condição acima não prevalecer, oportunidades de arbitragem poderão ser exploradas sem a incorrência de riscos.

Investidores têm ainda a alternativa de deixar suas posições em moeda estrangeira descobertas no período  $t$  e esperar até o período  $t+1$  para reverter as posições em moeda doméstica através da taxa de câmbio  $e_{t+1}$  que, diferentemente da taxa a termo, não é conhecida no momento  $t$ . Por este motivo, o atrativo em manter uma posição a descoberto deve ser analisado com base nas probabilidades de diferentes variações de  $e_{t+1}$ . Visto isso, a PDTJ considera que os mercados tendem a equilibrar o retorno de um ativo emitido em moeda doméstica com o valor esperado do rendimento de uma posição descoberta lastreada em moeda estrangeira.

Portanto, considerando a existência de perfeita mobilidade de capitais na economia, a PDTJ estabelece que as taxas de retorno dos ativos domésticos e externos, medidas na mesma moeda, devem ser iguais a:

$$\Delta e_{t+1} = i_t - i_t^* + u_t \quad (5)$$

sendo que,  $i_t$  é a taxa de juros doméstica,  $i_t^*$  é a taxa de juros internacional, e  $u_t$  é o prêmio de risco associado a investir em ativos brasileiros.

Ou seja, a variação da taxa de câmbio do período  $t$  para  $t+1$  deve ser equivalente à diferença entre as taxas de juros doméstica e estrangeira adicionada ao prêmio de risco por investir em um país com um grau de incerteza mais elevado.

#### 4.3 COMBINANDO PPC COM PDTJ

Há o consenso na literatura sobre PPC e PDTJ (McCallum 1994, MacDonald 1999, Obstfeld e Rogoff 2000) de que estimações que fazem uso exclusivo de uma ou outra paridade são falhas. Para uma economia economicamente aberta, a PPC pode ser considerada como um modelo que retrata a interdependência do mercado de *commodities* no que diz respeito a preços de consumo, portanto uma abordagem micro, enquanto a PDTJ é um mecanismo de previsão de equilíbrio voltado ao mercado financeiro internacional, ou seja, uma abordagem macro. Como estas duas visões distintas não podem ser independentes uma da outra, definir a taxa de câmbio de equilíbrio de uma economia baseada em apenas uma destas paridades pode ter conclusões viesadas.

As explicações para a falha da PPC incluem: competição imperfeita, a composição do índice de preços que difere de um país para outro, custos de informação, custos de transporte e barreiras alfandegárias. Dentre as explicações para a falha da PDTJ estão: a existência de prêmio de risco variável no tempo e mobilidade limitada de capital estrangeiro. Portanto, combinando ambos os modelos, eventuais desvios da PPC podem ser explicados por fatores capturados pela PDTJ, através do comportamento da taxa de juros, e vice-versa, com base no comportamento do nível de preços.

Com o intuito de minimizar as possíveis falhas geradas quando a PPC e PDTJ são estimadas independentes uma da outra, combinamos ambos os modelos conforme a equação que segue:

$$\alpha(p_t - p_t^* - e_t - c) = i_t - i_t^* + u_t \quad (6)$$

Rearranjando a equação e considerando  $k = c + u/\alpha$ , temos:

$$e_t + p_t^* - p_t + \left(\frac{1}{\alpha}\right)(i_t - i_t^*) + k = q_t \quad (7)$$

onde  $q_t$  é estacionário e representa o desvio entre os equilíbrios de PPC e PDTJ.

Na próxima seção testaremos empiricamente a equação anterior usando a técnica de Johansen como teste de cointegração. Este método verifica a relação existente entre o log da taxa de câmbio com as demais variáveis explicativas através de cada um dos coeficientes, conforme explicitado abaixo:

$$\beta_e e_t + \beta_{p^*} p_t^* - \beta_p p_t + \frac{1}{\alpha} (\beta_{i^*} i_t^* - \beta_i i_t) + \beta_k k \sim I(0) \quad (8)$$

Em seção posterior, imporemos restrições aos coeficientes expostos acima de forma a testar alternativas progressivamente menos restritivas, ou seja, iniciaremos testando a forma estrita da PPC e da PDTJ ; em seguida testamos a forma estrita da PPC com a fraca da PDTJ ; e por fim testamos a PPC relativa com a forma fraca da PDTJ.

## **5 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO**

### **5.1 COINTEGRAÇÃO E TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA**

Nesta seção iniciamos o processo de estimação do VAR (Vetor Autoregressivo) da equação principal (7), representada anteriormente. Para isso, procedemos com (i) testes de raiz unitária (Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron) das variáveis explicativas, log da taxa de câmbio nominal, nível de preços americano e brasileiro (IPC e IPCA, respectivamente), e as taxas de juros destes países, com o intuito de verificar se as séries são ou não estacionárias, e (ii) com o teste de cointegração – utilizaremos aqui o de máxima verossimilhança de Johansen (1988).

O teste de cointegração de Johansen foi usado para verificar a existência de uma relação de longo-prazo entre o log da taxa de câmbio nominal, os logs dos níveis de preço nos EUA e Brasil e a taxa de juros brasileira e americana. Para tanto, as séries devem ser integradas de mesma ordem.

A análise sobre a estacionariedade de uma série pode ser realizada através de análise gráfica, ou por testes de estacionariedade.

O teste de Raiz Unitária, cujas conclusões encontram-se abaixo, foi feito com base no tipo de teste ADF (Augmented Dickey-Fuller). O número de defasagens incluído na tabela é baseado no critério de Schwarz. Os valores na tabela a seguir tratam-se das estatísticas-t e os valores-p de cada variável:

**Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária**

Variáveis Explicativas	Defasagens		Augmented Dickey-Fuller
Taxa de câmbio	0	estat-t	-0,640212
		valor-p	0,9749
LIPCA	1	estat-t	-3,067354
		valor-p	0,1180
LCPI	2	estat-t	-2,240565
		valor-p	0,4636
Fed Funds Rate	2	estat-t	-1,213064
		valor-p	0,2057
Selic	0	estat-t	-1,745645
		valor-p	0,0768

De acordo com os resultados, concluímos que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada a qualquer nível de confiança, ou seja, todas as variáveis da equação são integradas de ordem 1, I(1), e portanto, não são séries estacionárias.

## 5.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Uma pré-condição para a existência de cointegração entre variáveis é de que todas as séries devem ser integradas de mesma ordem. Resultados encontrados com base no teste ADF de raiz unitária mostram que todas as séries são  $I(1)$ , de maneira que podemos prosseguir com o teste de cointegração.

A análise de resultados deve ser conduzida da seguinte forma: o valor igual a zero na primeira coluna indica que a hipótese nula é de que não há nenhum vetor de cointegração; a hipótese alternativa é de que existe ao menos um vetor de cointegração. Como o valor calculado da estatística traço, tanto no teste de Traço quanto no de Autovalor Máximo, é superior ao seu respectivo valor crítico ( $79.41462 > 69.81889$  e  $49.30552 > 33.87687$ ) então, rejeita-se a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração. Continuando, testa-se a hipótese alternativa de que há somente um vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de que há mais de um vetor. Como o valor calculado é inferior ao seu respectivo valor crítico ( $30.10910 < 47.85613$  e  $17.77379 < 27.58434$ ), conclui-se que a hipótese alternativa é rejeitada. Portanto, pode-se afirmar que há somente um vetor de cointegração.

