

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RONALDO ULIANA DE OLIVEIRA

**REAÇÃO DA TAXA DE CâMBIO ÀS SURPRESAS NA TAXA DE INFLAÇÃO:
UMA ANÁLISE INTRADIÁRIA NO BRASIL**

SÃO PAULO
2008

RONALDO ULIANA DE OLIVEIRA

**REAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO ÀS SURPRESAS NA TAXA DE INFLAÇÃO:
UMA ANÁLISE INTRADIÁRIA NO BRASIL**

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

Campo de conhecimento:
Economia

Orientador: Prof. Dr. Alkimar Ribeiro Moura

SÃO PAULO
2008

RONALDO ULIANA DE OLIVEIRA

Oliveira, Ronaldo Uliana.

Reação da Taxa de Câmbio à Surpresas na Taxa de Inflação: Uma Análise
Intradiária no Brasil / Ronaldo Uliana de Oliveira. – 2008

E44

Orientador: Alkimar Moura Ribeiro

Dissertação (mestrado) – Escola de Economia de São Paulo

RONALDO ULIANA DE OLIVEIRA

**REAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO ÀS SURPRESAS NA TAXA DE INFLAÇÃO:
UMA ANÁLISE INTRADIÁRIA NO BRASIL**

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

Campo de conhecimento:
Economia

Data de Aprovação:

05/02/2009

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Alkimar Ribeiro Moura (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Márcio Holland de Brito
FGV-EESP

Prof. Dr. Simão D. Silber
FEA - USP

Resumo

Este trabalho procura verificar empiricamente se, no caso brasileiro, o sinal da covariância entre surpresas de inflação e variações da taxa nominal de câmbio podem indicar de que forma a política monetária é conduzida. Trabalhos anteriores que consideraram economias desenvolvidas constataram empiricamente que más notícias para a inflação (ou seja, inflação divulgada maior que a inflação esperada) podem ser boas notícias para o câmbio (ou seja, apreciação cambial ante a notícia) se o banco central adota um regime de metas de inflação e o implementa com uma regra de Taylor. A partir de séries intradiárias do primeiro dólar futuro BM&F e a diferença entre os dados divulgados e esperados para o IPCA e o IPCA15, analisam-se as variações nominais de câmbio em uma janela de 10 minutos ao redor das divulgações de índices de inflação. O período considerado vai de agosto de 1999 até outubro de 2007. Não se encontra evidência estatística significativa de que variações nominais de câmbio reajam à surpresas inflacionárias em uma base intradiária no caso brasileiro e que, quando há evidência, ela é fraca e tem o sentido “tradicional”, ou seja, más notícias para a inflação são más notícias para o câmbio. Diversos trabalhos afirmam que o Banco Central do Brasil implementa uma Regra de Taylor agressiva na condução da política monetária. Ponderam-se então alguns fatores específicos de uma economia emergente, como ambiente macroeconômico sujeito a maior volatilidade e curto histórico de credibilidade da autoridade monetária.

Abstract

This work tries to verify empirically whether, in the Brazilian case, the sign of the covariance between inflation surprises and changes in nominal exchange rate may indicate how the monetary policy is conducted. Previous studies empirically found that in developed economies bad news for inflation (i.e. inflation released higher than expected) may be good news for the exchange (i.e., exchange rate appreciates on the news) if the central bank has an inflation target that it implements with a Taylor Rule. With the series of the first dollar intraday future at BM&F and the difference between the data released and expected for the IPCA and IPCA15, it is possible to analyze the changes in nominal exchange rate in a 10 minutes window around the disclosure of inflation rates. The period considered is from August 1999 until October 2007. There is no statistically significant evidence that changes in nominal exchange rate are due to inflationary surprises at an intraday basis in the Brazilian case and, when there is some evidence, it is weak and has the "traditional" sign, i.e., bad news for inflation are bad news for the Exchange rate. Several studies claim that the Brazilian Central Bank implements an aggressive Taylor Rule in conducting monetary policy. It is then considered some specific factors regarding an emerging economy such as macroeconomic environment subject to greater volatility and short credibility history of the monetary authority.

Índice

1.	Introdução	8
2.	Revisão da Literatura	11
2.1.	Paridade do Poder de Compra	11
2.2.	Modelo de Dornbusch	12
2.3.	Política Monetária Ótima em Economia Aberta	16
2.4.	Dinâmica da Taxa de Câmbio em Economia Aberta Sob Regra de Taylor	18
3.	O Modelo CW na Economia Brasileira	24
3.1.	Modelo de Regressão	24
3.2.	A Base Empírica	25
3.2.1.	A Série de Taxa de Câmbio	26
3.2.2.	A Série de Surpresa Inflacionária	28
3.3.	Testes Empíricos	31
4.	Resultados	35
5.	Conclusões, Limitações do Trabalho e Sugestões Para Futuras Pesquisas	44
6.	Anexos	51
7.	Bibliografia	87

1. Introdução

O objetivo deste trabalho é verificar empiricamente se no Brasil a taxa nominal de câmbio é ou não afetada por surpresas de inflação. Posto de uma forma mais generalizada questiona-se se a partir da observação de um preço de um ativo (variação nominal de câmbio), quando do acontecimento de um choque exógeno à política monetária (surpresa de inflação), pode-se inferir como a política monetária é conduzida.

Clarida e Waldman (2007) (daqui por diante apenas CW) constataram empiricamente que o sinal da covariância entre surpresas de inflação e as mudanças da taxa nominal de câmbio pode nos dizer algo sobre como a política monetária é conduzida em várias economias desenvolvidas. Especificamente, o artigo afirma que más notícias para a inflação - inflação maior do que a esperada - pode ser uma boa notícia para a taxa de câmbio – o câmbio se aprecia sob o efeito da notícia – se o banco central tem meta inflacionária implementada de acordo com uma regra de Taylor. Anteriormente, Goldberg e Klein (2006) analisaram a taxa de variação cambial e surpresas inflacionárias para a zona do euro no período de 1999 a 2005 e mostraram que a partir de 2003 más notícias para a inflação se tornavam boas notícias para o câmbio, embora antes desse período más notícias para a inflação se traduzissem em más notícias para o câmbio. Eles interpretaram estes resultados como consistentes com a melhora da credibilidade do Banco Central Europeu durante o período.

Esta “nova regularidade empírica”, como definem CW, pode parecer contra-intuitiva em um primeiro instante já que, de acordo com o que seria de se esperar a priori, em um modelo de metas de inflação um choque na inflação tem um efeito permanente no nível de preços. Uma vez que o Princípio da Paridade do Poder de Compra (PPP – *Purchasing Power Parity*) deve ser válido no longo prazo, a taxa de câmbio deve se depreciar, mesmo se no momento do choque ocorrer uma apreciação em resposta a este choque. Entretanto os resultados empíricos encontrados são fortes e estatisticamente significantes. A hipótese de más notícias para a inflação implicando em boas notícias para o câmbio estará presente se duas premissas forem respeitadas. A primeira é que o regime de metas de inflação seja suficientemente crível a ponto de contrabalancear a tendência de longo prazo da PPP de depreciação da moeda frente a uma surpresa de inflação mais elevada. A segunda diz

respeito à forma como a política monetária é conduzida. O Banco Central deve elevar as taxas de juros de forma relativamente agressiva frente a um choque de inflação.

Desta forma, caso uma destas premissas não esteja presente em grau suficiente em uma economia em questão, a hipótese “padrão” prevista pela PPP de más notícias para a inflação se traduzindo em más notícias para a taxa de câmbio prevalecerá. É este, por exemplo, o resultado encontrado em Goldberg e Klein (2006) antes de 2003 para a União Européia. O mesmo ocorre em CW quando os países estudados não adotam metas de inflação puras, como Estados Unidos e Japão, além do Reino Unido antes da independência do Banco Central da Inglaterra e na Noruega antes da adoção de um regime de metas de inflação explícito.

No Brasil, há vários trabalhos que tratam a função de reação do Banco Central do Brasil (daqui por diante apenas BCB), como Holland (2005), Minella et. al. (2002), Minella et. al. (2003) e Soares (2006). Os estudos indicam que o coeficiente de reação da política monetária está entre 1,57 e 4,35. Também numerosas são as referências que analisam a questão da credibilidade do BCB, como Araújo (2007), Fraga et. al.(2003), Lowenkron e Garcia (2006) e Minella et. al. (2003). De uma forma geral, os resultados indicam que a credibilidade do BCB vem aumentando a partir da implantação do regime de metas. O presente trabalho analisa indiretamente se o grau de credibilidade do BCB é suficientemente elevado e se, simultaneamente, a reação do BCB é suficientemente forte para que o efeito “más notícias de inflação – boas notícias de câmbio” ocorra.

Este trabalho se caracteriza por usar duas bases de dados ainda não exploradas na literatura especializada no Brasil: a diferença entre as previsões de inflação dos agentes do mercado e a inflação efetivamente divulgada, bem como cotações de alta frequência da taxa de câmbio nominal em um período de 10 minutos ao redor da referida divulgação. A utilização de dados de câmbio de alta frequência traz duas vantagens. A primeira é a utilização das mudanças de preço de um ativo (taxa de câmbio) ainda pouco utilizado em trabalhos anteriores sobre a credibilidade e eficácia da política monetária do BCB. A segunda é a simplicidade permitida ao modelo. Uma janela de tempo tão pequena exclui naturalmente fatores passíveis de influência na taxa nominal de câmbio, como notícias, informações relevantes e nível de outras variáveis macroeconômicas.

Desenvolve-se o presente trabalho da seguinte maneira:

Na Seção 2 apresentam-se alguns tipos de modelos de taxa de câmbio, do PPP ao desenvolvimento em CW para ilustrar as mudanças conceituais na relação entre inflação e

taxa de câmbio em diversos regimes de política monetária. Procura-se mostrar que uma má notícia de inflação pode, teoricamente, causar uma apreciação cambial se certas condições forem satisfeitas.

Na Seção 3 apresenta-se o modelo de regressão e a descrição dos dados. Trata-se de uma regressão simples, pelo Método dos Mínimos Quadrados, em que se analisa se, e em que medida, as surpresas de inflação explicam as variações nas taxas nominais de câmbio. Utilizam-se cotações intradiárias do primeiro dólar futuro da BM&F vigente, antes e depois da divulgação de cada índice de inflação (IPCA e IPCA15).

A Seção 4 apresenta e discute os resultados. De uma forma geral não se confirma no Brasil a relação entre surpresas de inflação e variação nominal da taxa nominal de câmbio conforme CW e Goldberg e Klein (2006). Em outras palavras, os resultados não são estatisticamente significativos para afirmar que no Brasil más notícias de inflação (inflação maior do que a esperada) geram boas notícias para a taxa nominal de câmbio (apreciação cambial). De uma maneira geral, constata-se que a surpresa de inflação parece ter um efeito pouco significativo sobre a variação da taxa de câmbio em uma base intradiária, e este efeito quando existe indica que más notícias de inflação implicam em más notícias para o câmbio.

Na Seção 5 apresentam-se as limitações do presente trabalho e sugestões para pesquisas futuras. Diferenças entre economias desenvolvidas, alvo de estudos em trabalhos anteriores, e o caso brasileiro impedem uma comparação direta. Economias emergentes têm sistemas de metas de inflação mais custosos e menos eficientes, ambiente econômico mais volátil e base de dados empírica de menor qualidade. A divulgação dos dados de inflação antes da abertura do mercado a partir de outubro de 2007 impede uma contínua atualização deste trabalho.

Na Seção 6 estão os anexos e na Seção 7 a Bibliografia.

2. Revisão da Literatura

O objetivo desta seção é o de fazer uma breve revisão dos mais conhecidos modelos teóricos que relacionam a política monetária e a taxa de câmbio em grau pertinente ao presente estudo. Apresentam-se a seguir as bases da relação entre câmbio e inflação e o desenvolvimento e prova teórica de CW de que uma inflação mais alta pode, no curto prazo, implicar em apreciação cambial.

2.1 PPP

Em sua forma mais simples, o Princípio da Paridade do Poder de Compra (daqui por diante PPP, do inglês *Purchasing Power Parity*) ou a “Lei o Preço Único” estabelece que para qualquer bem i ,

$$p_t(i) = p_t^*(i) + s_t \quad (1)$$

onde $p_t(i)$ é o logarítmico do preço do bem i na moeda local no tempo t , $p_t^*(i)$ é o logarítmico do preço do mesmo bem em moeda estrangeira e s_t é o logarítmico do preço da moeda local em moeda estrangeira no tempo t , ou seja, a taxa de câmbio.

A premissa implícita na equação (1) é a condição de não arbitragem no mercado de bens: descontados os impostos e custos de transporte a negociação de bens deveria garantir preços idênticos em diferentes mercados e países. Na prática esta “lei” está sujeita a oscilações e imperfeições mas ainda assim oferece um bom ponto de partida.

Se a “Lei do Preço Único” vale para cada e todo bem individual, então é imediato perceber que ela deve valer também para uma cesta de bens. Desta forma, a PPP absoluta pode ser escrita como:

$$p_t(CPI) = p_t^*(CPI) + s_t \quad (2)$$

onde CPI é a cesta de bens utilizada na formação do índice de inflação (*Consumer Price Index*). Entretanto, normalmente não se comparam cestas idênticas entre os países. Na

grande maioria das vezes utilizam-se os índices de inflação de cada país, que não tem necessariamente em sua composição as mesmas proporções de bens na formação da cesta. Portanto, mesmo que a “Lei do Preço Único” descrita na equação (1) seja válida, a equação (2) só será verdadeira se os dois países comparados tiverem exatamente a mesma cesta de bens. Para contornar este problema grande parte da literatura empírica foca no teste da PPP relativa:

$$\Delta p_t(CPI) = \Delta p_t^*(CPI) + \Delta s_t \quad (3)$$

A equação (3) requer que mudanças nos preços relativos sejam compensadas por mudanças nas taxas de câmbio. Desta forma, mesmo em países em que as respectivas taxas de inflação são em grande medida diferentes, a equação (3) continua válida. Grande parte da confiança dos economistas na PPP é devida à crença de que em grande parte do século passado os movimentos de nível de preço foram conseqüências de fatores monetários. Uma vez que os movimentos de índices de preços são dominados por choques monetários, e a moeda é neutra no longo prazo, as duas cestas comparadas não precisam ser iguais. A PPP relativa ainda será válida.

2.2 Modelo de Dornbusch

Na visão e desenvolvimento de CW, em um modelo no estilo de Dornbusch (1976), com o regime de política monetária sendo definido como uma meta de crescimento de moeda, um choque que aumente a inflação resultará, sob circunstâncias plausíveis, em uma depreciação da taxa nominal de câmbio. Intuitivamente, em um modelo de Dornbusch que acomode em algum grau um choque inflacionário, tal que o nível de preço tenha uma raiz unitária, a PPP de longo prazo tende a fazer com que a taxa nominal de câmbio e o nível de preço se movam na mesma direção, independentemente se o choque ocorreu na oferta de moeda ou na curva de Phillips. A análise é como segue:

Equação de demanda de moeda:

$$m - p = -\lambda(e^e - e) \quad (4)$$

onde m é o logaritmo da quantidade de moeda, p o logaritmo do nível de preços, λ a semi-elasticidade da demanda por moeda, e a taxa nominal de câmbio e e^e é a taxa nominal de câmbio elevada ao número de Euler. Prossegue-se com uma equação de uma curva de Phillips padrão aumentada de um termo de choque inflacionário ε :

$$p = p_{-1} + \mu + \eta(e - p) + \varepsilon \quad (5)$$

onde μ é o logaritmo da oferta de moeda. A seguir, define-se uma equação de aumento de moeda, que contempla a hipótese empiricamente plausível de que ao menos parte dos choques inflacionários são acomodados:

$$m = m_{-1} + \mu + f\varepsilon_{-1} \quad (6)$$

onde f é um parâmetro de acomodação. Segundo CW, sem esta hipótese o nível de preço seria estacionário no modelo, contra grande número de evidências de que os níveis de preço têm raiz unitária e que os bancos centrais tendem a acomodar choques de nível de preço. Poder-se-ia facilmente incluir um choque permanente na oferta de moeda, caso em que más notícias sobre inflação seriam más notícias sobre a taxa de câmbio como nos modelos de livros texto de macroeconomia baseados em Dornbusch. Nota-se que a tendência da taxa de crescimento na oferta de moeda μ “ancora” a tendência de depreciação na taxa de câmbio. Finalmente, ressalta-se para referência futura que a taxa de juros real ex-ante (r) satisfaz, por paridade de juro descoberta $r = q^e - q$ com $q = e - p$, onde q é a taxa real de câmbio (também em log, como as outras variáveis).

A seguir, CW resolvem o modelo para a resposta de e a um choque de inflação. Para ilustração do ponto, assumem que o parâmetro de acomodação f é tal que a política acomoda o choque de inflação com um período de defasagem, e que o modelo chega ao

novo estado de equilíbrio em um período com $q^e = 0$. Haverá apenas um f que satisfará esta condição, o que admite uma interpretação intuitiva. Pode-se reescrever o modelo como:

$$m - p = -\lambda(q^e - q) - \lambda(p^e - p) = \lambda q - \lambda \mu \quad (7)$$

Tem-se então:

$$dp = -\lambda dq \quad (8)$$

Logo, se um choque inflacionário causa inflação, a taxa real de câmbio deve se apreciar sob esta regra de política monetária. A inflação deve satisfazer

$$dp = \eta dq + d\epsilon \quad (9)$$

Rearranjando os termos, sob total acomodação (com defasagem de um período)

$$(1 + \eta / \lambda) dp = d\epsilon \quad (10)$$

Conforme concluem CW, de fato um choque de inflação causa inflação e sabe-se que a taxa real de câmbio aprecia. A apreciação suaviza o impacto do choque inflacionário de tal forma que a inflação sobe em uma relação menor que 1 em relação ao choque inflacionário. Mesmo com completa acomodação ex ante, no período do choque a oferta de moeda é fixa o que resulta em uma contração de demanda. Quanto à taxa de câmbio, uma vez que o princípio da PPP é válido no longo prazo e que a política acomoda completamente o choque com um período de defasagem, o nível de preços será permanentemente mais alto e, portanto, a taxa de câmbio também será permanentemente maior (depreciada).

Há uma premissa de que a taxa nominal de câmbio se depreciará no impacto, e de fato quase certamente é o que ocorrerá neste modelo. Basta notar que

$$de = dq + dp = dp(\lambda - 1) / \lambda \quad (11)$$

λ é a semi-elasticidade da demanda por moeda que em estudos empíricos é normalmente estimada em muito maior que 1. Portanto, como ressaltam CW, há uma premissa de que más notícias sobre a inflação são más notícias sobre a taxa de câmbio em um modelo típico de livros texto de macroeconomia (como Dornbusch) tanto no longo como no curto prazo, no momento do choque. Finalmente vale notar que para que a expectativa de acomodação completa seja racional, o banco central deve impor

$$f = (1 + \eta / \lambda) \quad (12)$$

Portanto, enquanto uma política acomodatória pode ser livremente escolhida pelo banco central, existe apenas um único valor de parâmetro de resposta f que garante o equilíbrio como uma expectativa racional. Mesmo que o banco central tenha como meta o estoque de moeda, um choque de inflação induzirá um aumento na taxa real de juros *ex ante* uma vez que, pela paridade de juros descoberta no período do choque

$$dr = -dq = (\lambda + \eta)^{-1} d\epsilon \quad (13)$$

Logo, um aumento na taxa de juros nominal e real em resposta a um choque de inflação, que é uma característica de uma regra de Taylor estável em vários modelos, também ocorre sob um modelo de meta de oferta de moeda com acomodação parcial.

Em suma, em um modelo no estilo de Dornbusch, a PPP de longo prazo tende a fazer a taxa nominal de câmbio e o nível de preços se moverem na mesma direção. No momento de um choque inflacionário a oferta de moeda é fixa, há contração da demanda e depreciação nominal de câmbio ao longo do tempo devido à PPP (o choque é acomodado com um *lag*, o nível de preços é mais alto e logo a taxa nominal de câmbio também será). Este efeito prevalecerá ainda que, no momento do choque inflacionário, ocorra uma apreciação da taxa real de câmbio que suaviza o repasse do referido choque aos preços.

2.3 Política Monetária Ótima na Economia Aberta

O objetivo desta seção será revisar alguns resultados de um modelo de política monetária ótima e determinação da taxa de câmbio, em economia aberta desenvolvido em Clarida-Gali-Gertler (2002). Existem dois países, cada um com fixação de preços “escalonada” e com choques de preços de custo que geram inércia. Os dois países produzem bens comercializáveis diferenciados – o termo de troca é um preço relativo chave. *Spillovers* internacionais surgem a partir de um canal de relação entre custo marginal/oferta de trabalho ótima, e isto impacta a dinâmica inflacionária via determinação de reajuste escalonado de preços como em Calvo. O artigo segue Woodford (2003) e deriva a função de riqueza do Banco Central e a função de reação de política monetária ótima na economia aberta sujeitas às restrições de preço de Calvo. Resolvendo o modelo chega-se a vários resultados que são relevantes para a presente discussão.

Primeiro, a política monetária ótima em cada economia aberta pode ser formulada como uma regra de Taylor:

$$i = rr + E\pi_{+1} + b(\pi - \pi^*) \quad (14)$$

onde i é a taxa nominal de juros, rr é taxa real de juros que varia no tempo, π é a inflação, π^* é a meta de inflação, e E é o operador de expectativas. O parâmetro b indica a intensidade de reação do Banco Central a um desvio da inflação em relação à meta.

Segundo, sob a política monetária ótima, a regra de Taylor é uma função dos parâmetros

$$b = (\sigma + (1 - \sigma)\gamma)\xi(1 - \rho) > 0 \quad (15)$$

onde σ é a elasticidade de substituição intertemporal, γ é a fração de importados na cesta de consumo, ξ é a elasticidade de substituição de matérias intermediárias na produção do bem final e ρ é a persistência do choque exógeno no custo marginal. A equação (15) é a forma reduzida de um modelo completo derivado da equação (14)

Terceiro, a política monetária ótima contempla uma taxa de câmbio flexível, mas esta não entra na função de reação.

Quarto, a abertura da economia aos fluxos comerciais e financeiros afeta o modelo através da taxa real de juros neutra e a inclinação da regra de Taylor.

Quinto, a taxa nominal de câmbio sob política ótima tem uma única raiz, bem como o nível de preços doméstico. Estas duas variáveis são cointegradas de forma que a PPP seja válida no longo prazo.

Clarida-Gali-Gertler (2002) desenvolvem em certo nível de detalhe o equilíbrio dos dois países na suposição de uma política discricionária do banco central. Eles mostram que no equilíbrio simétrico más notícias sobre a inflação são boas notícias para a taxa de câmbio. Ou seja, um choque na Curva de Phillips que “empurra” para cima a inflação corrente (e futura) desencadeia sob política monetária ótima um agressivo aumento na taxa de juros nominal e real que acaba por causar uma apreciação da taxa de câmbio nominal. Isto ocorre apesar de no longo prazo a taxa nominal de câmbio tenha que se depreciar em resposta ao choque de inflação.

Usando paridade de juro descoberta no curto/médio prazos (PDJ) e PPP no longo prazo temos: (normalizando taxa de juros externa e nível de preços em log para zero)

$$e = -\sum_{j=0,\infty} E i_j + \sum_{j=0,\infty} E \pi_j + p_{-1} \quad (16)$$

No longo prazo, o nível da taxa de câmbio nominal tem que depreciar em linha com a PPP em resposta ao choque inflacionário. Sob uma política monetária de regimes de meta de inflação do tipo derivado em Clarida-Gali-Gertler (2002), após o salto inicial a taxa nominal de câmbio deve depreciar ao longo do caminho de ajuste (uma vez que a taxa nominal de juros doméstica estará acima da taxa mundial de juros quando a inflação está acima da meta). Entretanto, em resposta a um choque inflacionário o nível de preço doméstico sobe, tendendo a deixar a taxa de câmbio mais fraca. No modelo teórico de Clarida-Gali-Gertler (2002), a política monetária ótima tem a propriedade de fazer com que o aumento na taxa de juros em resposta ao choque da política monetária seja suficientemente grande para permitir a associação de um choque de inflação adverso com uma apreciação nominal da moeda.

2.4 Dinâmica da Taxa de Câmbio em Economia Aberta Sob Regra de Taylor

Ainda de acordo com as observações de CW, em virtualmente quase todos os artigos escritos sobre taxa de câmbio é a oferta de moeda a variável fundamental para se entender a dinâmica da taxa nominal de câmbio. Na prática os modelos teóricos de taxa de câmbio são quase sempre resolvidos sob simples restrições na política monetária. Em outras palavras, o instrumento de política monetária é a variação no estoque de moeda. Entretanto, para a maioria dos bancos centrais, a evidência empírica em Clarida-Gali-Gertler (1998) sugere que a política monetária é melhor descrita como uma regra de taxa de juros do tipo proposto por Henderson e McKibbin (1993) e Taylor (1993). Artigos recentes de Engel e West (2005, 2006) e de Mark (2004) começaram a explorar algumas das implicações empíricas para a taxa de câmbio se o banco central seguir uma regra de Taylor para determinar a taxa de juros.

A seguir caracteriza-se a dinâmica da taxa de câmbio em um modelo de uma economia aberta “padrão”, onde o banco central segue uma regra de taxa de juros para implementar uma estratégia de meta de inflação.

Como destacam CW, a chave para resolver o modelo é reconhecer que - como demonstrado em Campbell e Clarida (1987) – se a taxa real de juros de equilíbrio ex-ante implícita pela regra de Taylor tem dinâmica auto-regressiva de primeira ordem, então o nível de equilíbrio da taxa real de câmbio será, período a período, proporcional ao equilíbrio da taxa real de juros ex ante. Entretanto, a “constante” de proporcionalidade que relaciona a taxa real de câmbio e a taxa ex-ante de juro real não é um parâmetro livre. Ao invés disso, é um ponto fixo no espaço de expectativas no processo de Markov que descreve o processo de equilíbrio da inflação. Mostra-se que neste modelo, condicionada a um grupo mínimo de variáveis, este ponto fixo é único e o equilíbrio é estacionário (mais precisamente, as condições de Blanchard – Kahn (1980) para um único equilíbrio de expectativas racionais são satisfeitas se as condições de Taylor são satisfeitas).

O modelo apresentado é o mesmo desenvolvido em CW. É um modelo simplificado do modelo estudado em Svensson (1999). É composto por 4 equações: uma equação de demanda agregada, uma equação de oferta agregada, uma regra de Taylor e uma equação de paridade de juro descoberta. A economia é pequena e considera a taxa de juros e inflação mundial como dadas e iguais a 0.

A equação de demanda agregada é dada por:

$$y = -r + (e - p) \quad (17)$$

onde y é a diferença logarítmica do produto para o produto potencial, $r = i - E\pi_{+1}$ é a taxa de juros real ex ante, e é a taxa de câmbio nominal em logarítmico e p é o logarítmico do nível de preços doméstico. A equação de oferta agregada é dada por:

$$\pi = \pi_{-1} + y + \varepsilon \quad (18)$$

onde $\pi = p - p_{-1}$ e ε é um choque ruído branco na curva de Phillips. Assume-se que o Banco Central conduz uma política monetária de acordo com a seguinte regra de Taylor:

$$i = E\pi_{+1} + b\{\pi - \pi^*\} + ay \quad (19)$$

onde π^* é a meta de inflação do banco central e b e $a > 0$. O parâmetro b , como já comentado, indica a intensidade de reação do Banco Central a um desvio da inflação em relação à meta. Analogamente, o parâmetro a indica a intensidade de reação do Banco Central a um desvio do produto em relação ao produto natural. Finalmente, a paridade descoberta de juros, em termos reais, pode ser escrita como:

$$e - p = E\{e_{+1} - p_{+1}\} - r \quad (20)$$

Faz-se $q = e - p$, onde q é a taxa real de câmbio. Note que $e = \pi + p_{-1} + q$.

CW resolvem a equação (20) para a frente como em Campbell e Clarida (1987) e Svensson (1999) para obter $q = E \lim_{i \rightarrow \infty} q_{+1} - E \sum_{k=0, \infty} r_{+k}$. Logo, o nível em logarítmico da taxa real de câmbio é igual ao valor esperado de equilíbrio de longo prazo da taxa real de câmbio menos a expectativa da soma das taxas de juros reais não descontadas. Neste modelo o logarítmico da taxa de câmbio real de longo prazo é constante e igual a zero, e logo o nível da taxa real de câmbio é dado por:

$$q = -E \sum_{k=0, \infty} r_{+k} \quad (21)$$

CW supõem (e mais tarde verificam) que no equilíbrio a taxa de juros real ex ante segue um AR(1) de média zero de forma que $Er_{+j} = d^j r$ com $0 < d < 1$. Como demonstrado em Campbell e Clarida (1987), isto implica que

$$q = -r/(1-d) \quad (22)$$

Substituindo-se a equação (22) na curva de demanda agregada obtém-se $y = (2-d)q$. Substituindo-se a regra de Taylor na equação de taxa de câmbio real e usando-se a equação da curva de Phillips o sistema pode ser escrito como duas equações com duas variáveis desconhecidas, q e π :

$$q = -b(\pi - \pi^*)/(1-d) - a(2-d)q/(1-d) \quad (23)$$

$$\pi = \pi_{-1} + (2-d)q + \varepsilon \quad (24)$$

De (23) pode-se ver que $-q\{(1-d) + a(2-d)\} = r\{1 + a(2-d)/(1-d)\} = b(\pi - \pi^*)$. Portanto, em equilíbrio, a taxa de juros real ex ante é proporcional ao *gap* de inflação, mesmo se o banco central tente estabilizar o produto. A dinâmica do sistema é completamente descrita pela seguinte equação:

$$\pi = \pi_{-1} - (2-d)b(\pi - \pi^*)/\{(1-d) + a(2-d)\} + \varepsilon \quad (25)$$

Para obter a equação (25), CW a priori inferiram que o equilíbrio ex-ante da taxa real de juros segue um processo AR(1) de tal forma que $Er_{+j} = d^j r$. A equação (25) mostra que, se esta inferência esta correta, a inflação segue um processo AR(1). Mas, da Regra de Taylor, se a inflação seguir um processo AR(1), então também a taxa real de juros ex-ante também o seguirá. Portanto esta inferência não é logicamente inconsistente. Entretanto, este argumento não garante que existe um único ponto fixo no espaço de expectativas ao longo do processo AR(1) para r . Rearranjando os termos, pode-se reescrever a equação (25) como

$$((\pi - \pi^*)(1 + (2 - d)b / \{(1 - d) + a(2 - d)\})) = (\pi_{-1} - \pi^*) + \varepsilon \quad (26)$$

As soluções para esta equação são *eigenvalues* do sistema dinâmico quando escritos na forma de Blanchard-Kahn. Portanto, para qualquer $a > 0, b > 0$ é suficiente e necessário para a existência de um único equilíbrio de expectativas racionais. A figura 1 mostra a determinação deste equilíbrio.

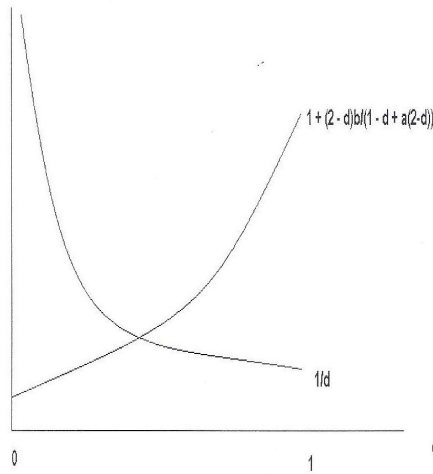


Figura 1: Equilíbrio como função dos parâmetros a e b no espaço formado pelo parâmetro d do processo AR(1) da taxa real ex-ante de juros (eixo x) e a “constante” de proporcionalidade entre a taxa real de câmbio e a taxa real ex-ante de juros (eixo y)

Alguns resultados interessantes são obtidos. Conforme o exposto acima, CW encontram que, em resposta a um choque temporário na curva de Phillips que empurra a inflação para acima da meta, a taxa de câmbio nominal pode se depreciar ou se apreciar no impacto, dependendo de quão agressivamente – como vinculado pelo coeficiente de inclinação do *gap* de inflação esperada da regra de Taylor – o banco central aumente a taxa de juros para trazer a inflação de volta à meta. Devido à inércia inflacionária este ajuste não ocorre imediatamente. O *equilibrium half life* de um choque de inflação (na inflação, produto e taxa real de juro) é inversamente relacionado ao coeficiente de *gap* de inflação da regra de Taylor e diretamente relacionado ao coeficiente de *gap* de produto da regra de Taylor. Logo, quanto mais agressiva a resposta do banco central ao choque inflacionário,

mais rapidamente a economia retorna à meta. Entretanto, quanto mais agressiva é a resposta do banco central ao *gap* de produto mais lentamente a economia retornará à meta.

A seguir serão analisados em mais detalhes e separadamente cada um dos resultados citados.

Em primeiro lugar, pode-se demonstrar que um equilíbrio de expectativas racionais existe, é único e é estacionário.

A persistência do equilíbrio $d(b, a)$ na inflação e em desvios da paridade do poder de compra $0 < d(b, a) < 1$ depende dos parâmetros da política monetária. Persistência é estritamente decrescente em b (o coeficiente de *gap* da inflação na regra de Taylor) e estritamente crescente em a (coeficiente do *gap* de produto na regra de Taylor). Logo, para quaisquer coeficientes $a \geq 0$ e $b \geq 0$ existe um único e estacionário equilíbrio sob expectativas racionais. Quanto mais agressivamente o banco central responda ao *gap* de inflação (indexado pelo coeficiente b) mais rápido a economia converge para o equilíbrio de longo prazo e menos persistentes serão os desvios da PPP. Entretanto, quanto maior o peso colocado na estabilização do produto (indexado pelo coeficiente a) mais lentamente a economia converge ao equilíbrio de longo prazo. De fato, é fácil estabelecer os 3 seguintes casos particulares. Primeiro, para qualquer a , se $b \rightarrow 0$, $d(b, a) \rightarrow 1$. Ou seja, conforme o peso da estabilidade inflacionaria tenda a zero, inflação e taxa de câmbio real tenderão a um passeio aleatório.