**Tabela 2 – Testes de Cointegração**

Teste do Traço				
Numero de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Valor-p
0*	0.278575	79.41462	69.81889	0.0070
1	0.111044	30.10910	47.85613	0.7134
Teste do Traço indica 1 (um) Vetor de Cointegração ao nível de 5%				
* Hipótese nula rejeitada ao nível de 5%				
Teste de Autovalor Máximo				
Numero de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Valor-p
0*	0.278575	49.30552	33.87687	0.0004
1	0.111044	17.77379	27.58434	0.5140
Teste de Máximo Autovalor indica 1 (um) Vetor de Cointegração ao nível de 5%				
* Hipótese nula rejeitada ao nível de 5%				

A presença de cointegração sugere a existência de uma relação de equilíbrio entre as variáveis explicativas: log da taxa de câmbio, log do nível de preços brasileiros e americanos e as taxa de juros do Brasil e dos EUA, de forma que as mesmas movem-se estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo.

A tabela a seguir detalha os coeficientes de cointegração ( $\beta$ ) de cada variável, considerando um vetor de cointegração.

**Tabela 3 – Coeficientes de Cointegração**

LCAMBIO	LIPCA	LCPI	SELIC	FEDFUNDS
1.0000	-32.34791	82.98979	0.109014	-0.567352

Os resultados encontrados acima estão de acordo com o esperado, no que diz respeito aos seus impactos frente à taxa de câmbio. Ao gerarmos a equação (9) abaixo de acordo com os coeficientes da tabela (4), observamos que: os impactos da taxa de juros americana e da inflação brasileira são inversamente proporcionais à variação da taxa de câmbio, enquanto a inflação nos Estados Unidos e a taxa de juros doméstica têm influência diretamente proporcional sobre a variável dependente.

$$\Delta e_t = 82.98979 p_t^* - 32.34791 p_t + 0.109014 i_t - 0.567352 i_t^* \quad (9)$$

### 5.3 ESTIMAÇÃO DO VAR

A seguir, especificamos o modelo Vetor Autoregressivo (VAR) da equação. O VAR nada mais é que um sistema de equações estimado com, exatamente, o mesmo conjunto de variáveis explicativas para todos os componentes da equação.

Essa metodologia possibilita a análise não somente do comportamento individual de cada série, mas também das possíveis relações existentes entre as séries e as relações dinâmicas que ocorrem entre elas em um determinado período de tempo. O modelo pode ser determinado conforme abaixo:

$$X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (10)$$

sendo que:  $X_t = [e_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^*]$ ;  $\Gamma_h$  = matrizes;  $\varepsilon_t$  = resíduo.

A princípio, realizamos um teste para definição do número de defasagens a serem utilizados no VAR, cujos resultados estão expostos abaixo. O teste sugere que o número ótimo de defasagens é de dois, uma vez que, quando ocorre uma discrepância entre os critérios de checagem, utilizamos o modelo de Schwarz (SC).

**Tabela 4 – Critérios para seleção do número de defasagens do VAR**

	Akaike	Schwarz
0	3.280224	3.381481
1	-15.07065	-14.46311
2	-15.91631	-14.80248*
3	-16.06368*	-14.44356
4	-15.87553	-13.74913
5	-15.77838	-13.14569
6	-15.71780	-12.57882
* Indica a quantidade de defasagens encontradas para cada critério		

A seguir, damos prosseguimento ao modelo VAR, com duas defasagens, conforme concluído anteriormente. Os resultados empíricos sugerem que o modelo explica a maior parte da variação dos dados, tendo em vista que os coeficientes  $R^2$  de determinação são bastante elevados.

Através do teste de White (1980), nós rejeitamos a hipótese nula de não heterocedasticidade (valor-p = 0), ou seja, o erro apresenta média e variância não constantes.

#### 5.4 MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS (MCE)

A partir da estimação do Modelo de Correção de Erros fazemos uso de um termo de correção de erro, o qual, se ignorado, produz estimativas viesadas. Este modelo tem as seguintes características: todas as variáveis são estacionárias, uma vez que são integradas de ordem zero,  $I(0)$ ; os resíduos, por serem derivados da equação de cointegração são, por definição, estacionários; e as especificações do MCE seguem as do VAR utilizado na realização do teste de Johansen, mostrando que o MCE é um sub-modelo do VAR.

Para encontrarmos o número de defasagens do MCE, cujos termos estão em primeiras diferenças, o modelo deve ser considerado em nível. Desta forma, temos que esta quantidade será sempre uma a menos que aquela encontrada quando da estimação do VAR. Portanto, utilizaremos uma (1) defasagem para estimarmos o MCE.

**Tabela 5 – Estimação do MCE**

Variável Explicativa	Coefficiente	Testes (valores-p)
$u_{t-1}$	0.014086 (0.00469)	Normalidade = 0.00 Correlação Serial = 0.001 Heterocedasticidade = 0.0163 $R^2 = 0.086042$
C	0.025388 (0.00888)	
$\Delta$ LCAMBIO(-1)	-0.086659 (0.08263)	
$\Delta$ LIPCA(-1)	-2.655104 (0.99147)	
$\Delta$ LCPI(-1)	-1.824032 (1.64121)	
$\Delta$ SELIC(-1)	-0.001748 (0.00126)	
$\Delta$ FEDFUNDS(-1)	-0.005432 (0.03073)	
* As variáveis $u$ e C referem-se, respectivamente, aos resíduos da relação de cointegração e à constante. Os valores em parênteses são os desvios padrão.		

Conforme exposto na terceira coluna da tabela 5, vimos ainda que os resíduos do MCE são normalmente distribuídos, heterocedásticos e autocorrelacionados, de acordo com os testes Jarque-Bera para normalidade dos resíduos, de White para heterocedasticidade, e LM para correlação serial. Em contrapartida, o modelo não apresenta boa qualidade de ajuste dos dados, conforme evidenciado pelo baixo  $R^2$ .

#### 5.4.1 Restrições

A confirmação da existência de cointegração suporta a hipótese de que a taxa de câmbio nominal, preços e taxas de juros estão relacionados entre si no longo prazo. O próximo passo será testar se o vetor de cointegração respeita as restrições impostas pela forma estrita de PPC e/ou PDTJ, representadas anteriormente na equação (7) em que combinamos as duas funções. As restrições são impostas a partir dos coeficientes ( $\beta$ 's) de cada variável, conforme mostrado na equação (8), repetida abaixo.

$$\beta_e e_t + \beta_{p^*} p_t^* - \beta_p p_t + \frac{1}{\alpha} (\beta_{i^*} i_t^* - \beta_i i_t) + \beta_k k \sim I(0)$$

Caso a combinação entre PPC e PDTJ não seja rejeitada, seu vetor de cointegração restrito será utilizado para estimar a taxa de câmbio de equilíbrio. Caso seja rejeitada testaremos progressivamente alternativas menos restritivas. As restrições a serem testadas são:

- **Forma estrita da PPC e PDTJ:**  $\beta_e = \beta_{p^*} = -\beta_p = 1$  e  $\beta_{i^*} = -\beta_i$

Testa a forma estrita de ambas as paridades e, por isso, é a alternativa mais restritiva, ou seja, testa se as variáveis taxa de juros, nível de preços e taxa de câmbio são cointegradas.