Em segundo lugar, para qualquer a , conforme $b \rightarrow +\infty$, $d(b, a) \rightarrow 0$. Ou seja, conforme o peso dado à estabilidade da inflação tenda ao infinito o *gap* de inflação e a taxa real de câmbio tendem a ruído branco.

Em terceiro, para qualquer b , $a \rightarrow +\infty$, $d(b, a) \rightarrow 1$. Ou seja, conforme o peso dado à estabilização do produto tenda ao infinito a inflação e a taxa de câmbio real tendem a passeio aleatório.

Uma situação distinta que merece atenção é a ocorrência de um choque inflacionário adverso. Um choque temporário adverso $\varepsilon > 0$ na curva de Phillips empurra a inflação para cima mas em uma magnitude menor que a do choque. Como já comentado, isto ocorre porque o banco central reage ao choque inflacionário subindo a taxa de juros nominal e taxa de juros real *ex ante*. A taxa de câmbio real aprecia no impacto. O produto se contrai. O efeito de uma choque na curva de Phillips no nível da taxa nominal de câmbio depende de

b , o coeficiente de reação ao *gap* de inflação da regra de Taylor. O resultado a seguir é facilmente verificado usando-se a equação (23) e o fato de que d é decrescente em b .

Isto nos leva ao segundo resultado: para qualquer dado $a \geq 0$, existe um $b(a)$ de forma que, para todo $b > b(a)$, $\partial e_t / \partial \varepsilon_t < 0$. Ou seja, se o banco central responde de forma suficientemente agressiva a um choque inflacionário, a taxa nominal de câmbio aprecia no impacto em resposta a um choque adverso na inflação. Para $b < b(a)$, $\partial e_t / \partial \varepsilon_t > 0$. Portanto, enquanto a taxa real de câmbio deva apreciar-se em resposta a um choque inflacionário adverso, o efeito na taxa nominal de câmbio depende da função de reação do banco central, ou seja, da regra de Taylor.

A dinâmica de resposta a um choque adverso na inflação é caracterizado como nos gráficos 2 e 3. A taxa de juros nominal e a inflação caem monotonicamente ao longo do tempo à taxa d ate π^* , e o *gap* do produto e a taxa real de câmbio aumentam monotonicamente no tempo à taxa d ate 0. Ao longo do caminho de ajuste, a taxa nominal de câmbio se deprecia a uma taxa igual à taxa de juros nominal, até o estado de equilíbrio em que ela deprecia-se na taxa π^* .

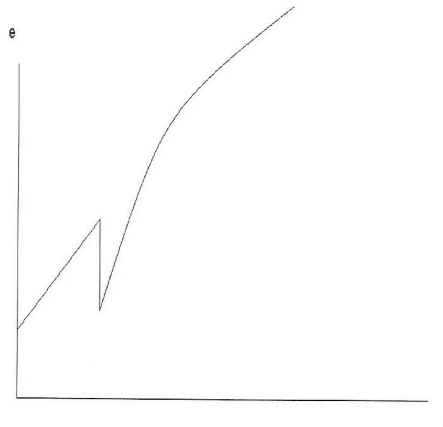


Figura 2: Resposta da Taxa Nominal de Câmbio e (eixo y) à um Choque Adverso de Inflação quando $b > b(a)$ ao longo do tempo t (eixo x)

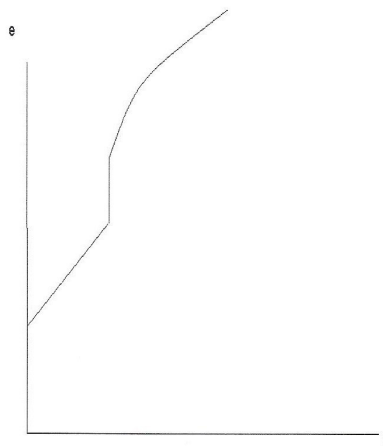


Figura 3: Resposta da Taxa Nominal de Câmbio e (eixo y) à um Choque Adverso de Inflação quando $b < b(a)$ ao longo do tempo t (eixo x)

3. O Modelo CW na Economia Brasileira

Nesta seção define-se a mesma regressão utilizada por CW (equação 27) e similar àquela utilizada em Goldberg e Klein (2006).

3.1 Modelo de Regressão

Estima-se a seguinte equação:

$$R_t = \alpha + \beta S_t + \mu_t \quad (27)$$

onde R_t é o retorno de dez minutos ao redor do anúncio do dado de inflação, S_t é a surpresa de inflação, β é um coeficiente e μ_t é o termo de erro. A janela de dez minutos foi escolhida por razões discutidas na próxima seção. A surpresa de inflação S_t é definida como a diferença entre o dado divulgado (D) e o dado esperado (E) de inflação, de forma que um valor positivo indique uma inflação divulgada maior que a esperada (má notícia) e um valor

negativo indique uma inflação divulgada menor do que a esperada (boa notícia). A taxa de retorno de câmbio R_t é calculada de forma que um valor positivo indica apreciação da moeda local (boa notícia), e um valor negativo indica uma depreciação da moeda local (má notícia). O coeficiente β representa a variação percentual na moeda local para 1 ponto percentual de surpresa na inflação. Terá sinal positivo se relacionar má notícia de inflação ($S_t > 0$) com boa notícia para o câmbio ($R_t > 0$) ou se relacionar boa notícia para a inflação ($S_t < 0$) com má notícia para o câmbio ($R_t < 0$). Analogamente, o coeficiente β terá sinal negativo se relacionar má notícia de inflação ($S_t > 0$) com má notícia para o câmbio ($R_t < 0$) ou se relacionar boa notícia para a inflação ($S_t < 0$) com boa notícia para o câmbio ($R_t > 0$). Estas condições estão resumidas na tabela 1:

INFLACAO	CÂMBIO	Beta
Surpresa Positiva $S_t = (D - E) > 0$ Má Notícia	Apreciação ($R_t > 0$)	$\beta > 1$
	Boa Notícia	
	Depreciação ($R_t < 0$)	$\beta < 1$
	Má Notícia	
Surpresa Negativa $S_t = (D - E) < 0$ Boa Notícia	Apreciação ($R_t > 0$)	$\beta < 1$
	Boa Notícia	
	Depreciação ($R_t < 0$)	$\beta > 1$
	Má Notícia	

Tabela 1 – Sinais das relações entre surpresas de inflação e variação cambial

3.2 A Base Empírica

O período de análise se estende de agosto de 1999 (após a formalização do regime de metas de inflação Brasil) até outubro de 2007, exclusive, quando os índices de inflação passaram a ser divulgados fora do horário de mercado. Tanto os dados de inflação esperada quanto os de inflação divulgada foram coletados do Bloomberg¹ e referem-se ao IPCA e

¹ Bloomberg News Service é atualmente o maior provedor de informações financeiras do mundo. Possui extensa base de dados de preços de ativos, derivativos e commodities, dados corporativos e macroeconômicos.

IPCA-15 calculados pelo IBGE. Para análise da variação na taxa nominal de câmbio utiliza-se o preço do primeiro vencimento de contrato de dólar futuro BM&F vigente à época da divulgação.

3.2.1 A Série da Taxa de Câmbio

O presente estudo analisará a variação da taxa nominal de câmbio que ocorre no intervalo de 10 minutos ao redor da divulgação do dado de inflação, ou seja, 5 minutos antes e 5 minutos depois da referida divulgação. Esta “janela” temporal é escolhida com base em evidências empíricas de estudos anteriores comentados a seguir, e devido a um certo *delay* para o cálculo dos núcleos de inflação conforme será discutido na próxima seção.

Cheung e Chinn (2000, 2001) reportam em pesquisa feita com vários *traders* que estes agentes de mercado acreditam que a taxa de câmbio ajusta-se quase que instantaneamente a anúncios de notícias (surpresas). Andersen et. al. (2002) corroboram a pesquisa supra citada analisando o efeito de notícias sobre as cotações *real time* de taxas de câmbio. Seus resultados indicam que as taxas de câmbio tendem a se ajustar rapidamente a notícias em movimentos ríspidos, com um “pulo”, enquanto a volatilidade tende a se ajustar gradualmente. Outros estudos associam “pulos” da taxa de câmbio ligadas a anúncios de dados macroeconômicos, como Goodhart, Hall, Henry e Pesaran (1993). Dominguez (1999) argumenta que a maioria dos maiores movimentos das taxas de câmbio ocorrem em um intervalo de 10 segundos de um anúncio macroeconômico. Todos estes resultados são coerentes com a hipótese de mercado eficiente e a escolha da janela de tempo observável ao redor de uma variável divulgada implica em um *trade-off* entre menor possibilidade de outras fontes de influência no preço e volatilidade. Em outras palavras, o preço move-se rapidamente para um novo e condizente patamar, mas os ajustes de posições trazem oscilação ao redor deste novo consensual preço justo.

Desta forma opta-se por utilizar uma janela de 10 minutos ao redor do horário da divulgação do dado de inflação considerado. Outra vantagem deste intervalo temporal é a possibilidade da comparação direta dos resultados aqui encontrados com os resultados de

Adicionalmente compila expectativas de diversos agentes de mercado para uma série de variáveis macroeconômicas.

trabalhos anteriores que utilizaram o mesmo critério, apesar das limitações de comparação quanto à liquidez e profundidade dos mercados de câmbio.

Para se medir a variação da taxa nominal de câmbio faz-se uso do primeiro dólar futuro BM&F. Opta-se pela utilização do primeiro futuro vigente à época de divulgação ao invés do dólar spot por uma série de motivos. Primeiro, a liquidez do primeiro dólar futuro é maior do que a liquidez do dólar spot como pode ser visto na figura 4 (Anexo). Algumas exceções ocorrem apenas no último dia útil de cada mês, quando há a formação da PTAX do mês, referência para a liquidação de grande parte de ativos e derivativos negociados (como swaps e opções de balcão). Vale ressaltar que nenhum dos dias da nossa amostra é coincidente com o último dia útil do mês. Segundo, como consequência do primeiro motivo, a profundidade do dólar spot é sobremaneira menor que a profundidade do dólar derivativo, ou seja, os spreads do primeiro dólar futuro BM&F são mais estreitos do que os spreads do dólar spot. Um dos fatores para que isso ocorra é a utilização do derivativo para aposta ou hedge cambial, enquanto o dólar pronto é negociado primariamente para ajuste de caixa, normalmente através da chamada operação de dólar casado. Em uma operação de dólar casado, ocorre simultaneamente a compra de dólar spot e a venda do dólar futuro ou vice versa. Desta forma é pequena a importância do nível nominal da taxa de câmbio, mas sim a diferença entre o spot e o futuro. Esta característica da utilização do mercado de spot apenas para regulação de caixa realimenta a diferença de liquidez entre o spot e o primeiro futuro BM&F. Em terceiro lugar, o dólar spot pode ser negociado em balcão, o que dificulta a obtenção de cotações *real time*. Vale notar que como estamos utilizando dados de alta frequência intradiários de 5 minutos, não haverá influência do nível de câmbio sobre a variação cambial e será possível a comparação dos resultados obtidos para diferentes datas de vencimento de dólar futuro.

Estas considerações são corroboradas em artigo de Garcia e Urban(2004). À época do estudo a relação de volume derivativo x volume spot era de 2,7. O artigo considera ainda outros motivos para a maior liquidez do dólar futuro se comparado ao dólar spot, como a migração da atividade especulativa das tesourarias dos bancos para os fundos de investimentos que, por impedimento legal, não praticam operações de câmbio no mercado interbancário. Além disso, os bancos possuem permissão exclusiva para praticar operações de câmbio. Outro fator limitante do mercado spot são os custos operacionais, fechando o círculo vicioso da liquidez do mercado spot. Finalmente, mas talvez mais importante, o

artigo verifica que é no mercado futuro (primeiro vencimento vigente BM&F) que se forma o preço da taxa de câmbio, sendo o preço do spot determinado por arbitragem.

Os retornos e desvio padrão da variação nominal de câmbio para todos os intervalos de 10 minutos considerados estão na tabela 2. Os dados foram subdivididos conforme explicado na próxima seção. Ajusta-se o cálculo de forma que uma variação positiva significa uma apreciação do real em relação ao dólar e uma variação negativa significa uma depreciação do real em relação ao dólar. A análise das série de variações da taxa nominal de câmbio ao redor das divulgações dos índices de inflação, fornece evidência estatística para que se rejeite a hipótese nula de existência de uma raiz unitária. As séries são estacionárias e os correlogramas dos resíduos não apontam autocorrelação. Os testes estatísticos para todas as séries estão em anexo, nas tabelas de 14 a 33. A média de apreciação da taxa nominal de câmbio para todas as amostras foi de 0,0219% e o desvio padrão de 0,1792%, desvio este significativamente maior que os desvios encontrados por CW em seus testes com moedas “fortes” (de 0,05% a 0,09%). Como comentado no artigo citado, o desvio padrão pode estar relacionado à profundidade e à liquidez dos mercados das diferentes moedas. As médias e desvios padrão para todas as séries de dólar consideradas estão na tabela 2.

3.2.2 A Série de Surpresa Inflacionária

Quanto à inflação, definiremos uma surpresa inflacionária como a diferença em pontos percentuais entre o número de inflação esperado da pesquisa Bloomberg e o número divulgado pelo órgão competente e replicado também na Bloomberg. Uma surpresa com sinal positivo significa que o número divulgado foi maior do que o esperado (má notícia ou inflação maior que o esperado) e uma surpresa de sinal negativo implica em um número divulgado menor do que o número esperado (boa notícia ou inflação menor do que o esperado).

Faz-se a opção de utilizar como indicador de inflação o IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo – por ser o índice oficial de inflação e utilizado como parâmetro no regime de metas de inflação do Banco Central do Brasil. O IPCA é calculado pelo IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – e tem divulgada a sua variação em termos percentuais de um mês contra o mês anterior. O IPCA-15 é uma prévia do IPCA e corresponde ao período do dia 15 de um mês até o dia 14 do mês subsequente.

Vários artigos procuraram verificar se as pesquisas de expectativas dos agentes de mercado contém de fato informação relevante da variável prevista. Desde estudos como Urich e Wachtel (1984) até Balduzzi, Elton e Green (2001) tem indicado que, ao menos no que se refere à pesquisa conduzida pelo International Money Market Services (MMS)², a mediana das expectativas coletadas contém informação relevante, é normalmente não viesada e é menos dispersa que as expectativas geradas por modelos extrapolativos. A pesquisa é realizada por telefone uma vez por semana com 40 instituições do mercado monetário. Analogamente à MMS, a Bloomberg realiza pesquisa similar com certas vantagens para o presente estudo. A Bloomberg pesquisa junto a agentes do mercado financeiro quais são suas expectativas para uma série de dados e indicadores macroeconômicos, entre eles a inflação. A pesquisa é realizada por email e pode ser enviada a qualquer momento até a divulgação do dado. Esta é uma vantagem em relação à pesquisa FOCUS do Banco Central. Apesar da possibilidade por parte dos agentes de mudança na projeção até um dia antes da divulgação do dado, a maioria dos participantes envia suas previsões na data crítica para o ranqueamento dos TOP 5 (de 7 a 9 dias antes da divulgação dos dados de inflação) e não as altera posteriormente. Apesar de ter menor número de participantes (cerca de 40 contra cerca de 90 do FOCUS) as projeções da Bloomberg são mais utilizadas pelos *daytraders* uma vez que é na Bloomberg que cerca de 85% dos agentes de mercado (nacionais e estrangeiros) aguardam e tomam conhecimento do número de inflação divulgado. O menor *delay* entre o dado projetado e o dado divulgado minimiza a possibilidade de revisões de projeções não reportadas, o que poderia superestimar as surpresas de inflação. De fato, as surpresas de inflação calculadas pela pesquisa Focus são, em média, maiores em módulo do que as surpresas calculadas pelas projeções de inflação da Bloomberg. Desta forma, os dados divulgados de inflação e expectativas de inflação foram obtidos na Bloomberg News Service. Usa-se aqui a mediana destes agentes como a expectativa de inflação para cada dado de inflação a ser anunciado. Por curiosidade e garantia, todas as simulações apresentadas também foram rodadas com os dados de inflação da pesquisa FOCUS. Não há qualquer alteração significativa dos resultados apresentados na próxima seção. Em caso de interesse as regressões com as séries FOCUS podem ser obtidas com o autor.

² International Money Market Services (MMS) é um provedor de informações financeiras, normalmente fruto de coleta e pesquisa de dados.

Foi também na Bloomberg que foram obtidos os dados de inflação anunciados, já que este serviço preserva os dados anunciados e não os substitui por dados revisados. Como estamos interessados em saber a resposta imediata da taxa nominal de câmbio quando do anúncio de um dado macroeconômico, é fundamental que façamos uma distinção entre os dados divulgados e os dados revisados, muito comuns quando se trata de variáveis macroeconômicas.

Infelizmente no Brasil não se poderá testar a correlação entre variação da taxa nominal de câmbio e os núcleos de inflação. Os núcleos de inflação são medidas que excluem do seu cálculo alguns componentes mais voláteis a partir do índice chamado de cheio, que contempla todos os itens da pesquisa de preços realizada. As diferentes medidas de núcleo (por exclusão, medias aparadas, ex alimentação) não são divulgadas pelo IBGE no momento da divulgação do índice cheio, mas sim calculadas por diversos agentes do mercado, a partir da tabela completa de variações que compõem o índice e divulgada pelo IBGE. Este processo desencadeia um processo similar a um fluxo imperfeito de informações por um curto espaço de tempo conforme cada agente de mercado calcula seus núcleos. Somente após a divulgação dos núcleos por algum serviço de informações de mercado, como Broadcast, Reuters ou a própria Bloomberg pode-se assumir que a surpresa será conhecida de maneira uniforme. Todo este processo não leva mais que 1 ou 2 minutos, quando então será possível inferir que o efeito da surpresa já se refletiu nos preços, uma vez que a influência da surpresa sobre os preços é instantânea conforme discutido anteriormente. Esta é a última justificativa da escolha pela janela de 10 minutos no presente estudo, de forma a minimizar a probabilidade de fatos geradores de variações da taxa nominal de câmbio não considerados, sem entretanto ignorar o efeito da surpresa de inflação que se pretende estudar permitindo que a volatilidade caia conforme Andersen et. al. (2002).

Os retornos e desvio padrão das surpresas de inflação para todos os intervalos de 10 minutos considerados estão na tabela 2. Os dados foram subdivididos conforme explicado na próxima seção. Ajusta-se o cálculo de forma que um valor positivo significa uma má notícia de inflação (dado divulgado maior que o dado esperado) e um dado negativo significa uma boa notícia de inflação (dado divulgado menor que o valor esperado). A média da surpresa de inflação para todos os dados considerados no presente estudo é de 0,0078 pontos percentuais com desvio padrão de 0,1067 pontos percentuais. Embora pareça que os agentes normalmente subestimem o valor do IPCA e superestimem o valor do IPCA15 as médias em módulo são menores que 0,015 pontos percentuais, indicando que um possível

viés, se houver, é baixo. Além destes dados, as médias e desvios padrão de todas as séries de surpresa de inflação utilizadas também se encontram na tabela 2.

As distribuições dos pares de pontos para cada par de dados utilizado estão nas figuras de 5 a 13.

3.3 Testes Empíricos

Para o teste e análise dos resultados efetua-se a regressão para as seguintes séries de dados, sendo cada série composta por pares de variação cambial e surpresas de inflação:

- i) IPCA: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação seja referente ao índice IPCA; procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde à surpresa de inflação relativa ao índice oficial do regime de metas.
- ii) IPCA15: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação seja referente ao índice IPCA15; procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde à surpresa de inflação relativa a um índice “proxy” do índice oficial do regime de metas.
- iii) IPCAPOS: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação seja referente ao índice IPCA e tenha o sinal positivo (ou seja, inflação divulgada maior que a esperada – má notícia); procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde a más notícias de inflação no índice oficial e em que magnitude.
- iv) IPCA15POS: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação seja referente ao índice IPCA15 e tenha o sinal positivo (ou seja, inflação divulgada maior que a esperada – má notícia); procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde a más notícias de inflação no índice “proxy” do índice oficial e em que magnitude.
- v) IPCANEG: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação seja referente ao índice IPCA e tenha o sinal negativo (ou seja, inflação divulgada menor que a esperada – boa notícia); procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde a boas notícias de inflação no índice oficial e em que magnitude.

- vi) IPCA15NEG: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação seja referente ao índice IPCA15 e tenha o sinal negativo (ou seja, inflação divulgada menor que a esperada – boa notícia); procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde a boas notícias de inflação no índice “proxy” do índice oficial e em que magnitude.
- vii) TODOS: todos os pares de dados coletados (ou seja, boas e más notícias) sejam eles do IPCA ou IPCA15; procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde de alguma forma à surpresa de inflação.
- viii) TODOSPOS: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação tenha o sinal positivo (ou seja, inflação divulgada maior que a esperada – má notícia) tanto para o IPCA como para o IPCA15; procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde de alguma forma a más notícias de inflação.
- ix) TODOSNEG: somente os pares de dados onde a surpresa de inflação tenha o sinal negativo (ou seja, inflação divulgada menor que a esperada – boa notícia) tanto para o IPCA como para o IPCA15; procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde de alguma forma a más notícias de inflação.
- x) TODOS_PRE2005: todos os pares de dados coletados (ou seja, boas e más notícias) sejam eles do IPCA ou IPCA15, no período de agosto de 1999 até dezembro de 2004 (inclusive); procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio respondeu de alguma forma à surpresa de inflação no período de implementação e maturação do regime de metas.
- xi) TODOS_APOS2005: todos os pares de dados coletados (ou seja, boas e más notícias) sejam eles do IPCA ou IPCA15, no período de janeiro de 2005 até outubro de 2007 (inclusive); procura-se observar se a oscilação da taxa nominal de câmbio responde de alguma forma à surpresa de inflação no período mais recente e após cerca de 6 anos da implementação do regime de metas.

Efetua-se a divisão das séries de modo a se tentar observar outro efeito relevante encontrado em CW e Andersen et. al. (2003). Nestes trabalhos há evidência estatística de que más notícias para a inflação implicam em respostas mais intensas das taxas nominais de câmbio (maiores coeficientes β , em módulo) que boas notícias. Uma má notícia de inflação presumiria um rápida e forte reação do Banco Central (através de aumento da taxa de juros) sem deterioração das expectativas de inflação (âncora), atraindo fluxo de divisas. Já

uma boa notícia não necessariamente implicaria em uma resposta imediata do Banco Central na taxa de juros, mas sim uma resposta mais suave no processo de relaxamento monetário.

Utilizam-se as séries de IPCA e IPCA15 para se testar se as respostas da taxa de câmbio são mais fortes ante uma surpresa de inflação ao número oficial do regime de metas do que a um índice “proxy”, o que de fato seria de se esperar, embora seja também razoável supor que os resultados obtidos com a série IPCA sejam parecidos daqueles encontrados com a série IPCA15. Desta forma, com a série TODOS procura-se regredir o modelo com a maior quantidade de pares de dados possível.

Vale destacar alguns números interessantes, ainda sem tratamento estatístico, compilados na tabela descritiva 2 do Anexo, reproduzida abaixo:

	Variação Cambial		Surpresa Inflação	
	media	desvpad	media	desvpad
TODOS	0.0219%	0.1792%	0.0078%	0.1067%
IPCA	0.0178%	0.1829%	0.0144%	0.1184%
IPCA15	0.0289%	0.1742%	-0.0036%	0.0828%
IPCAPOS	0.0137%	0.1488%	0.0898%	0.1144%
IPCA15POS	0.0234%	0.2310%	0.0610%	0.0445%
TODOSPOS	0.0174%	0.1831%	0.0787%	0.0944%
IPCANEG	0.0331%	0.2157%	-0.0667%	0.0609%
IPCA15NEG	0.0359%	0.0942%	-0.0711%	0.0568%
TODOSNEG	0.0341%	0.1783%	-0.0684%	0.0590%
PRE2005	0.0097%	0.1787%	0.0193%	0.1339%
APOS2005	0.0288%	0.1838%	-0.0018%	0.0694%

Tabela 2 – Médias e Desvio Padrão das Séries de Variações Cambiais e Surpresas de Inflação

Em primeiro lugar, observa-se que, quando são utilizados todos os pares de dados da série (série TODOS), em média e para todos os dados em conjunto, a média da variação da taxa nominal de câmbio e a média das surpresas de inflação têm o mesmo sinal, indicando que se pode encontrar um resultado como em CW. Entretanto, quando se olha para a média e o desvio padrão apenas dos pares de dados onde a surpresa de inflação tem sinal negativo (TODOSNEG – boas notícias) constata-se que, em média e para todos os dados da série em conjunto, a média da variação da taxa nominal de câmbio é positiva (boa notícia). Neste caso as médias de sinais opostos parecem contradizer CW. Segundo, quando se compara a média e o desvio padrão desta série com a série onde a surpresa de inflação tem sinal positivo (TODOSPOS) constata-se que a média de apreciação cambial é maior no caso em que a surpresa de inflação é tem sinal negativo (ou seja, boa notícia para a inflação). Do

exposto acima imagina-se que os resultados no caso brasileiro terão algumas particularidades ou serão distintos em alguma medida dos resultados de CW. Roda-se uma Regressão de Mínimos Quadrados na equação 27 para todas as séries. Os resultados estão na próxima seção.

4.Resultados

A princípio, apesar dos comentários do final da seção anterior, seria de se esperar que no caso brasileiro a resposta da taxa de câmbio fosse igual àquela encontrada empiricamente por CW e Goldberg e Klein (2006), uma vez que o Brasil adota sistema de metas de inflação desde 1999. O fato de em inúmeros países uma má notícia para a inflação ter como consequência uma apreciação do câmbio (boa notícia) foi inclusive chamada de “uma nova regularidade empírica” por CW. Outra “regularidade empírica” encontrada em CW e ratificada por Andersen et. al. (2003) é maior magnitude de resposta da taxa de câmbio a notícias negativas de inflação, ou seja, a influência e magnitude de reação da taxa de câmbio é maior quando a inflação divulgada é maior do que a inflação esperada.

Entretanto, é importante observar que estes resultados estão condicionados a duas premissas fundamentais: a existência de um Banco Central crível (aos olhos dos agentes de mercado) e forte reação da autoridade monetária a um aumento de inflação ou expectativas de inflação (Regra de Taylor agressiva). Além disso, no caso de uma economia em desenvolvimento, outros fatores podem influenciar os resultados (lembrando que em todos os trabalhos citados apenas economias desenvolvidas foram analisadas). O ambiente econômico de uma economia emergente é diverso daquele de economias desenvolvidas, fazendo-se necessária a consideração de outras variáveis por parte dos agentes econômicos e possivelmente diminuindo a causalidade das surpresas de inflação sobre a variação da taxa nominal de câmbio em uma base intradiária.

A seguir, são analisados os dados da seguinte forma: primeiro, procura-se por relação entre o índice oficial de inflação para o regime de metas (IPCA) e a taxa de câmbio. Segundo, repete-se o teste mas agora com o IPCA15, uma "proxy" do IPCA. Terceiro, testa-se a influência e magnitude de boas e más notícias em separado. Quarto, analisam-se os efeitos com todos os dados disponíveis (IPCA e IPCA15). Por fim, compara-se a influência de surpresas de inflação na variação da taxa de câmbio em períodos distintos, a saber: de 1999 a 2005 (exclusive) e no período de 2005 (inclusive) até outubro de 2007.

As tabelas de regressão com seus principais resultados e respectivos coeficientes de regressão estão no corpo do trabalho. Os correlogramas dos resíduos e os correlogramas dos quadrados dos resíduos estão em anexo, nas tabelas de 34 a 57.

i) Série IPCA

Dependent Variable: DOL_IPCA

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1 86

Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_IPCA	-0.330385	0.163117	-2.025444	0.0460
R-squared	0.036535	Mean dependent var		0.000181
Adjusted R-squared	0.036535	S.D. dependent var		0.001828
S.E. of regression	0.001794	Akaike info criterion		-9.797145
Sum squared resid	0.000274	Schwarz criterion		-9.768606
Log likelihood	422.2772	Durbin-Watson stat		1.879013

Tabela 3 – Regressão da Série IPCA

Nota-se que há evidência estatística para se aceitar a hipótese de que surpresas de inflação causam movimentos da taxa de câmbio em uma base intradiária em um nível de significância de 95%. Entretanto, o sinal da relação entre as variáveis é o oposto daquele encontrado em CW e Goldberg e Klein(2006). O coeficiente de -0.33 indica que para cada 1% de surpresa de inflação o câmbio responde com um movimento de 0.33%, sendo que uma má notícia de inflação (índice divulgado maior que o índice esperado) implica em uma má notícia para o câmbio (depreciação cambial). Este resultado parece em linha com um modelo tradicional de taxa de câmbio e não replica os resultados empíricos de dos dois trabalhos acima citados.

A seguir, testa-se se o efeito das surpresas de inflação sobre a taxa de câmbio é suficientemente forte para aparecer também quando o índice de inflação considerado é uma proxy do IPCA.

ii) Série IPCA15

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1 50

Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_IPCA15	-0.263539	0.302016	-0.872599	0.3871
R-squared	-0.011810	Mean dependent var		0.000286
Adjusted R-squared	-0.011810	S.D. dependent var		0.001741

S.E. of regression	0.001751	Akaike info criterion	-9.837060
Sum squared resid	0.000150	Schwarz criterion	-9.798819
Log likelihood	246.9265	Durbin-Watson stat	2.381393

Tabela 4 – Regressão da Série IPCA15

Neste caso, claramente não se pode afirmar que há evidência estatística de que surpresas de inflação implicam em reações da taxa de câmbio.

A seguir regride-se separadamente as surpresas negativas e positivas de inflação. Note-se que, conforme já comentado anteriormente, uma surpresa positiva denota o sinal aritmético da surpresa (Valor divulgado – Valor esperado) e não a qualidade da surpresa (boa ou ruim). Desta forma, as séries POS indicam más notícias de inflação e as séries NEG se referem a boas notícias de inflação.

iii) Série IPCAPOS

Dependent Variable: DOL_IPCA_POS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1 40
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_IPCA_POS	-0.152498	0.162470	-0.938622	0.3537
R-squared	0.013582	Mean dependent var		0.000138
Adjusted R-squared	0.013582	S.D. dependent var		0.001493
S.E. of regression	0.001483	Akaike info criterion		-10.16527
Sum squared resid	8.57E-05	Schwarz criterion		-10.12305
Log likelihood	204.3054	Durbin-Watson stat		1.532898

Tabela 5 - Regressão da Série IPCAPOS

iv) Série IPCA15POS

Dependent Variable: DOL_IPCA15_POS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1 25
Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_IPCA15_POS	-0.390678	0.612911	-0.637413	0.5299
R-squared	0.006269	Mean dependent var		0.000232
Adjusted R-squared	0.006269	S.D. dependent var		0.002305

S.E. of regression	0.002298	Akaike info criterion	-9.274725
Sum squared resid	0.000127	Schwarz criterion	-9.225970
Log likelihood	116.9341	Durbin-Watson stat	2.150030

Tabela 6 - Regressão da Série IPCA15POS

Das tabelas acima é imediato constatar que, no caso brasileiro, não há evidência estatística de que uma surpresa positiva na inflação (ou seja, má notícia) provoque uma reação de apreciação da taxa nominal de câmbio. A seguir, analisa-se o caso em que as surpresas na inflação são negativas (ou seja, boas notícias):

v) Série IPCANEG

Dependent Variable: DOL_IPCA_NEG

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1 39

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_IPCA_NEG	-0.644664	0.374268	-1.722464	0.0931
R-squared	0.049229	Mean dependent var		0.000336
Adjusted R-squared	0.049229	S.D. dependent var		0.002152
S.E. of regression	0.002098	Akaike info criterion		-9.469970
Sum squared resid	0.000167	Schwarz criterion		-9.427314
Log likelihood	185.6644	Durbin-Watson stat		2.090772

Tabela 7 - Regressão da Série IPCANEG

vi) Série IPCA15NEG

Dependent Variable: DOL_IPCA15_NEG

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1 24

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_IPCA15_NEG	-0.172266	0.227050	-0.758714	0.4557
R-squared	-0.116919	Mean dependent var		0.000354
Adjusted R-squared	-0.116919	S.D. dependent var		0.000951
S.E. of regression	0.001005	Akaike info criterion		-10.92781
Sum squared resid	2.32E-05	Schwarz criterion		-10.87872
Log likelihood	132.1337	Durbin-Watson stat		2.094006

Tabela 8 - Regressão da Série IPCA15NEG

O resultado é similar ao caso anterior. Percebe-se que não há evidência estatística suficiente para rejeitar a hipótese de que surpresas negativas de inflação (boas notícias) não tenham influencia nas reações da taxa de câmbio em uma base intradiária.