- **Forma estrita da PPC e forma fraca da PDTJ:**  $\beta_e = \beta_{p^*} = -\beta_p = 1$

Testa a forma estrita da estrutura PPC, em que variações no nível de preços afetam proporcionalmente a taxa de câmbio, ao mesmo tempo em que permitem às taxas de juros de ambos os países também afetarem o câmbio, no entanto de forma não simétrica. Isso é considerado com a PDTJ em sua forma fraca, uma vez que existem evidências de algum tipo de influência da taxa de juros sobre o câmbio.

- **Forma simétrica da PPC e forma fraca da PDTJ:**  $\beta_{i^*} = -\beta_i$

Testa a forma semi-forte da PPC combinada com a forma fraca da PDTJ. A forma simétrica da PPC mostra que movimentos relativos no nível de preços afetam a taxa de câmbio, independente do país originário, mas que este impacto não necessariamente é proporcional.

Os resultados dos testes com as restrições expostas acima constam na tabela a seguir. Os valores referem-se aos valores-p de cada uma das restrições.

**Tabela 6 – Resultados das Restrições**

Nº de equações cointegradas	Forma estrita da PPC e PDTJ	Forma estrita da PPC e fraca da PDTJ	Forma simétrica da PPC e fraca da PDTJ
1	0,000014	0,000016	0,000147

Os mesmos testes foram refeitos, com as mesmas restrições, porém excluindo o termo de tendência. Em todas as três restrições impostas, a partir da segunda equação cointegrada, os testes indicavam convergência não encontrada.

**Tabela 7– Resultados das Restrições (sem o termo de tendência)**

Nº de equações cointegradas	Forma estrita da PPC e PDTJ	Forma estrita da PPC e fraca da PDTJ	Forma simétrica da PPC e fraca da PDTJ
1	0,00000	0,000001	0,000143

Com base nos resultados, conclui-se que todas as restrições testadas foram rejeitadas ao nível de significância de 5%, com uma equação cointegrada, bem como quando excluímos o termo de tendência.

Ao rejeitar todas as restrições, desde a mais restritiva até a mais fraca, impostas ao MCE da equação, nossas estimações nos levam a concluir que não é possível encontrar a taxa de câmbio real-dólar com base na combinação entre a PPC e a PDTJ, ao longo do período de aproximadamente 13 anos analisado neste estudo.

Tal resultado é consistente com Bouveret, Mestiri e Sterdyniak (2006), os quais fizeram estudo relacionado sobre a taxa de câmbio de equilíbrio chinesa, onde concluíram que modelos comumente usados para se encontrar a taxa de câmbio de equilíbrio de um determinado país, como as paridades PPC e PDTJ, não são aplicáveis em economias em desenvolvimento e com nível de crescimento expressivo.

O Brasil, embora ainda não venha apresentando um crescimento do seu PIB tão elevado como de outras economias emergentes, tais como Índia e China, comparativamente a economias desenvolvidas vem conseguindo desde 2003 crescer consideravelmente acima da média destes países como, por exemplo, o grupo dos países mais ricos do mundo, o G-7.

O anexo 6 mostra o gráfico comparativo da taxa percentual anual do crescimento do PIB do chamado BRIC, ou seja, Brasil, Rússia, Índia e China, economias notadamente em desenvolvimento, e do G-7. Observa-se que, enquanto os países desenvolvidos já atingiram o crescimento sustentável e, portanto vêm seu PIB crescer a uma média de 2% ao ano, os países emergentes crescem a taxas muito mais elevadas, porém de forma mais instável e volátil.

## 5.5 PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO A PARTIR DO MCE

Nesta seção, realizamos uma previsão da taxa de câmbio de equilíbrio brasileira a partir do MCE estimado anteriormente. Para isso, foi criado um modelo que projetou o log da taxa de câmbio dentro do período entre Janeiro/2007 e Abril/2008.

Para a realização desta previsão utilizamos tanto a solução estática, em que previmos a taxa de câmbio real-dólar adiantada em um período, quanto a solução dinâmica, que examina como o modelo performa quando a previsão é feita visando muitos períodos à frente. Posteriormente, comparamos cada uma das previsões com o comportamento da taxa de câmbio efetivamente realizado.

Figura 2 – Previsão da taxa de câmbio – Projeção Estática

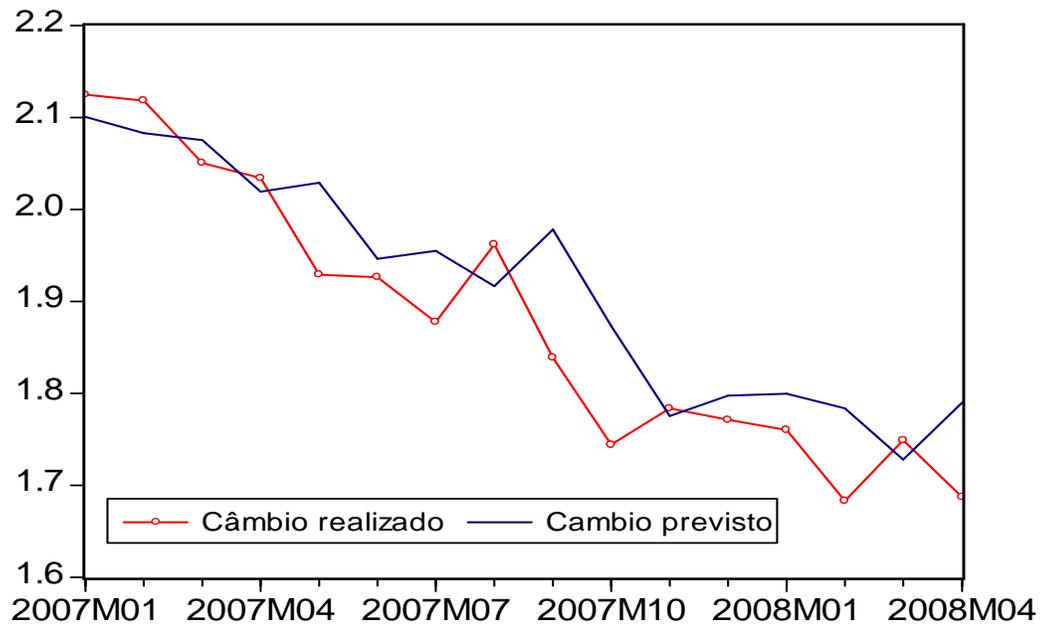
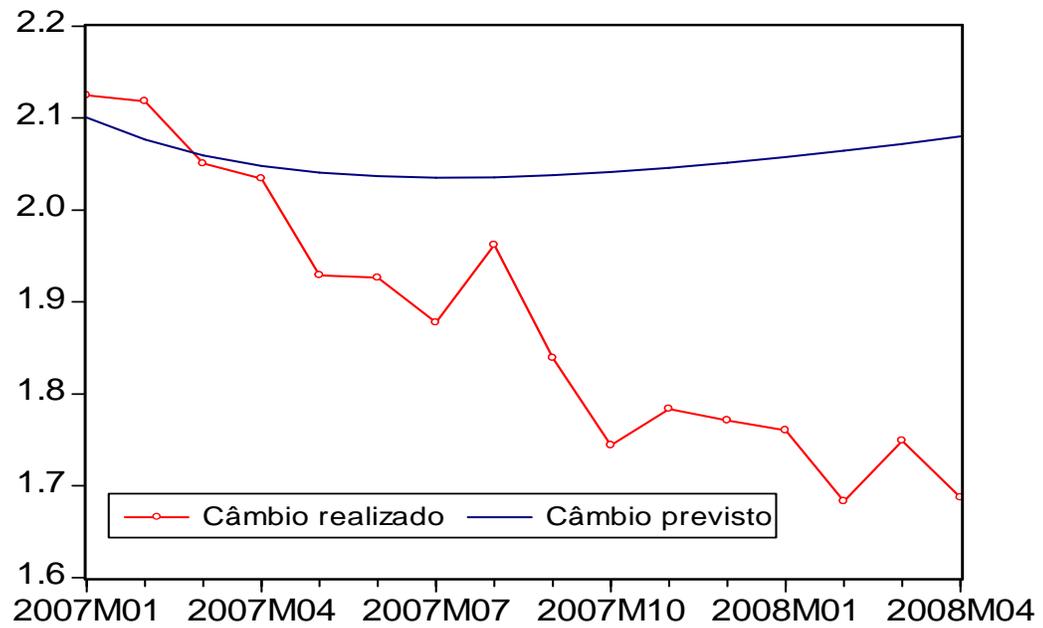