A seguir, compila-se todos os dados disponíveis juntos, formando-se a maior amostra possível com os dados obtidos para o presente estudo. Trata-se da série com dados relativos a divulgações tanto de IPCA como de IPCA15.

vii) Série TODOS

Dependent Variable: DOL_TODOS

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1 136

Included observations: 136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_TODOS	-0.315844	0.142533	-2.215933	0.0284
R-squared	0.020442	Mean dependent var		0.000220
Adjusted R-squared	0.020442	S.D. dependent var		0.001791
S.E. of regression	0.001772	Akaike info criterion		-9.825877
Sum squared resid	0.000424	Schwarz criterion		-9.804460
Log likelihood	669.1596	Durbin-Watson stat		2.041640

Tabela 9 - Regressão da Série TODOS

Como no caso da série IPCA, há certa evidência estatística que indica uma relação entre surpresas de inflação e variação da taxa nominal de câmbio, no sentido de uma má notícia para a inflação implicar em uma má notícia para o câmbio e uma boa notícia de inflação implicar em boa notícia para o câmbio. A magnitude dos coeficientes da regressão IPCA e TODOS são muito próximas, enquanto o R quadrado da segunda é menor que o da primeira (apesar do menor pstat da regressão de TODOS). Este resultado é coerente com a baixa significância da série IPCA15 isolada.

Da mesma forma que foram testadas as diferenças de magnitude e sinal nos casos de surpresas negativas e positivas para o IPCA e IPCA15 isoladamente faz-se a regressão de todas as surpresas negativas (boas notícias) e positivas (más notícias) com TODOS:

viii) Série TODOSPOS

Dependent Variable: DOL_TODOS_POS

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1 65

Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_TODOS_POS	-0.186885	0.184962	-1.010395	0.3161
R-squared	0.006688	Mean dependent var		0.000174
Adjusted R-squared	0.006688	S.D. dependent var		0.001831
S.E. of regression	0.001825	Akaike info criterion		-9.759440
Sum squared resid	0.000213	Schwarz criterion		-9.725988
Log likelihood	318.1818	Durbin-Watson stat		1.626035

Tabela 10 - Regressão da Série TODOSPOS

ix) Série TODOSNEG

Dependent Variable: DOL_TODOS_NEG

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1 63

Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_TODOS_NEG	-0.463385	0.247180	-1.874689	0.0655
R-squared	0.018027	Mean dependent var		0.000343
Adjusted R-squared	0.018027	S.D. dependent var		0.001782
S.E. of regression	0.001765	Akaike info criterion		-9.825157
Sum squared resid	0.000193	Schwarz criterion		-9.791139
Log likelihood	310.4924	Durbin-Watson stat		1.996326

Tabela 11 - Regressão da Série TODOSNEG

Também não parece haver nas séries de surpresas positivas e negativas relação clara entre surpresas de inflação e variação da taxa nominal de câmbio. Para o caso de surpresas negativas (boas notícias) pode-se reparar que se há correlação esta é no sentido de, mais uma vez, uma boa notícia na inflação acarretar uma apreciação (boa notícia) cambial.

Por fim, procura-se verificar se é possível que os resultados aqui encontrados para o período de 1999 a 2007, díspares daqueles de CW, possam ser significativamente alterados se desprezarmos o período inicial do regime de metas. Como já comentado anteriormente, Goldberg e Klein (2006) observaram o efeito de más notícias de inflação implicando em

más notícias para o câmbio na Zona do Euro somente após 2003, e consideraram este resultado coerente com o ganho de credibilidade do Banco Central Europeu. Analogamente, a seguir procura-se verificar o que ocorreu no Brasil no período mais recente (após 2005, inclusive). Observa-se que, talvez pelo menor número de dados, os resíduos da série de variação cambial APOS2005 apresentam autocorrelação. A inclusão de um termo AR(3) permite a obtenção de resíduos não correlacionados.

x) Série TODOS_APOS2005

Dependent Variable: DOL_TODOS0507

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 4 64

Included observations: 61 after adjustments

Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_TODOS0507	-0.560059	0.275132	-2.035599	0.0463
AR(3)	0.443052	0.117027	3.785897	0.0004
R-squared	0.188278	Mean dependent var		0.000321
Adjusted R-squared	0.174520	S.D. dependent var		0.001873
S.E. of regression	0.001702	Akaike info criterion		-9.881749
Sum squared resid	0.000171	Schwarz criterion		-9.812540
Log likelihood	303.3933	Durbin-Watson stat		1.873057
Inverted AR Roots	.76	-.38+.66i	-.38-.66i	

Tabela 12 - Regressão da Série TODOS_APOS2005

A regressão indica um resultado parecido com aqueles encontrados para as séries TODOS e IPCA. Ou seja, não é possível observar em período mais recente uma mudança qualitativa nos resultados no sentido de corroborar os resultados de CW no Brasil. O que parece ter ocorrido, observando –se a regressão abaixo somente com os dados anteriores a 2005 (exclusive), é um aumento de influencia das surpresas de inflação nas variações das taxa nominal de câmbio (vide o aumento em módulo do coeficiente e melhora do Pstat) embora o sentido seja o contrário daquele encontrado em CW e Goldberg e Klein(2006).

xi) Série TODOS_PRE2005

Dependent Variable: DOL_TODOS_9905
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1 68
Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SURP_TODOS_9905	-0.286064	0.157794	-1.812897	0.0743
R-squared	0.043906	Mean dependent var		9.71E-05
Adjusted R-squared	0.043906	S.D. dependent var		0.001787
S.E. of regression	0.001748	Akaike info criterion		-9.846656
Sum squared resid	0.000205	Schwarz criterion		-9.814016
Log likelihood	335.7863	Durbin-Watson stat		1.925100

Tabela 13 - Regressão da Série TODOS_PRE2005

Em suma, constata-se que não há evidência estatística de que más notícias para a inflação signifiquem boas notícias para a taxa nominal de câmbio no Brasil, ao contrario do encontrado em CW para um grupo de países desenvolvidos com metas de inflação. Em geral, o poder de explicação não é elevado (R quadrado sempre menor que 0.2).

Em alguns casos, como nas series IPCA e TODOS, são encontrados coeficientes que podem ser considerados razoavelmente significativos, com Pstat de cerca de 0.05, sendo estes coeficientes negativos e em magnitude de cerca de -0.30. Ou seja, indica que más notícias para a inflação são também más notícias para a taxa nominal de câmbio e que boas notícias para a inflação são também boas notícias para a taxa de câmbio, em uma relação de apreciação ou depreciação do real frente ao dólar de 0.30% para cada ponto percentual de surpresa positiva ou negativa de inflação, respectivamente . Apesar de na série TODOS o Pstat ser marginalmente melhor do que no caso da série IPCA, os dados de IPCA15 não tem coeficiente estatisticamente significativo. Em nenhum dos casos considerados houve regressão que trouxe uma correlação positiva entre variação nominal de câmbio e surpresa de inflação. A remoção de possíveis *outlayers* ou a utilização de filtros (White, NW) ou ainda o acréscimo de uma constante não alteram significativamente os resultados apresentados.

Quanto ao sinal das séries separadas por surpresas positivas e negativas de inflação, ou seja, em casos de más notícias e boas notícias para a inflação, ou ainda separadas por

pares onde a inflação divulgada foi maior que a inflação esperada e pares onde a inflação divulgada foi menor que a inflação esperada, o resultado não é diferente: nenhum coeficiente encontrado é estatisticamente significativo e nem se pode observar algum comportamento de taxa nominal de câmbio que esteja relacionado ao sinal da surpresa da taxa de inflação. Para países desenvolvidos, CW e Andersen et. al. (2003) encontraram evidências estatísticas significativas de que as más notícias para a inflação tinham um maior efeito sobre a taxa de câmbio de países com metas de inflação do que surpresas positivas de inflação. Tampouco é significativo o resultado apenas do período mais recente, caso se admitisse que o período inicial do regime de metas e o período eleitoral de 2001 estivessem “poluídos” por uma condição anormal de credibilidade.

De maneira geral, pode-se inferir que, no Brasil, não há uma relação forte entre surpresas na taxa de inflação e variações na taxa nominal de câmbio, mas apenas uma certa influência das surpresas de IPCA. Esta correlação tem o sentido “tradicional”: más notícias para a taxa de inflação se traduzem em más notícias para o câmbio (depreciação).

5. Conclusões, Limitações do Trabalho e Sugestões Para Futuras Pesquisas

Não foram encontradas evidências empíricas no caso do Brasil que confirmem que o sinal da covariância entre uma surpresa de inflação e a variação da taxa nominal de câmbio possa nos dizer algo sobre como a política monetária é conduzida. Mais especificamente, não se pode afirmar que más notícias para a inflação (ou seja, inflação maior que a esperada) sejam boas notícias para a taxa nominal de câmbio (ou seja, aprecia no momento da notícia de inflação), mesmo sabendo-se que o Banco Central implementa um sistema de metas inflacionárias com uma Regra de Taylor. No caso brasileiro, se há algum efeito, este é no sentido de que uma má notícia de inflação implica em uma má notícia para o câmbio e uma boa notícia para a inflação implica em uma boa notícia para o câmbio. Se surpresas negativas e positivas forem consideradas em separado, não há relação estatisticamente significativa entre estas surpresas e a taxa de variação cambial, tanto na situação de boas notícias para a inflação, quanto na situação de más notícias para a inflação. Portanto, no caso brasileiro, o sinal da covariância entre surpresas de inflação e variações da taxa nominal de câmbio não indica de que forma a política monetária é conduzida. É importante ressaltar que estes resultados não contradizem os estudos anteriores em outras economias que encontraram relação significativa entre as variáveis consideradas. A seguir faz-se uma análise das diferenças entre o resultado encontrado por CW e o presente trabalho bem como algumas particularidades do caso brasileiro

CW sugere duas conclusões após encontrar empiricamente uma relação entre a variação da taxa nominal de câmbio e surpresas de inflação, sendo que uma má notícia sobre a inflação significa uma boa notícia para o câmbio no curtíssimo prazo e vice versa.

Primeiro, que para que isto ocorra os regimes de metas de inflação devem ser suficientemente críveis a ponto de ancorar as expectativas de inflação. Em outras palavras, o efeito da credibilidade deve ser forte o suficiente para contrabalançar o efeito de longo prazo da PPP que tende a depreciar a moeda no ato de uma surpresa negativa para a inflação. Se, por um lado, parece haver um certo consenso quanto à melhora da credibilidade do sistema de metas no Brasil, por outro não se encontrou até agora evidência estatística de que o grau desta credibilidade seja igual ou próximo à credibilidade dos sistemas de metas dos países desenvolvidos. Pelo contrário, alguns fatores de volatilidade são características de economias emergentes.

Por exemplo, Fraga, Goldfajn e Minella (2003) verificaram que economias emergentes têm se deparado com maior volatilidade no produto e na inflação e pior performance em sistemas de metas de inflação do que economias desenvolvidas. Eles analisam que estas constatações sugerem que ou as economias emergentes estão menos comprometidas com o sistema de metas, ou o sistema de metas de inflação nestes países é mais desafiador. A última hipótese está relacionada a um ambiente de condições macroeconômicas mais volátil e a instituições mais fracas. As economias em um sistema de metas de inflação teriam o desafio de quebrar o círculo vicioso da baixa credibilidade e instituições mais frágeis de um lado, e maior instabilidade macroeconômica e vulnerabilidade a choques externos de outro. Como exemplo, Fraga et. al. citam o caso do Brasil em 2002. Houve um estancamento do fluxo de capital externo que levou a uma substancial depreciação da moeda (cerca de 50%). Mesmo em um contexto de boas condições iniciais, este evento levou não só ao não cumprimento da meta estabelecida mas também a uma piora na expectativa de inflação. O trabalho em questão classifica os elementos complicadores do sistema de metas em economias emergentes em 3 tipos: regimes fiscais fracos (dominância fiscal e medo de que o governo inflacione no futuro), o risco associado a um sistema financeiro pouco regulado (dominância financeira) e grandes choques externos (dominância externa e aumento de volatilidade pela vulnerabilidade a choques externos). O sucesso do sistema de metas pressupõe a ausência de dominância fiscal, mas a dominância externa não pode ser completamente eliminada. Em uma regressão VAR foi encontrado que, no Brasil, os choques externos explicam 49% dos erros de previsão da taxa de juros. Esta impossibilidade de cumprimento das metas mesmo em condições de grande esforço, como comentado em Araújo e Santos (2007), limita e influencia os parâmetros do regime de metas de inflação.

Araújo e Santos (2007) introduzem o conceito de Banco Central Fraco, que seria aquele que depende de um ambiente macroeconômico estável ou favorável para atingir suas metas predefinidas. Baseando-se na Teoria dos Jogos, eles desenvolveram um modelo em que sempre que um Banco Central Fraco adota metas de inflação muito baixas ou um grau de transparência muito alto, um tipo ruim de equilíbrio pode aparecer pela desconfiança dos agentes de mercado em relação ao rigor das metas. Por outro lado, se um Banco Central opta por metas menos ambiciosas (ou mais realistas), ele pode evitar crises de confiança e garantir um único equilíbrio para a inflação esperada. Desta forma, adotar metas menos ambiciosas pode ser desejável no sentido de se obter maior credibilidade e portanto uma

melhor coordenação de expectativas. Uma meta de inflação baixa e alto grau de transparência são desejáveis quando a economia em questão tem fundamentos fortes e a meta pode ser atingida em várias condições macroeconômicas, inclusive em um ambiente de piora significativa de cenário.

Já Lowenkron e Garcia (2007) investigam quão crível tem sido a política monetária no Brasil desde 2001. A constatação de que as surpresas de inflação de curto prazo têm um efeito significativo nas expectativas de inflação de médio prazo os leva a inferir que este é o sintoma de, pelo menos, um de dois problemas: inércia inflacionária (ou indexação da economia) e/ou falta de credibilidade na autoridade monetária. Este fenômeno leva a uma menor eficiência da política monetária, uma vez que o custo em termos de perda de produto é maior. Resultados empíricos indicam que as surpresas de inflação de curto prazo têm “empurrado” as expectativas de inflação para além das metas e também tem aumentado o prêmio de risco de inflação. Esta seria uma indicação de que a imperfeição de credibilidade no arranjo monetário estaria abafando um importante canal de transmissão de política monetária e, conseqüentemente, impondo uma taxa real de juros de equilíbrio mais alta. Eles concluem que a independência do Banco Central do Brasil durante este período teria ajudado a política monetária a ser menos custosa. Como uma última conjectura, Lowenkron e Garcia especulam que a falta de credibilidade não pode ser entendida olhando-se para a história de decisões conservadoras do Banco Central, mas sim pelo medo de troca de regime (*peso problem*). Más notícias de inflação requereriam uma política monetária e fiscal ainda mais rígida, reduzindo a chance de reeleição ou continuidade do partido governista. Neste cenário, seria necessário um fluxo constante de boas notícias para prevenir a troca de regime. Esta situação seria similar àquela de Banco Central Fraco descrita em Araújo e Santos (2007).

A segunda conclusão de CW indica que somente um sistema de metas de inflação crível não é condição suficiente para que a relação más notícias x boas notícias ocorra. É também necessário que o Banco Central eleve as taxas de juros de forma suficientemente agressiva ante um choque inflacionário e não somente em coeficiente maior que 1, como requerido pela regra de Taylor. Neste caso há consenso de que o Banco Central do Brasil tem reagido fortemente às pressões inflacionárias.

Minella et. all. (2002) analisam os três primeiros anos do regime de metas de inflação no Brasil. Além de, como trabalhos anteriores já citados, concluírem que o Banco Central tem ganho credibilidade e que esta ainda estaria em construção, estimam uma

função de reação do Banco Central que relaciona a taxa de juros à inflação esperada e ao *gap* de produto. São utilizadas duas definições de taxas de juros: a SELIC, definida nas reuniões do COPOM, e um *gap* de taxa de juros entre a SELIC e sua tendência estimada por um filtro HP. A motivação para o uso do *gap* é para ter uma idéia melhor de como o Banco Central desvia a taxa de juros do equilíbrio, quando há um aumento nas expectativas de inflação. Isto é relevante para o Brasil, uma vez que quando o regime de metas foi implementado o nível de taxa de juros já era elevado. A estimação do modelo indica que o coeficiente de expectativa de inflação é de 1,84 e 4,25 usando-se a taxa Selic e o *gap* de juros, respectivamente (os coeficientes foram reavaliados em 2,0 a 2,3 e 2,7 a 5,7 em trabalho posterior, Minella et. al. (2003)). Desta forma, Minella et. al. concluem que o Banco Central responde fortemente à inflação esperada, conduzindo a política monetária de forma prospectiva e respondendo às pressões inflacionárias. Ademais, concluem que tem havido uma substancial redução na persistência inflacionária, apesar de notarem que a volatilidade da taxa de câmbio pode resultar no não cumprimento das metas estabelecidas. Choques de câmbio explicam 23,4% e 40,2% dos erros de previsão em preços administrados e de mercado, respectivamente, em um horizonte de 12 meses, e são uma importante fonte de variabilidade de índices de preços.

Saliente-se que, dadas as conclusões deste trabalho e de outros comentados anteriormente, a inflação não está totalmente sob o controle da autoridade monetária. A necessidade de emissões de títulos indexados a moedas estrangeiras, por exemplo, é fonte de risco e conseqüentemente aumenta o custo do regime de metas em economias emergentes. Haussman, Panizza e Stein (2001) argumentam que todos os países que não estão aptos a emitir dívida em sua própria moeda estão mais vulneráveis ao impacto de desalinhamentos de moedas em seu balanço. Estes desequilíbrios são ainda mais dramáticos em mundo integrado financeiramente, onde rumores de problemas financeiros podem levar a um fluxo de saída de capital que pode produzir uma crise auto-realizável. O aumento das reservas internacionais do Brasil nos últimos anos tem amenizado este efeito.

Holland (2005) também analisa a agressividade de reação do Banco Central. Ele ressalta que o Brasil exhibe alguns agravantes tais como rápido *pass-trough* e dificuldade na previsão de inflação. Afirma-se que o processo de construção de credibilidade na política monetária ainda é em grande parte afetado pela dificuldade de previsão de inflação. Por dois anos consecutivos, 2001 e 2002, a taxa de inflação ficou acima do limite superior da meta estabelecida. Conforme observado pelo autor, de acordo com Eichengreen (2002),

problemas de credibilidade deixam o sistema de metas de inflação menos atrativo pelo aumento de volatilidade e menor flexibilidade na implementação da política. Holland analisou o período de 1999 a 2005 e estimou o coeficiente de inflação em 4,35 no caso em que o *gap* de produto foi calculado como *Linear Trend* e em 2,33 quando o *gap* de produto foi calculado com um filtro HP. Portanto, há evidência empírica de que o Banco Central reage fortemente a pressões inflacionárias. Barbosa e Soares (2006) chegam a resultado parecido, argumentando que a evidência empírica sugere que a regra de Taylor no Brasil é similar à estimada para outros países, desde que inclua-se as variações da taxa de câmbio real corrente e defasada. Os coeficientes de inflação encontrados estão no intervalo de 1,57 a 3,57, bem acima do valor de referência de 1, indicando que o Banco Central vem reagindo agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta.

De acordo com os trabalhos de Soares (2006) e Holland (2005), o Banco Central do Brasil implementa uma regra de Taylor com coeficiente significativamente maior do que 1, o que indica que este ponto não contribui para a diferença nos resultados.

Há outros fatores que são específicos do caso brasileiro se compararmos as situações testadas em CW ou em outros trabalhos que ao menos incorporam o mesmo assunto, como Andersen, et. al. (2003), Goldberg e Klein (2006) e Faust, et. al. (2003). Primeiro, a liquidez do mercado de câmbio é muito menor aqui no Brasil do que nos países estudados por CW. Enquanto no Brasil o desvio padrão das variações cambiais no intervalo de 10 minutos é de aproximadamente 0,18%, o par de moedas com menor liquidez em CW apresentou desvio padrão de 0,09%. Segundo, o número de participantes na pesquisa Bloomberg é significativamente menor no Brasil (cerca de 50 agentes) do que para os dados de inflação dos países estudados em CW (cerca de 150). Embora se possa considerar o número de participantes significativo, pode-se também supor que, na média, a expectativa divulgada tenha um desvio maior em relação à expectativa real quando comparado à situação dos mercados externos. Terceiro, como já comentado anteriormente, no caso brasileiro não é possível fazer a regressão da taxa de variação cambial ante uma surpresa de inflação nos núcleos, uma vez que os núcleos não são divulgados no mesmo momento que o número cheio de inflação. Ainda que os núcleos não sejam utilizados oficialmente no regime Minella et. al. (2002) encontraram evidências estatísticas de que os núcleos “Granger-causam” os índices cheios. Os núcleos são calculados pelos agentes de mercado em diferentes períodos de tempo e posteriormente divulgados, acarretando assimetria de informação e irregularidade de divulgação dos números por serviços de notícias de mercado.

Desta forma, o efeito da surpresa dos núcleos impacta os preços de câmbio gradativamente e de forma irregular ao longo do tempo. Finalmente, como a taxa nominal de juros no Brasil é significativamente mais alta do que as taxas de juros nos países desenvolvidos, uma resposta do Banco Central a uma surpresa de inflação pode não ter o mesmo efeito sobre a taxa de câmbio ainda que seja implementada uma regra de Taylor com coeficiente elevado. Como o diferencial de juros já é elevado uma variação para mais ou para menos neste diferencial tem um peso pequeno quando comparado a outras variáveis macroeconômicas que fazem parte do processo de decisão dos agentes, como solvência, endividamento e outros fatores macroeconômicos. Desta forma, a quantidade de agentes que decide atuar na taxa de câmbio dada uma surpresa de inflação pode ser relativamente menor quando comparada às situações analisadas em CW.

Na linha destas hipóteses, Blanchard(2004) avalia a relação entre a valorização (ou desvalorização) cambial subsequente a um aumento da taxa real de juros. O resultado mais comumente aceito de maior atratividade dos títulos públicos locais e consequente apreciação da moeda pode não ocorrer, se houver a percepção de concomitante aumento da probabilidade de default da dívida pública externa. Neste caso, um aumento da taxa real de juros em resposta a uma inflação mais alta leva a uma depreciação de moeda, que por sua vez implica em uma pressão inflacionária. O trabalho afirma ainda que há evidências estatísticas de que esta era a situação do Brasil em 2002 e 2003, uma economia endividada em um ambiente de alta aversão ao risco. Um resultado pertinente ao presente estudo do modelo formulado é que, se o Brasil não fosse devedor líquido em dólares (como na situação atual), não há estatisticamente resposta da taxa de câmbio ante a um movimento da taxa de juros.

Outra evidência da relação não monotônica entre câmbio e juros foi encontrada por Hnatkovska, Lahiri e Vegh (2008). Através de um modelo de uma pequena economia aberta, procura-se explicar as evidências empíricas não conclusivas de outros trabalhos quanto à relação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. O modelo tem 3 aspectos principais: primeiro, taxas de juros domésticas nominais mais altas aumentam a demanda por depósitos, e consequentemente a base monetária. Segundo, as empresas dependem de empréstimos bancários para honrar os salários, o que diminui o produto quando as taxas sobem. Terceiro, taxas de juros mais altas aumentam o custo fiscal do governo, e portanto podem levar a um aumento nas expectativas de inflação. Enquanto o primeiro efeito tende a apreciar a moeda local, os dois últimos tendem a depreciá-la. Eles mostram três resultados principais.

Primeiro, a resposta do estado estacionário da taxa nominal de câmbio frente a um aumento na taxa nominal de juros não é monotônica. Segundo, a resposta da taxa nominal de câmbio a um choque temporário de um desvio padrão na taxa nominal de juros também não é monotônica: para economias em que o nível da taxa nominal de juros é baixa, um aumento temporário da taxa de juros aprecia a moeda local, enquanto em economias onde a taxa de juros é elevada, o mesmo desvio deprecia a moeda local. Terceiro, a resposta da taxa de câmbio a mudanças na política monetária depende do tamanho do choque. Para pequenos aumentos na taxa de juros, a taxa de câmbio tende a se apreciar, e para aumentos maiores a tendência é de depreciação. Por fim, Hnatkovska et. al. procedem com uma análise quantitativa para diversos países, inclusive para o Brasil. Não encontram evidência estatística significativa de que a taxa de câmbio no Brasil reage a mudanças na taxa de juros, enquanto em outros países esse efeito é por vezes de uma apreciação da moeda local e em outras vezes depreciação da moeda local.

A interrupção da divulgação dos índices de inflação de IPCA e IPCA 15 no horário de mercado impede a contínua atualização deste trabalho. Poder-se-ia, ao longo do tempo, observar se em algum momento, a credibilidade do Banco Central e a eficiência da política monetária teriam força suficiente para contrabalançar a tendência de depreciação da moeda (PPP) ante um choque de inflação, no curto prazo, pelo efeito das expectativas. Outra limitação do trabalho, oriunda da limitação dos dados disponíveis, é a dificuldade de obtenção de uma série contínua. Inúmeros provedores armazenam as cotações em “filas”, o que implica em apagar um dado antigo para registrar um dado novo, já que esse sistema preserva uma quantidade fixa de informação. Esta capacidade constante de armazenamento (número de observações) implica em um *tradeoff* entre período considerado (tamanho do histórico) e distância entre observações (tempo entre cotações). Ademais, com a iminência do lançamento do novo sistema de negociações eletrônico da BM&F, a base de dados contínua se torna valiosa e difícil de obter. Este novo sistema de negociação permitirá a utilização de modelos numéricos de alta frequência por parte dos agentes de mercado, muito dependentes de *backtestings* para validar sua eficácia e realizar sua atualização. Desta forma não foi possível refazer todas as regressões para diferentes janelas ao redor da divulgação dos dados de inflação.

6. Anexos

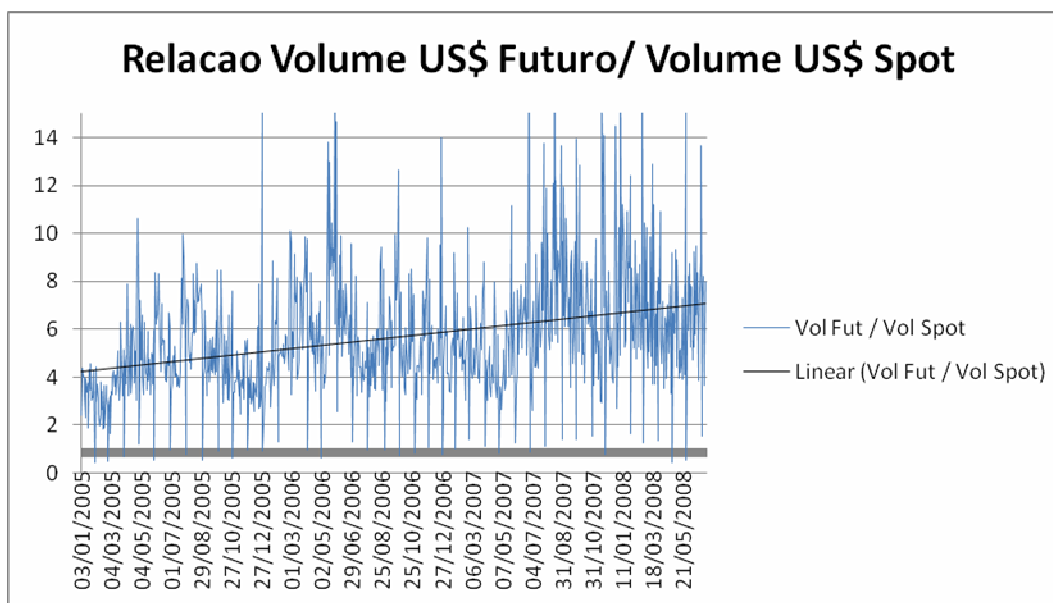


Figura 4: Relação entre o volume de US\$ futuro e volume de US\$ Spot (eixo y) dia a dia (eixo x)

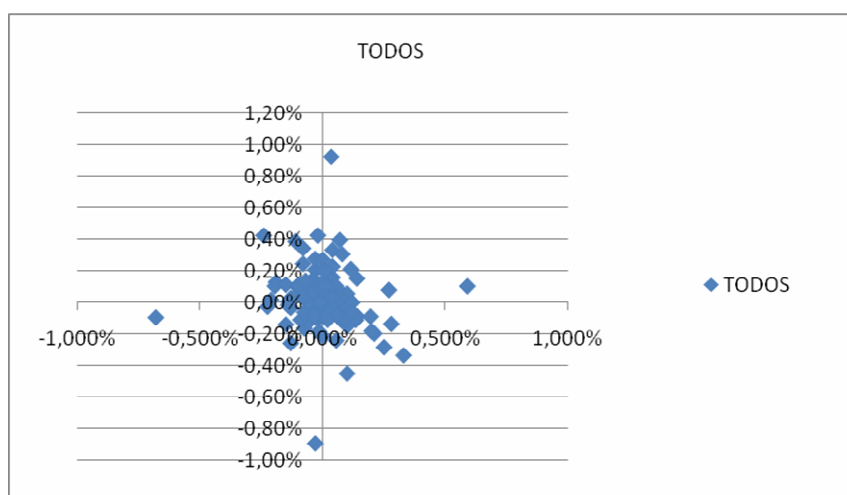


Figura 5: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série Todos.