Figura 3 – Previsão da taxa de câmbio – Projeção Dinâmica



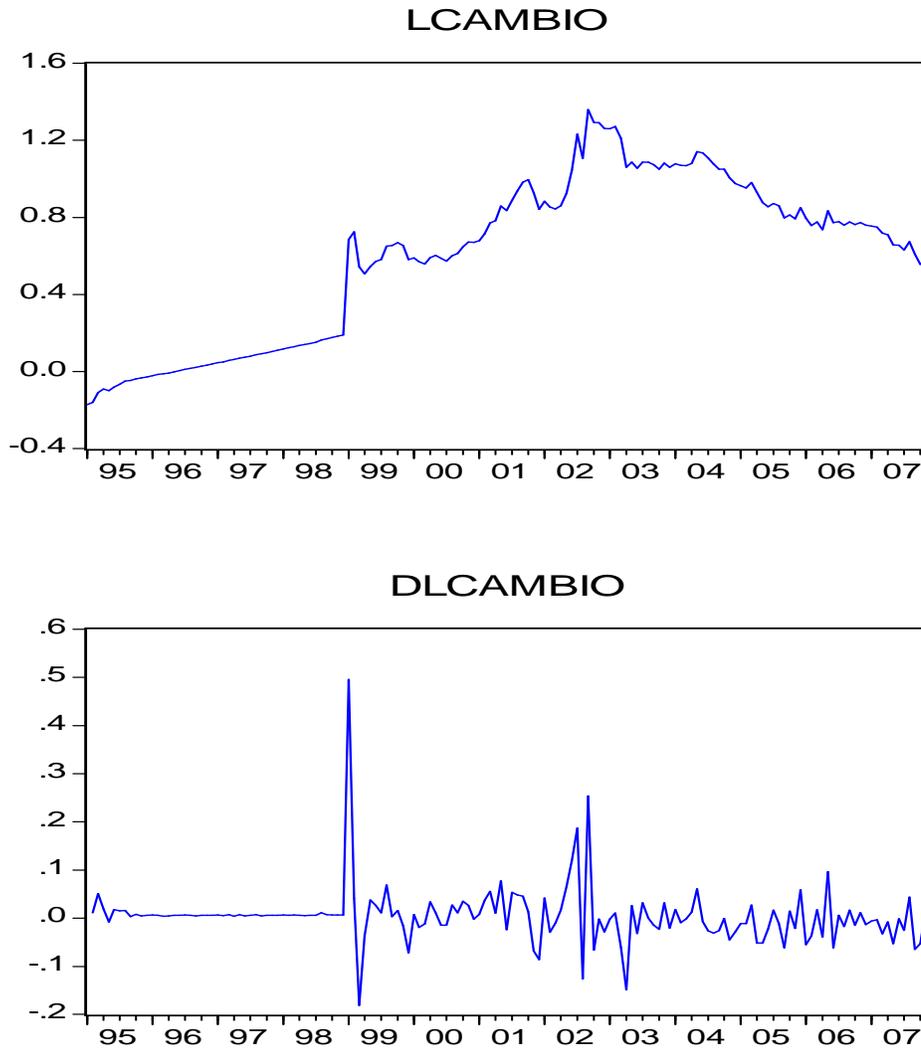
Comparando as soluções observamos que o modelo estático, pelo fato de prever a série apenas um período adiantada, apresentou melhor desempenho que o modelo dinâmico uma vez que esteve ao longo de todo período analisado próximo do comportamento real da taxa de câmbio. Em ambos os modelos, seja na previsão mais curta quanto na mais longa, a moeda brasileira mostrou-se apreciada em relação ao Dólar: na solução estática o Real esteve apreciado em média 2,03%, e na solução dinâmica esta apreciação passa a ser de 9,46%.

## **6 PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO ATRAVÉS DO MODELO ARMA**

Nesta última etapa do trabalho, através do modelo ARMA, procura-se prever a taxa de câmbio real-dólar, com base em seu histórico desde o início do Plano Real. Neste método existem dois modelos que podem ser utilizados para fins de previsão: o modelo de tendência determinística e o de tendência estocástica. A previsão realizada a partir do primeiro, quando da ocorrência de um choque na série, reverte para a tendência imediatamente após o choque, em contraste com o segundo modelo que continua no novo patamar permanentemente.

O log da taxa de câmbio foi denominado  $lcambio$ , assim como na primeira parte do estudo, e este mesmo log em primeiras diferenças denominamos de  $dlcambio$  ( $\Delta lcambio$ ). A seguir plotamos os gráficos de ambas variáveis:

Figura 4 – Gráficos do log do câmbio, AR(1), e em primeiras diferenças, AR(2), respectivamente.



Já sabemos, por testes realizados anteriormente, que o log do câmbio é uma variável  $I(1)$  e, portanto tem tendência estocástica. Através de seu gráfico, observamos que trata-se de um passeio aleatório e por isso não apresenta reversão à média. Em contrapartida, a variação no log do câmbio (dlcambio) se mostrou estacionária, ou seja, tem tendência determinística, e é muito parecida com um ruído branco, fato esse que é confirmado quando realizamos o teste de raiz unitária, uma vez que a hipótese nula é rejeitada (valor-p = 0).

Em seu correlograma (ver anexos), a autocorrelação se mostra muito elevada, ou seja, a série é altamente correlacionada, independente da quantidade de defasagens (“lags”). Em contrapartida, a correlação parcial é alta apenas no primeiro lag, enquanto em todos os demais é insignificamente diferente de zero. O correlograma da variável  $\ln(\text{cambio})$ , no entanto, mostra que, tanto a autocorrelação quanto a correlação parcial, são desde o início insignificamente diferentes de zero. Estas observações sugerem, portanto que  $\ln(\text{cambio})$  é de fato um processo AR(1).