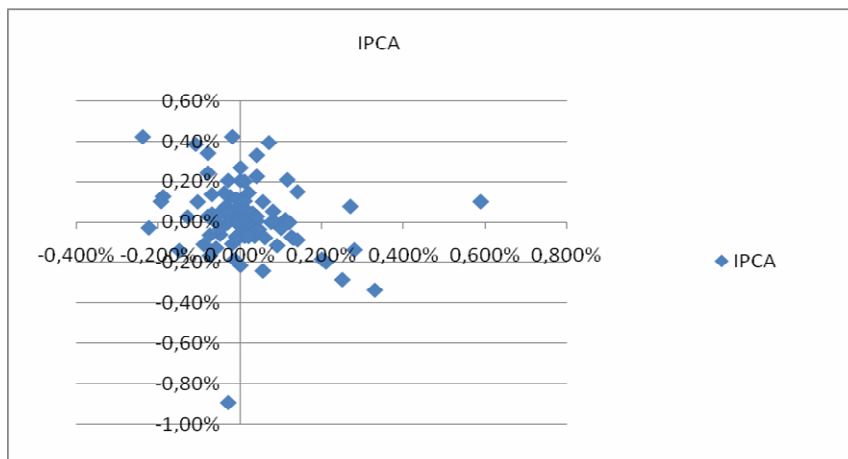


Figura 6: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série
IPCA

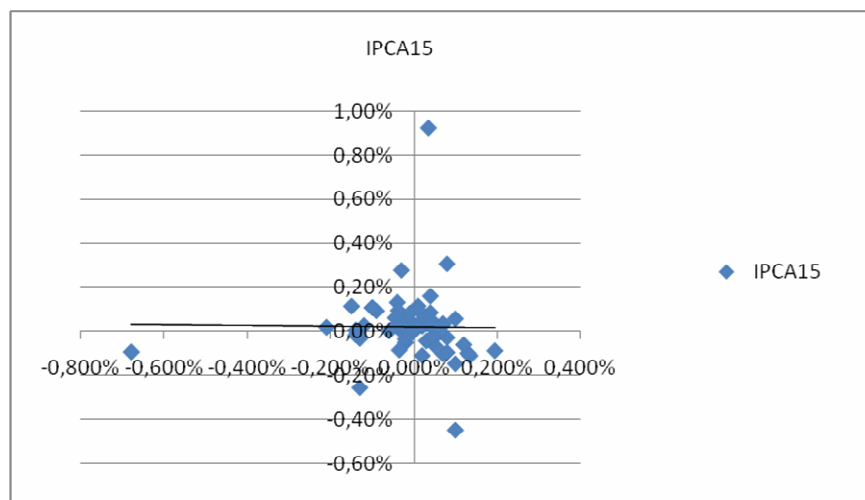


Figura 7: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da
Série IPCA15

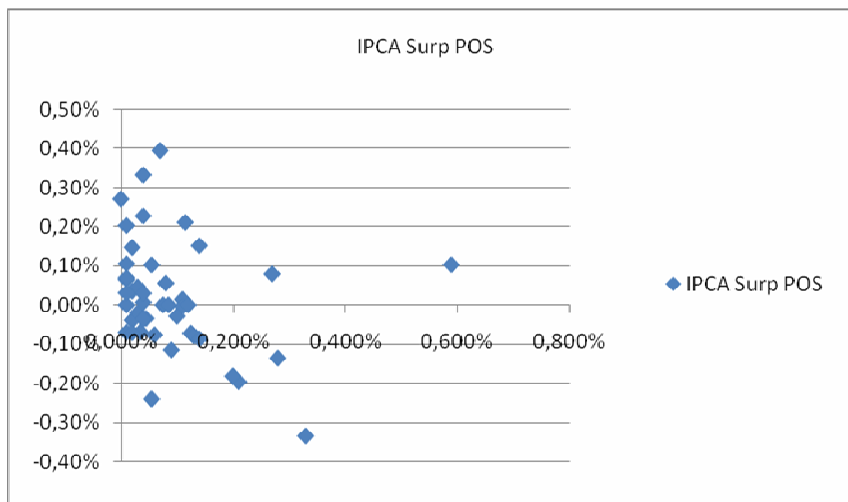


Figura 8: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série IPCAPOS

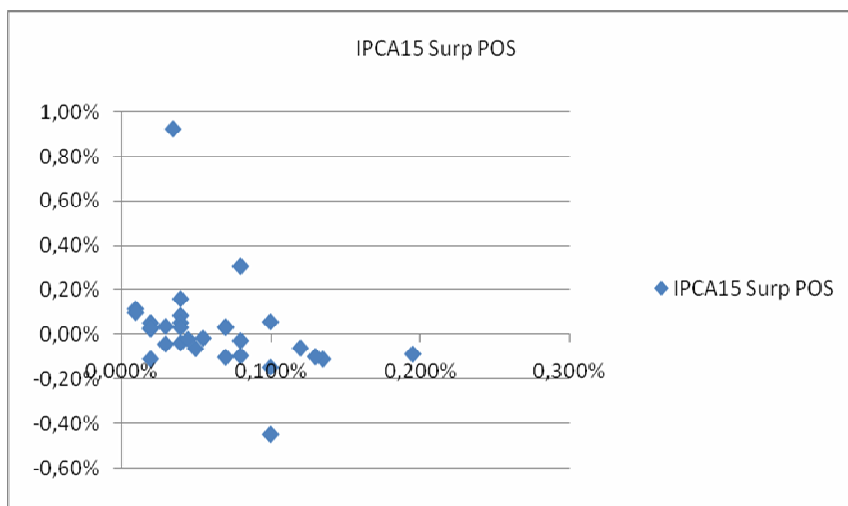


Figura 9: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série IPCA15POS

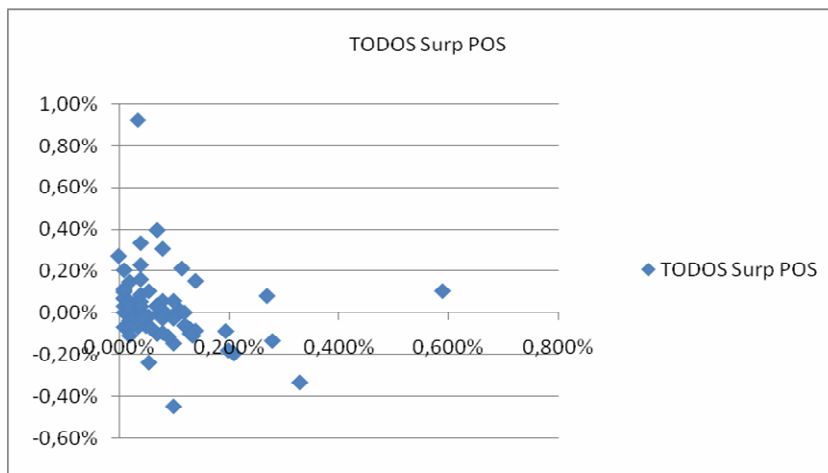


Figura 10: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série TODOSPOS

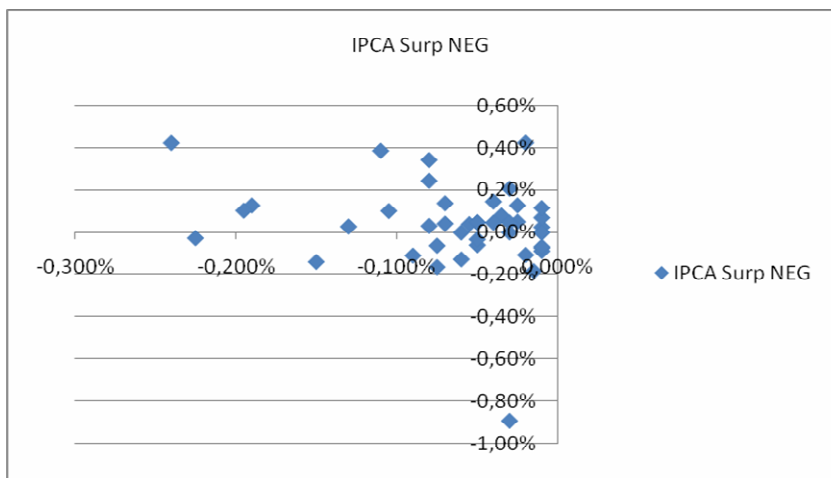


Figura 11: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série TODOSNEG

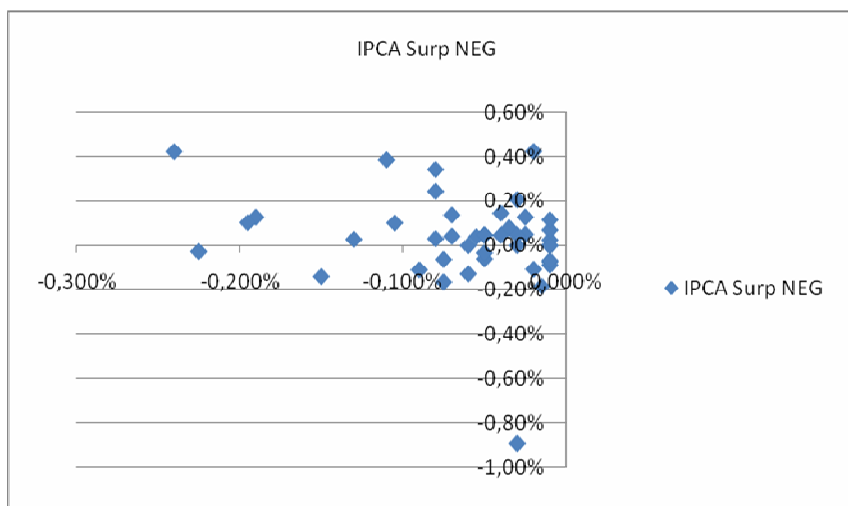


Figura 12: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série IPCANEG

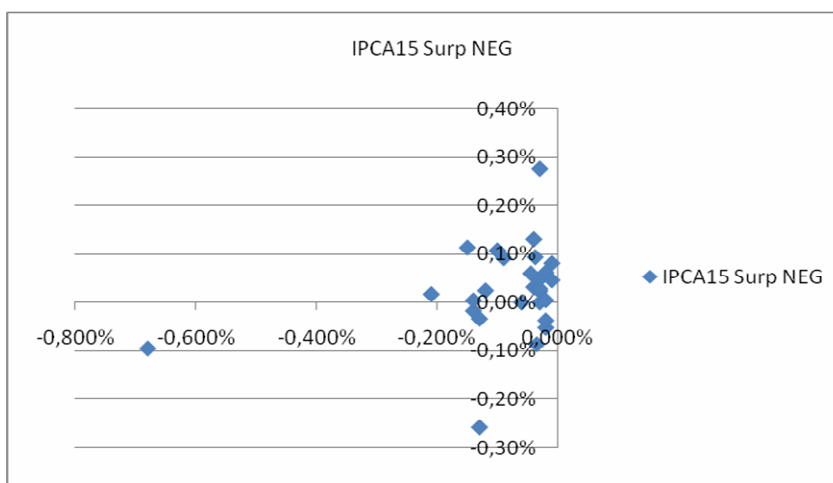


Figura 13: Dispersão de Pares de Dados (surpresa de inflação (eixo x) e variação cambial (eixo y)) da Série IPCA15NEG

	var cambial		Surpresa	
	media	desvpad	media	desvpad
TODOS	0.0219%	0.1792%	0.0078%	0.1067%
IPCA	0.0178%	0.1829%	0.0144%	0.1184%
IPCA15	0.0289%	0.1742%	-0.0036%	0.0828%
IPCAPOS	0.0137%	0.1488%	0.0898%	0.1144%
IPCA15POS	0.0234%	0.2310%	0.0610%	0.0445%
TODOSPOS	0.0174%	0.1831%	0.0787%	0.0944%
IPCANEG	0.0331%	0.2157%	-0.0667%	0.0609%
IPCA15NEG	0.0359%	0.0942%	-0.0711%	0.0568%
TODOSNEG	0.0341%	0.1783%	-0.0684%	0.0590%
PRE2005	0.0097%	0.1787%	0.0193%	0.1339%
POS2005	0.0288%	0.1838%	-0.0018%	0.0694%

Tabela 2 – Médias e Desvio Padrão das Séries de Variações Cambiais e Surpresas de Inflação

Testes de Raiz Unitária:

Null Hypothesis: DOL_IPCA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.936013	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOL_IPCA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2 86

Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_IPCA(-1)	-0.976722	0.109302	-8.936013	0.0000
C	0.000155	0.000200	0.774365	0.4409
R-squared	0.490336	Mean dependent var	-8.24E-06	
Adjusted R-squared	0.484195	S.D. dependent var	0.002558	
S.E. of regression	0.001837	Akaike info criterion	-9.738176	
Sum squared resid	0.000280	Schwarz criterion	-9.680702	

Log likelihood	415.8725	F-statistic	79.85232
Durbin-Watson stat	1.992452	Prob(F-statistic)	0.000000

Tabela 14 – Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série IPCA

Sample: 1 200

Included observations: 86

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.023	0.023	0.0481	0.826
. .	. .	2 -0.016	-0.017	0.0713	0.965
. .	. .	3 0.035	0.035	0.1801	0.981
.* .	.* .	4 -0.148	-0.150	2.1956	0.700
. .	. .	5 -0.032	-0.024	2.2927	0.807
. .	. .	6 -0.017	-0.023	2.3197	0.888
. .	. .	7 0.000	0.011	2.3197	0.940
.* .	.* .	8 -0.058	-0.082	2.6513	0.954
. .	. .	9 0.026	0.024	2.7185	0.974
. .	.* .	10 -0.047	-0.060	2.9353	0.983
. * .	. * .	11 0.111	0.125	4.1678	0.965
.* .	.* .	12 -0.102	-0.143	5.2216	0.950
. .	. .	13 -0.056	-0.030	5.5423	0.961
.* .	.* .	14 -0.072	-0.114	6.0911	0.964
.* .	.* .	15 -0.140	-0.092	8.1788	0.916
.* .	.* .	16 -0.117	-0.170	9.6475	0.884
. .	. .	17 0.023	0.025	9.7036	0.916
. * .	. * .	18 0.147	0.098	12.095	0.842
. .	. .	19 0.019	0.012	12.137	0.880
. * .	. .	20 0.089	0.015	13.054	0.875
. .	.* .	21 -0.054	-0.065	13.396	0.894
.* .	.* .	22 -0.147	-0.167	15.938	0.819
. .	. * .	23 0.065	0.089	16.451	0.835
.* .	.* .	24 -0.115	-0.163	18.061	0.800
.* .	.* .	25 -0.078	-0.073	18.820	0.806
. .	.* .	26 0.003	-0.066	18.821	0.844
. .	. .	27 -0.040	-0.030	19.023	0.869
. * .	. .	28 0.090	0.017	20.085	0.861
. .	.* .	29 0.040	-0.059	20.293	0.884
. .	. .	30 0.006	-0.044	20.298	0.909
. .	. .	31 0.063	0.027	20.847	0.916
. .	. .	32 0.029	0.025	20.966	0.932
.* .	.* .	33 -0.100	-0.061	22.395	0.918
. * .	. .	34 0.066	0.030	23.026	0.923
.* .	.* .	35 -0.098	-0.104	24.460	0.909
. * .	. * .	36 0.102	0.105	26.024	0.890

Tabela 15 – Correlograma das Variações Cambiais da Série IPCA

Null Hypothesis: DOL_IPCA15 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.301857	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOL_IPCA15)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_IPCA15(-1)	-1.183395	0.142546	-8.301857	0.0000
C	0.000365	0.000252	1.449840	0.1537
R-squared	0.594551	Mean dependent var		2.65E-05
Adjusted R-squared	0.585924	S.D. dependent var		0.002700
S.E. of regression	0.001737	Akaike info criterion		-9.833004
Sum squared resid	0.000142	Schwarz criterion		-9.755786
Log likelihood	242.9086	F-statistic		68.92083
Durbin-Watson stat	2.070850	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 16 –Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série IPCA15

Sample: 1 200

Included observations: 50

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.183	-0.183	1.7847	0.182
. * .	. * .	2 -0.121	-0.160	2.5776	0.276
. **	. *	3 0.204	0.158	4.8740	0.181
. .	. *	4 0.034	0.094	4.9406	0.293
. .	. *	5 0.015	0.092	4.9533	0.422
** .	** .	6 -0.257	-0.284	8.8417	0.183
. .	. * .	7 0.051	-0.080	9.0000	0.253

. *.		. *.		8	0.150	0.089	10.389	0.239
** .		. * .		9	-0.265	-0.126	14.858	0.095
. .		. * .		10	-0.029	-0.061	14.914	0.135
. .		. * .		11	0.025	-0.080	14.956	0.185
. .		. .		12	0.032	0.023	15.027	0.240
. .		. .		13	-0.054	-0.010	15.231	0.293
. .		. *.		14	0.044	0.139	15.368	0.354
. .		. .		15	0.053	-0.039	15.575	0.411
. *.		. *.		16	0.084	0.084	16.114	0.445
. * .		. * .		17	-0.102	-0.095	16.938	0.459
. .		. .		18	-0.006	-0.052	16.941	0.527
. .		. * .		19	0.040	-0.062	17.072	0.585
. * .		. .		20	-0.081	-0.055	17.644	0.611
. *.		. *.		21	0.096	0.143	18.476	0.619
. .		. .		22	-0.031	0.025	18.564	0.672
. .		. .		23	-0.019	0.025	18.599	0.724
. *.		. .		24	0.094	0.022	19.490	0.725

Tabela 17 – Correlograma das Variações Cambiais da Série IPCA15

Null Hypothesis: DOL_IPCA_POS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.240126	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOL_IPCA_POS)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2 40

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_IPCA_POS(-1)	-0.849622	0.162138	-5.240126	0.0000
C	7.37E-05	0.000237	0.310268	0.7581
R-squared	0.425991	Mean dependent var	-2.56E-06	
Adjusted R-squared	0.410477	S.D. dependent var	0.001928	
S.E. of regression	0.001480	Akaike info criterion	-10.14321	
Sum squared resid	8.11E-05	Schwarz criterion	-10.05790	

Log likelihood	199.7926	F-statistic	27.45892
Durbin-Watson stat	1.975186	Prob(F-statistic)	0.000007

Tabela 18 – Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série IPCAPOS

Sample: 1 200

Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *.	. *.	1 0.145 0.145	0.9094	0.340	
. .	. .	2 -0.018 -0.040	0.9232	0.630	
. * .	. * .	3 -0.079 -0.072	1.2069	0.751	
** .	. * .	4 -0.197 -0.180	3.0164	0.555	
. .	. .	5 -0.046 0.004	3.1178	0.682	
** .	** .	6 -0.224 -0.246	5.6002	0.469	
. * .	. .	7 -0.083 -0.052	5.9546	0.545	
. .	. * .	8 -0.017 -0.067	5.9698	0.651	
. * .	. * .	9 -0.067 -0.116	6.2148	0.718	
. * .	. * .	10 -0.069 -0.177	6.4790	0.774	
. .	. .	11 0.019 -0.014	6.5000	0.838	
. *.	. .	12 0.156 0.054	7.9658	0.788	
. *.	. .	13 0.116 -0.002	8.7965	0.788	
. * .	. * .	14 -0.074 -0.174	9.1482	0.821	
. * .	. * .	15 -0.117 -0.145	10.064	0.816	
. .	. .	16 0.033 0.026	10.140	0.859	
. .	. .	17 -0.002 -0.056	10.140	0.898	
. .	. .	18 0.009 -0.034	10.146	0.927	
** .	** .	19 -0.189 -0.289	13.013	0.838	
. *.	. *.	20 0.119 0.135	14.195	0.820	

Tabela 19 – Correlograma das Variações Cambiais da Série IPCAPOS

Null Hypothesis: DOL_IPCA15_POS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.397332	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.737853	
5% level	-2.991878	
10% level	-2.635542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DOL_IPCA15_POS)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2 25
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_IPCA15_POS(-1)	-1.133253	0.209965	-5.397332	0.0000
C	0.000314	0.000486	0.645409	0.5253
R-squared	0.569734	Mean dependent var	5.42E-05	
Adjusted R-squared	0.550177	S.D. dependent var	0.003535	
S.E. of regression	0.002371	Akaike info criterion	-9.171569	
Sum squared resid	0.000124	Schwarz criterion	-9.073398	
Log likelihood	112.0588	F-statistic	29.13119	
Durbin-Watson stat	2.076308	Prob(F-statistic)	0.000020	

Tabela 20 – Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série IPCA15POS

Sample: 1 200
 Included observations: 25

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.133 -0.133	0.4996	0.480	
. ** .	. ** .	2 -0.250 -0.272	2.3297	0.312	
. * .	. .	3 0.122 0.047	2.7840	0.426	
. * .	. * .	4 0.110 0.077	3.1748	0.529	
*** .	. ** .	5 -0.323 -0.278	6.6953	0.244	
. * .	. ** .	6 -0.110 -0.190	7.1269	0.309	
. * .	. * .	7 0.125 -0.083	7.7129	0.359	
. .	. .	8 0.004 -0.028	7.7136	0.462	
. .	. * .	9 0.046 0.136	7.8036	0.554	
. * .	. * .	10 -0.062 -0.134	7.9772	0.631	
. .	. * .	11 0.019 -0.091	7.9941	0.714	
. * .	. * .	12 0.175 0.147	9.5838	0.652	

Tabela 21 – Correlograma das Variações Cambiais da Série IPCA15POS

Null Hypothesis: DOL_IPCA_NEG has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.733666	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DOL_IPCA_NEG)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2 39
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_IPCA_NEG(-1)	-1.072759	0.159313	-6.733666	0.0000
C	0.000257	0.000345	0.743336	0.4621
R-squared	0.557426	Mean dependent var		-7.37E-05
Adjusted R-squared	0.545132	S.D. dependent var		0.003123
S.E. of regression	0.002106	Akaike info criterion		-9.436409
Sum squared resid	0.000160	Schwarz criterion		-9.350220
Log likelihood	181.2918	F-statistic		45.34225
Durbin-Watson stat	2.069953	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 22 –Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série IPCANEG