## 6.1 METODOLOGIA E APLICAÇÃO DO MODELO ARMA

Toda nossa análise e modelagem foi baseada no período compreendido entre Janeiro/1995 e Novembro/2007. Os nomes utilizados nos gráficos a seguir dizem respeito a: histórico, trata-se do histórico da série desde o início de seu acompanhamento; previsão é referente ao período destinado apenas para a estimação; previsão\_alta e previsão\_baixa são os limites superiores e inferiores, respectivamente, do intervalo de confiança.

Inicialmente focamos em descobrir qual modelo seria o mais adequado para nossas previsões, o de tendência determinística ou estocástica. Para tal, encontramos a combinação ARMA ideal para cada uma das séries,  $\ln(\text{taxa de câmbio})$ , no caso determinístico, e variação do  $\ln(\text{cambio})$ , para o modelo estocástico. Em seguida, fizemos as regressões destas variáveis com a combinação ARMA encontrada e definimos o melhor modelo a partir do menor Erro Quadrático Médio (EQM) dentre as previsões realizadas.

Iniciamos nossas análises adequando o modelo de tendência determinística à variável lchange. Para isso, realizamos a regressão do log da taxa de câmbio utilizando um intercepto e uma variável de tendência, de onde extraímos o resíduo para gerar a combinação ARMA condizente com a série.

As tabelas 8 e 9 a seguir mostram os valores dos testes de Akaike (AIC) e Schwartz (SIC) que definirão qual combinação ARMA(p,q), até no máximo ARMA(4,4), será utilizada na previsão. Em ambos os casos o modelo AR (1).

**Tabela 8 – Matriz AIC para Modelagem ARMA (Tendência Determinística)**

		MA				
		0	1	2	3	4
AR	0		-0.887166	-1.531592	-1.897855	-2.075571
	1	-2.762085	-2.749628	-2.737572	-2.724947	-2.715708
	2	-2.742912	-2.750154	-2.718420	-2.727082	-2.698667
	3	-2.727135	-2.714264	-2.728959	-2.714434	-2.683207
	4	-2.708031	-2.715783	-2.689233	-2.688679	-2.764319

**Tabela 9 – Matriz SIC para Modelagem ARMA (Tendência Determinística)**

		MA				
		0	1	2	3	4
AR	0		-0.867531	-1.492322	-1.838950	-1.997031
	1	-2.742365	-2.710187	-2.678411	-2.646065	-2.617106
	2	-2.703299	-2.690734	-2.639193	-2.628048	-2.579826
	3	-2.667453	-2.634688	-2.629290	-2.595071	-2.543950
	4	-2.628103	-2.615873	-2.569341	-2.548805	-2.604463

Em seguida, geramos uma regressão do log do câmbio em primeiras diferenças (dlchange) com um intercepto e extraímos o resíduo com o objetivo de encontrarmos a combinação ARMA ideal para o modelo de tendência estocástica. Apesar de a regressão ser realizada a partir da variação do log do câmbio as previsões e, em consequência o EQM, é referente ao log do câmbio em nível.

Conforme mostrado nas tabelas abaixo, foi identificado que, tanto os valores de SIC quanto de AIC indicaram o modelo MA(1) como sendo o mais adequado.

**Tabela 10 – Matriz AIC para Modelagem ARMA (Tendência Estocástica)**

		MA				
		0	1	2	3	4
AR	0		-2.761842	-2.750524	-2.738204	-2.727972
	1	-2.755207	-2.745619	-2.732550	-2.735369	-2.710661
	2	-2.740993	-2.728492	-2.743301	-2.728246	-2.696877
	3	-2.722682	-2.729442	-2.703342	-2.690024	-2.678103
	4	-2.705297	-2.692984	-2.683335	-2.670800	-2.677304

**Tabela 11 – Matriz SIC para Modelagem ARMA (Tendência Estocástica)**

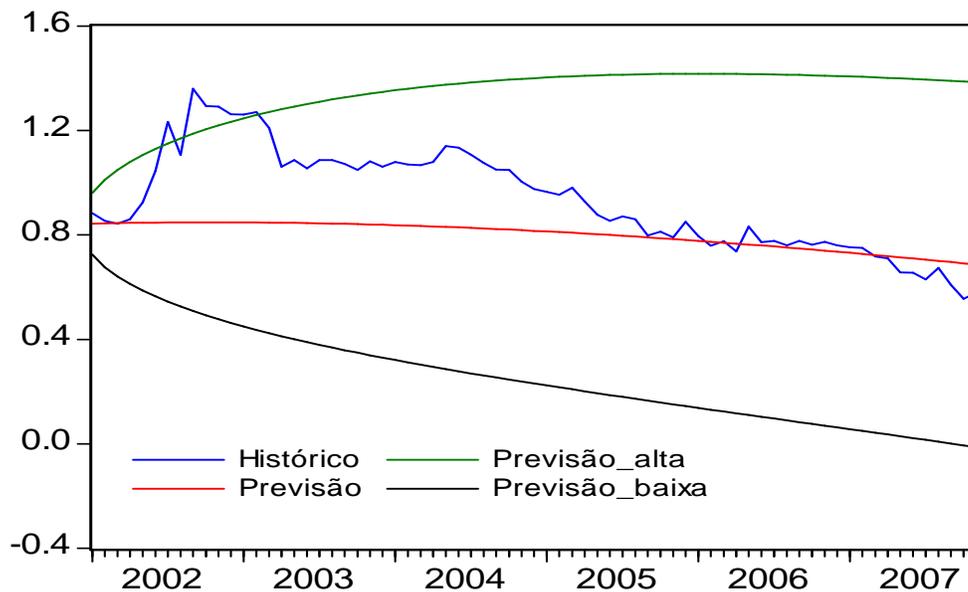
		MA				
		0	1	2	3	4
AR	0		-2.742122	-2.711083	-2.679042	-2.649090
	1	-2.735401	-2.706005	-2.673130	-2.656142	-2.611627
	2	-2.701205	-2.668810	-2.663725	-2.628777	-2.577513
	3	-2.662736	-2.649514	-2.603432	-2.570132	-2.538230
	4	-2.625014	-2.592630	-2.562909	-2.530304	-2.516737

Com o intuito de encontrar o EQM de cada modelo, determinístico e estocástico, previmos a taxa de câmbio real-dólar no período entre Janeiro/1995 e Novembro/2007. Concluímos que o modelo de tendência determinística é o mais adequado para a realização das previsões dado que seu EQM é menor que aquele gerado pelo modelo estocástico, 0.225432 e 0.488392, respectivamente.

Visto isso, demos início a nossas previsões da taxa de câmbio real-dólar, tendo como base o modelo de tendência determinística.

O gráfico abaixo confronta o real comportamento do log da taxa de câmbio entre 2002 e 2007 com aquilo que se previa da mesma. Podemos observar que grande parte da variação da série está dentro do Intervalo de Confiança de 95%, o que nos leva a concluir que a valorização do Real observada atualmente já era esperada, com base em seu histórico.

**Figura 5 – Taxa de câmbio previsão: 2002-2007**



Nos gráficos a seguir, foram feitas outras duas projeções: a primeira tem como base histórica um período mais curto e recente, entre o início de 2007 e Maio de 2008. Observou-se que a taxa de câmbio real-dólar permanece atualmente apreciada perante aquilo que se previa do comportamento da série, conclusão que é reforçada quando analisamos a segunda projeção, cujo período é mais amplo e vai até o final de 2012, e mostra uma tendência de apreciação da taxa de câmbio brasileira para os próximos cinco anos.

Figura 6 – Taxa de câmbio previsão: Janeiro/2007 – Maio/2008

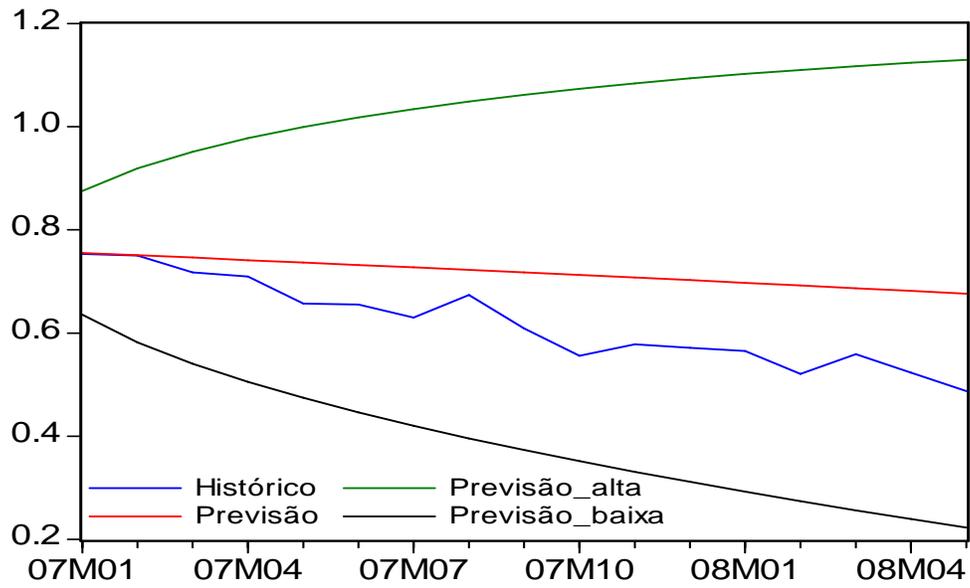
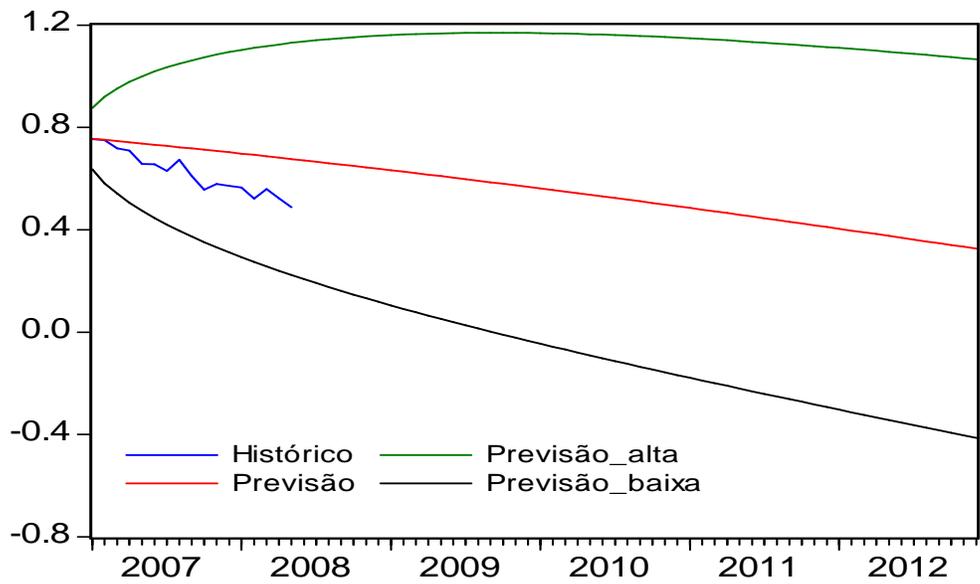


Figura 7 – Taxa de câmbio previsão: Janeiro/2007 – Dezembro/2012



## **7 CONCLUSÃO**

Este trabalho realizou duas análises distintas com o intuito de estudar o comportamento da taxa de câmbio real-dólar. Inicialmente, testamos a hipótese de estimarmos a taxa de câmbio de equilíbrio da economia brasileira, entre o início de 1995 e Novembro/2007, a partir da Paridade de Poder de Compra (PPC) e da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDTJ) combinadas e, em uma segunda abordagem, previmos a taxa de câmbio nominal para diferentes períodos através da modelagem ARMA.

Os resultados encontrados na primeira parte do estudo, onde foi testada a hipótese de se estimar a taxa de câmbio de equilíbrio combinando a PPC com a PDTJ, mostraram evidências de um relacionamento de longo-prazo entre as variáveis explicativas, log da taxa de câmbio, taxa de juros doméstica e americana e log dos níveis de preço brasileiro e americano. Verificou-se que todas as séries são integradas de ordem 1,  $I(1)$ , indicando que a estimação de um modelo com as séries em primeiras diferenças, como é o caso do MCE (Modelo de Correção de Erros), é uma abordagem correta.

Os testes sobre a hipótese nula mostraram que todas as alternativas foram rejeitadas ao nível de significância de 5%, desde a alternativa mais fraca até a mais restritiva, nos levando a concluir que não é possível estimar a taxa de câmbio de equilíbrio real-dólar a partir da PPC e da PDTJ, por não ser aplicável à economia brasileira.

A partir desta conclusão, projetamos a taxa de câmbio a partir do Modelo de Correção de Erros, para o período compreendido entre Janeiro/2007 e Abril/2008. Seu resultado mostrou, tanto na solução estática quanto na dinâmica, que a taxa de câmbio real-dólar esteve, ao longo de quase todo o período, apreciada frente ao Dólar comparativamente ao que era previsto pelo modelo. Na média esta apreciação foi de 2,03% na solução estática e de 9,46% na solução dinâmica.

As previsões da taxa de câmbio real-dólar realizadas através da modelagem ARMA foram feitas tendo como base três períodos e horizontes diferentes. Antes de proceder com as previsões foi definido qual seria o modelo mais adequado para as projeções e, dado seu Erro Quadrático Médio mais baixo, selecionamos o modelo de tendência determinística em detrimento do modelo estocástico. A combinação ARMA mais apropriada de acordo com os testes de Schwarz e Akaike foi o processo AR(1).

Na primeira análise, previmos a taxa de câmbio nominal entre 2002 e 2007 e comparamos com aquilo que foi de fato realizado pela série. A previsão mostrou que desde 2002, a valorização da moeda brasileira frente à americana ocorrida neste período esteve, dentro de um intervalo de confiança de 95%, condizente com o que se previa tendo em vista seu histórico desde o início da nossa análise, em 1995, poucos meses após a implementação do Plano Real na economia brasileira.

Em seguida, realizamos outras duas previsões: a primeira delas visualizando um horizonte de curto prazo, entre Janeiro de 2007 e Maio de 2008, e a segunda desde 2007 até o final de 2012. Em ambos os casos, a taxa de câmbio nominal realizada esteve integralmente dentro do Intervalo de Confiança de 95%, mostrando permanência na tendência de valorização do Real frente ao Dólar, inclusive para os próximos cinco anos.

Em futuros estudos, novas formas de abordagem podem ser exploradas com a utilização de mais variáveis, tais como, grau de abertura da economia, termos de troca, produtividade, e outros modelos econômicos como, por exemplo, Mínimos Quadrados Comuns e Máxima Verossimilhança, conforme estudo de Komarek e Melecky (2005) analisado anteriormente, objetivando a comparação com o modelo baseado nas paridades de níveis de preços e taxas de juros.

## 8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Blanchard, Olivier (1997), “Macroeconomia: Teoria e Política Econômica”, 4ª Edição.

Bouveret, Antoine, Mestiri, Sana e Sterdyniak, Henri (2006), “The Renminbi Equilibrium Exchange Rate: An Agnostic View”, *Observatoire Français des Conjonctures Économiques*, Nº 2006-13.

Diebold, Francis X. (2004), “Elements of Forecasting”, 3ª Edição.

Feu, Aumara (2004), “Long Term Equilibrium Exchange Rate”.

Griffiths, William E., Hill, R. Carter; Judge, George G. (1993), “Learning and Practicing Econometrics”.

Iossifov, Plamen; Loukoianova, Elena (2007), “Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana”, *African Department and Monetary and Capital Department*, Working Paper 07/155.

Isard, Peter (1996), “Unconverged Interest Parity”, *IMF Working Paper 06/96*.

Johansen, S, e Juselius, K (1992), “Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK”, *Journal of Econometrics*, 53, pags. 211-44.

Krugman, R. Paul (1999), “Economia Internacional: Teoria e Política”, 5ª edição.

MacDonald, R. (1999), “Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important? *The Economic Journal* .

Mark, C. Nelson (2001), “International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods”, 1ª edição.

McCallum, B. T. (1994), “A Reconsideration of the Uncovered Interest Rate Parity Relationship”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33, pags. 105-32.

Ozmen, Erdal, Gokcan, Aysun (2002), “Do PPP and UIP Need Each Other in a Financially Open Economy? The Turkish Evidence”, *Economic Research Center*.

Rogoff, Kenneth, Meese, A. Richard (1983), “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies”, *Journal of International Economics*, 14, 3-24.

Rogoff, Kenneth (1996), “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, Nº 2.

Rogoff, Kenneth, Obstfeld, M. (2000), “The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?”, *NBER Working Paper Series*.

Schmidt, Cristiane A. J., Lima, Marcos A. M. (2004), “A Demanda por Energia Elétrica no Brasil”.

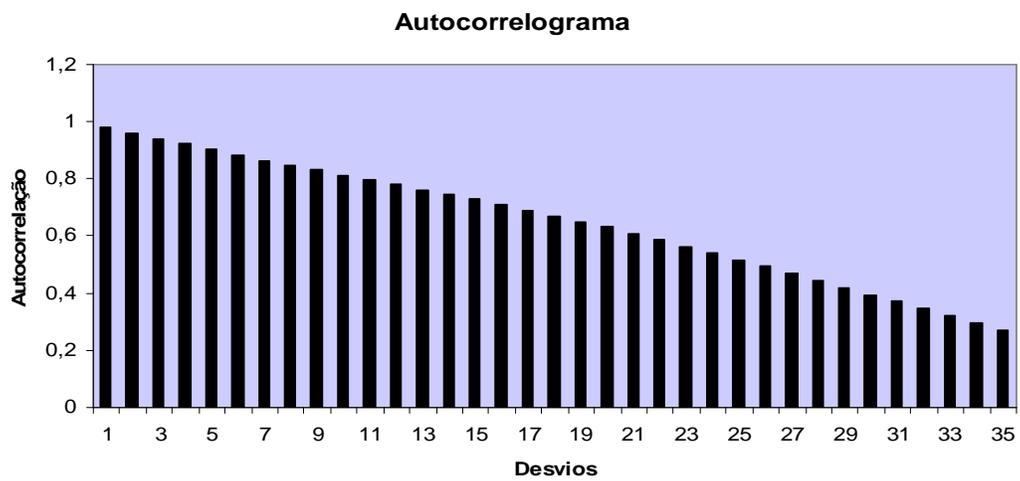
Stephens, Dominick (2004), “The equilibrium exchange rate according to PPP and UIP”, *Reserve bank of New Zealand*, Discussion Paper 2004/03.

Villavicencio, Antonia L. (2005), “Real Equilibrium Exchange Rate. A Panel Data Approach”, *Department d’Economia Aplicada – Universitat Autònoma de Barcelona*.

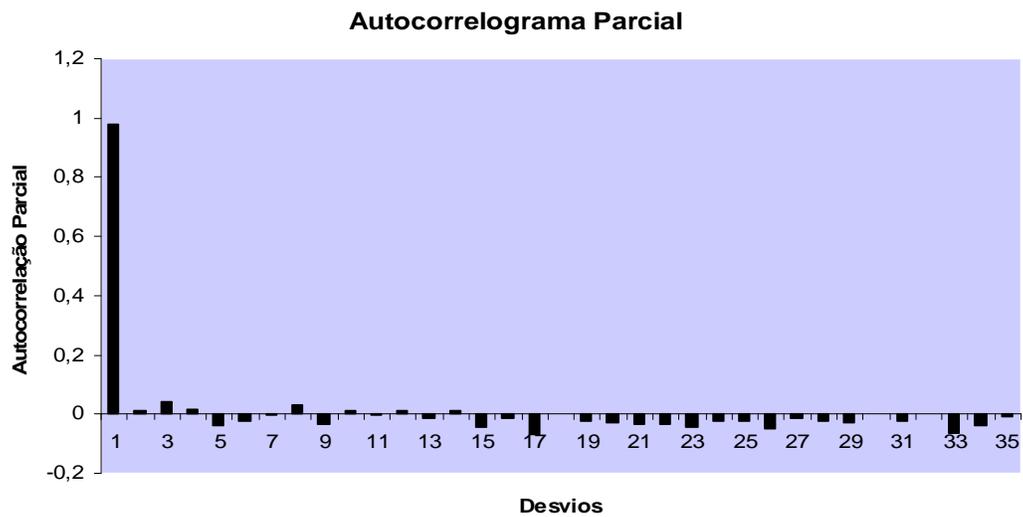
Wooldridge, M. Jeffrey (2002), “Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna”, 2ª edição.

## 9 ANEXOS

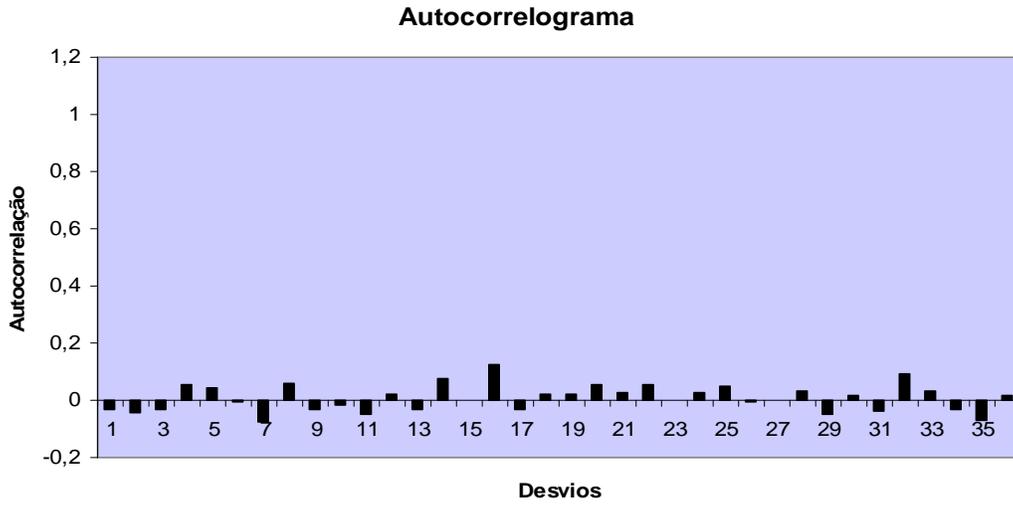
Anexo 1 – Autocorrelograma do log da taxa de câmbio (lcambio)



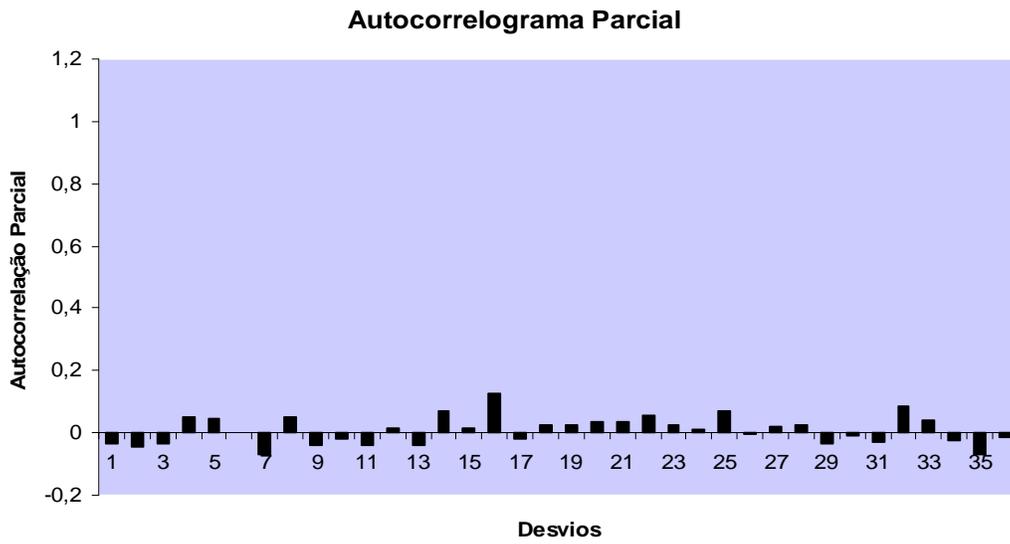
Anexo 2 – Autocorrelograma Parcial do log da taxa de câmbio (lcambio)



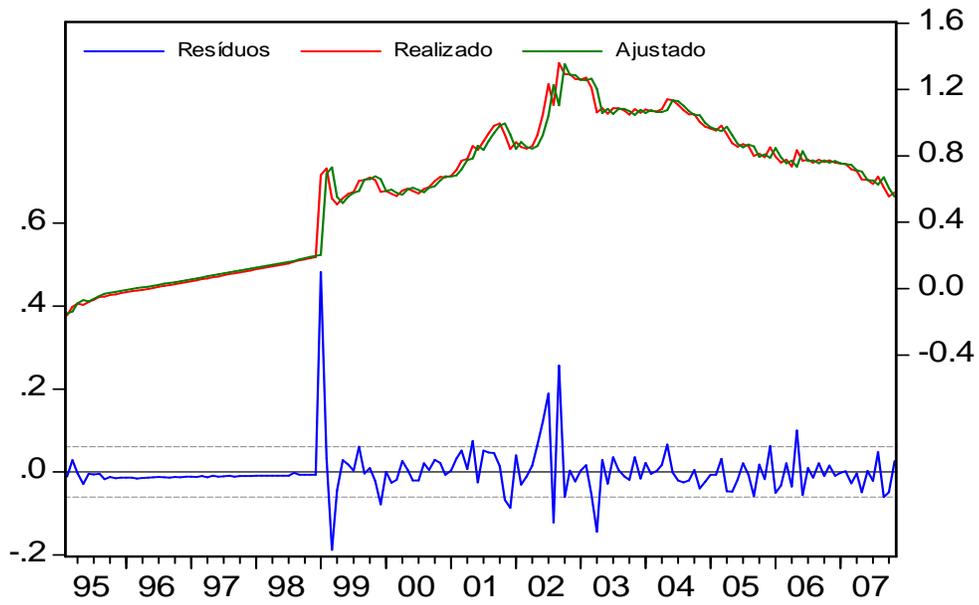
**Anexo 3 – Autocorrelograma da variação do log da taxa de câmbio (dlcambio)**



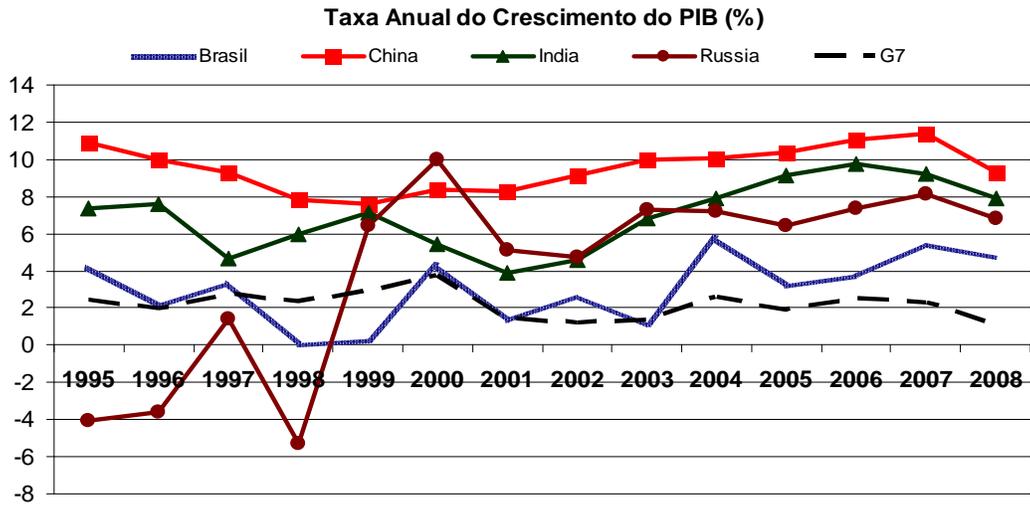
**Anexo 4 – Autocorrelograma Parcial da variação do log da taxa de câmbio (dlcambio)**



**Anexo 5 – Gráfico dos Resíduos do Modelo de Tendência Determinística**



**Anexo 6 – Gráfico Comparativo do Crescimento do PIB**



# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)