Sample: 1 200
Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.072	-0.072	0.2161	0.642
. * .	. * .	2 -0.126	-0.132	0.8996	0.638
. * .	. * .	3 -0.144	-0.167	1.8144	0.612
. ** .	. ** .	4 -0.191	-0.248	3.4825	0.481
. .	. .	5 0.066	-0.034	3.6846	0.596
. * .	. ** .	6 -0.085	-0.194	4.0317	0.672
. * .	. .	7 0.113	0.007	4.6652	0.701
. * .	. * .	8 0.145	0.082	5.7450	0.676
. ** .	. ** .	9 -0.211	-0.224	8.1252	0.522
. * .	. * .	10 0.100	0.071	8.6743	0.563

. * .	. * .	11	-0.085	-0.075	9.0834	0.614
. ** .	*** .	12	-0.234	-0.332	12.336	0.419
. **	. **	13	0.278	0.216	17.105	0.195
. .	. * .	14	-0.055	-0.117	17.299	0.241
. .	. ** .	15	0.013	-0.199	17.310	0.301
. * .	. * .	16	0.070	0.188	17.655	0.344

Tabela 23 – Correlograma das Variações Cambiais da Série IPCANEG

Null Hypothesis: DOL_IPCA15_NEG has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.378215	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOL_IPCA15_NEG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2 24

Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_IPCA15_NEG(-1)	-1.154247	0.214615	-5.378215	0.0000
C	0.000441	0.000213	2.073541	0.0506
R-squared	0.579371	Mean dependent var		6.96E-05
Adjusted R-squared	0.559341	S.D. dependent var		0.001453
S.E. of regression	0.000965	Akaike info criterion		-10.96687
Sum squared resid	1.95E-05	Schwarz criterion		-10.86813
Log likelihood	128.1190	F-statistic		28.92520
Durbin-Watson stat	2.068466	Prob(F-statistic)		0.000025

Tabela 24 – Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série IPCA15NEG

Sample: 1 200

Included observations: 24

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.151 -0.151	0.6208	0.431
. * .	. * .	2	-0.158 -0.186	1.3326	0.514
. * .	. .	3	0.090 0.035	1.5718	0.666
. ** .	. ** .	4	-0.252 -0.276	3.5540	0.470
. *** .	. ** .	5	0.347 0.325	7.5156	0.185
. * .	. * .	6	-0.120 -0.184	8.0172	0.237
. * .	. .	7	-0.143 0.015	8.7712	0.270
. .	. * .	8	0.055 -0.170	8.8877	0.352
. * .	. .	9	-0.146 0.020	9.7706	0.369
. * .	. * .	10	0.128 -0.103	10.505	0.397
. .	. .	11	-0.001 0.065	10.505	0.486
. * .	. * .	12	-0.098 -0.108	11.008	0.528

Tabela 25 – Correlograma das Variações Cambiais da Série IPCA15NEG

Null Hypothesis: DOL_TODOS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.98506	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.479281	
5% level	-2.882910	
10% level	-2.578244	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOL_TODOS)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2 136

Included observations: 135 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_TODOS(-1)	-1.034345	0.086303	-11.98506	0.0000
C	0.000213	0.000156	1.371072	0.1727
R-squared	0.519234	Mean dependent var		-1.33E-05
Adjusted R-squared	0.515619	S.D. dependent var		0.002580
S.E. of regression	0.001795	Akaike info criterion		-9.792370
Sum squared resid	0.000429	Schwarz criterion		-9.749329

Log likelihood	662.9850	F-statistic	143.6417
Durbin-Watson stat	1.998069	Prob(F-statistic)	0.000000

Tabela 26 – Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série TODOS

Sample: 1 200

Included observations: 136

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .		. .		1	-0.034 -0.034	0.1640	0.686
. .		. .		2	-0.008 -0.010	0.1740	0.917
. *		. *		3	0.173 0.172	4.3925	0.222
. .		. .		4	-0.028 -0.017	4.5064	0.342
* .		* .		5	-0.136 -0.140	7.1734	0.208
. *		. .		6	0.090 0.054	8.3309	0.215
. .		. .		7	0.023 0.039	8.4045	0.298
. .		. .		8	0.004 0.052	8.4065	0.395
* .		* .		9	-0.071 -0.108	9.1544	0.423
. .		. .		10	-0.009 -0.043	9.1675	0.516
. .		. .		11	-0.029 -0.014	9.2939	0.595
* .		. .		12	-0.070 -0.036	10.030	0.613
. .		. .		13	-0.056 -0.057	10.507	0.652
. .		. .		14	0.057 0.033	11.000	0.686
* .		. .		15	-0.069 -0.045	11.749	0.698
. .		. .		16	-0.032 -0.021	11.907	0.750
. *		. *		17	0.133 0.117	14.710	0.616
** .		** .		18	-0.238 -0.242	23.754	0.163
. .		. .		19	-0.015 -0.000	23.790	0.204
. .		* .		20	-0.029 -0.093	23.929	0.246
* .		. .		21	-0.098 -0.026	25.511	0.226
* .		* .		22	-0.120 -0.126	27.883	0.180
. *		. *		23	0.121 0.071	30.334	0.140
* .		* .		24	-0.107 -0.090	32.252	0.121
* .		* .		25	-0.149 -0.163	35.990	0.072
. .		. .		26	0.004 -0.020	35.992	0.092
. *		. *		27	0.078 0.066	37.041	0.094
. .		. .		28	-0.022 0.060	37.123	0.116
. *		. .		29	0.102 0.049	38.961	0.102
. *		. *		30	0.196 0.166	45.741	0.033
. *		. .		31	0.098 0.058	47.469	0.030
. .		. *		32	0.028 0.096	47.611	0.037
. *		. .		33	0.069 -0.017	48.475	0.040
. .		* .		34	-0.005 -0.068	48.479	0.051
. .		. .		35	-0.002 0.057	48.479	0.064
. .		. .		36	0.046 0.002	48.874	0.074

Tabela 27 – Correlograma das Variações Cambiais da Série TODOS

Null Hypothesis: DOL_TODOS_POS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.906569	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.536587	
5% level	-2.907660	
10% level	-2.591396	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DOL_TODOS_POS)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2 65
 Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_TODOS_POS(-1)	-0.860817	0.124637	-6.906569	0.0000
C	0.000120	0.000229	0.522818	0.6030
R-squared	0.434826	Mean dependent var		-2.81E-05
Adjusted R-squared	0.425710	S.D. dependent var		0.002409
S.E. of regression	0.001826	Akaike info criterion		-9.743127
Sum squared resid	0.000207	Schwarz criterion		-9.675662
Log likelihood	313.7801	F-statistic		47.70069
Durbin-Watson stat	1.961614	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 28 – das Variações Cambiais da Série TODOSPOS

Sample: 1 200
 Included observations: 65

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 0.139	0.139	1.3183	0.251
* .	* .	2 -0.146	-0.169	2.7892	0.248
. .	. .	3 -0.013	0.036	2.8017	0.423
* .	** .	4 -0.177	-0.216	5.0498	0.282
. .	. .	5 -0.050	0.021	5.2298	0.388
. .	. .	6 0.021	-0.046	5.2631	0.511
* .	* .	7 -0.112	-0.116	6.1970	0.517
* .	* .	8 -0.157	-0.176	8.0862	0.425

.*)	.		.*)	.		9	-0.149	-0.174	9.8238	0.365
.		.	.*)	.		10	-0.041	-0.072	9.9596	0.444
.		*)	.		.	11	0.093	-0.004	10.661	0.472
.		*)	.		*)	12	0.167	0.072	12.949	0.373
.		.	.*)	.		13	-0.030	-0.145	13.024	0.446
.		.	.*)	.		14	0.052	0.079	13.253	0.507
.		.	.		.	15	0.057	-0.031	13.532	0.561
.		.	.		.	16	-0.054	-0.044	13.795	0.614
.		.	.*)	.		17	-0.000	-0.073	13.795	0.682
.		*)	.		*)	18	0.092	0.086	14.578	0.691
.		.	.		.	19	-0.035	-0.035	14.696	0.742
.		.	.*)	.		20	0.007	0.080	14.700	0.793
.		.	.		.	21	-0.026	-0.040	14.768	0.834
.*)	.		.*)	.		22	-0.124	-0.073	16.317	0.800
.		*)	.		*)	23	0.113	0.161	17.635	0.777
.		*)	.		*)	24	0.128	0.070	19.373	0.732
.		.	.		.	25	-0.030	0.021	19.471	0.774
.		.	.		.	26	-0.020	-0.050	19.516	0.814
.*)	.		.*)	.		27	-0.136	-0.064	21.647	0.755
.		.	.		.	28	-0.053	0.037	21.977	0.782

Tabela 29 – Correlograma das Variações Cambiais da Série TODOSPOS

Null Hypothesis: DOL_TODOS_NEG has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.408382	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.540198	
5% level	-2.909206	
10% level	-2.592215	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOL_TODOS_NEG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2 63

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_TODOS_NEG(-1)	-1.044874	0.124266	-8.408382	0.0000
C	0.000295	0.000224	1.315664	0.1933
R-squared	0.540937	Mean dependent var	-4.52E-05	

Adjusted R-squared	0.533286	S.D. dependent var	0.002544
S.E. of regression	0.001738	Akaike info criterion	-9.840304
Sum squared resid	0.000181	Schwarz criterion	-9.771686
Log likelihood	307.0494	F-statistic	70.70089
Durbin-Watson stat	2.035957	Prob(F-statistic)	0.000000

Tabela 30 – Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série TODOSNEG

Sample: 1 200

Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.044 -0.044	0.1295	0.719	
. .	. .	2 0.007 0.005	0.1332	0.936	
** .	** .	3 -0.191 -0.191	2.6230	0.453	
* .	* .	4 -0.071 -0.091	2.9757	0.562	
* .	* .	5 -0.071 -0.082	3.3272	0.650	
. .	. .	6 0.037 -0.010	3.4272	0.754	
. .	. .	7 -0.003 -0.036	3.4278	0.843	
* .	* .	8 -0.088 -0.134	4.0069	0.857	
. .	* .	9 -0.032 -0.060	4.0866	0.906	
. .	. .	10 0.017 -0.005	4.1100	0.942	
. .	* .	11 -0.013 -0.064	4.1237	0.966	
* .	* .	12 -0.080 -0.138	4.6339	0.969	
. **	. *	13 0.219 0.193	8.5538	0.806	
. *	. *	14 0.100 0.121	9.3869	0.805	
. *	. *	15 0.134 0.121	10.919	0.758	
* .	. .	16 -0.060 0.011	11.235	0.795	
* .	. .	17 -0.111 -0.054	12.323	0.780	
* .	. .	18 -0.138 -0.047	14.044	0.726	
. .	. .	19 0.044 0.053	14.227	0.770	
. .	. .	20 -0.008 -0.044	14.232	0.819	
. .	. .	21 0.029 0.011	14.315	0.856	
* .	. .	22 -0.062 -0.026	14.705	0.875	
* .	* .	23 -0.062 -0.080	15.104	0.891	
. .	* .	24 -0.043 -0.064	15.294	0.912	
* .	* .	25 -0.118 -0.174	16.799	0.889	
. .	* .	26 0.030 -0.096	16.897	0.912	
. *	. *	27 0.143 0.092	19.234	0.861	
. *	. .	28 0.085 -0.031	20.083	0.861	

Tabela 31 – Correlograma das Variações Cambiais da Série TODOSNEG

Null Hypothesis: DOL_TODOS0507 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.510298	0.0109
Test critical values: 1% level	-3.542097	
5% level	-2.910019	
10% level	-2.592645	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DOL_TODOS0507)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 4 64
Included observations: 61 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOL_TODOS0507(-1)	-0.840830	0.239532	-3.510298	0.0009
D(DOL_TODOS0507(-1))	-0.194056	0.181887	-1.066905	0.2905
D(DOL_TODOS0507(-2))	-0.362063	0.123559	-2.930271	0.0049
C	0.000279	0.000235	1.184858	0.2410
R-squared	0.620283	Mean dependent var		-4.92E-06
Adjusted R-squared	0.600298	S.D. dependent var		0.002764
S.E. of regression	0.001747	Akaike info criterion		-9.798320
Sum squared resid	0.000174	Schwarz criterion		-9.659902
Log likelihood	302.8488	F-statistic		31.03722
Durbin-Watson stat	1.830563	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 32 – Teste de Raiz Unitária das Variações Cambiais da Série TODOS_APOS2005

Sample: 1 200
Included observations: 64

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.085	-0.085	0.4799	0.488
** .	** .	2 -0.191	-0.200	2.9750	0.226
. ***	. ***	3 0.378	0.358	12.866	0.005
. * .	. * .	4 -0.113	-0.124	13.763	0.008
. * .	. .	5 -0.171	-0.052	15.849	0.007
. **	. *	6 0.245	0.085	20.219	0.003
. *	. *	7 0.085	0.159	20.749	0.004
. .	. *	8 0.003	0.149	20.750	0.008

. .	.* .	9	-0.031	-0.166	20.822	0.013
. .	. .	10	0.016	-0.017	20.843	0.022
. .	. .	11	0.038	0.034	20.956	0.034
.* .	.* .	12	-0.187	-0.139	23.794	0.022
. .	.* .	13	-0.039	-0.104	23.918	0.032
. * .	.* .	14	0.074	-0.088	24.382	0.041
.* .	. .	15	-0.159	-0.047	26.570	0.032
. .	. .	16	-0.033	-0.011	26.664	0.045
. * .	. * .	17	0.154	0.082	28.790	0.037
** .	.* .	18	-0.205	-0.145	32.632	0.018
** .	.* .	19	-0.205	-0.187	36.567	0.009
. * .	. .	20	0.096	0.002	37.458	0.010
.* .	. .	21	-0.070	0.044	37.935	0.013
.* .	. .	22	-0.109	0.019	39.132	0.014
. * .	. .	23	0.159	0.045	41.753	0.010
. .	. .	24	-0.010	-0.036	41.763	0.014
.* .	.* .	25	-0.180	-0.072	45.269	0.008
. .	.* .	26	-0.025	-0.069	45.340	0.011
. .	.* .	27	-0.022	-0.076	45.394	0.015
. .	. .	28	-0.026	0.015	45.471	0.020

Tabela 33 – Correlograma das Variações Cambiais da Série TODOS_APOS2005

Resíduos das Séries:

Série IPCA

Sample: 1 86

Included observations: 86

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	0.034	0.034	0.1010	0.751	
. .	. .	2	-0.017	-0.019	0.1285	0.938	
. .	. .	3	0.034	0.036	0.2356	0.972	
.* .	.* .	4	-0.122	-0.125	1.6115	0.807	
. .	. .	5	-0.046	-0.036	1.8115	0.875	
. .	. .	6	-0.023	-0.027	1.8623	0.932	
. .	. .	7	-0.017	-0.008	1.8907	0.966	
.* .	.* .	8	-0.058	-0.072	2.2177	0.974	
. .	. .	9	0.008	0.004	2.2247	0.987	
. .	. .	10	-0.035	-0.046	2.3446	0.993	
. *.	. *.	11	0.078	0.083	2.9659	0.991	
.* .	.* .	12	-0.146	-0.179	5.1595	0.952	
. .	. .	13	-0.004	0.014	5.1615	0.971	
.* .	.* .	14	-0.082	-0.121	5.8619	0.970	

.*)		.*)		15	-0.100	-0.063	6.9205	0.960
.*)		.*)		16	-0.107	-0.168	8.1620	0.944
.		.		17	0.008	0.016	8.1695	0.963
. *)		. *)		18	0.188	0.148	12.095	0.842
.		.		19	0.031	0.013	12.204	0.877
.		.		20	0.031	-0.040	12.315	0.905
.		.*)		21	-0.039	-0.062	12.490	0.925
.*)		**)		22	-0.167	-0.190	15.800	0.826
.		. *)		23	0.023	0.069	15.864	0.861
.*)		**)		24	-0.099	-0.194	17.071	0.846
.*)		.*)		25	-0.129	-0.109	19.147	0.790
.		.*)		26	0.010	-0.075	19.160	0.830
.		.*)		27	-0.039	-0.059	19.353	0.857
. *)		.		28	0.085	0.010	20.288	0.854
.		.*)		29	0.034	-0.089	20.441	0.879
.		.		30	0.002	-0.038	20.442	0.905
.		.		31	0.052	-0.004	20.814	0.917
. *)		. *)		32	0.102	0.080	22.281	0.900
.*)		.*)		33	-0.066	-0.067	22.908	0.905
.		.		34	0.055	0.012	23.352	0.915
.*)		.*)		35	-0.072	-0.105	24.124	0.917
. *)		. *)		36	0.114	0.084	26.084	0.888

Tabela 34 – Correlograma dos Resíduos da Série IPCA

Sample: 1 86

Included observations: 86

				AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Autocorrelation	Partial Correlation							
.*)		.*)		1	-0.063	-0.063	0.3532	0.552
.		.		2	0.009	0.005	0.3606	0.835
.		.		3	-0.020	-0.019	0.3975	0.941
. *)		. *)		4	0.077	0.075	0.9459	0.918
.		.		5	-0.050	-0.040	1.1751	0.947
.*)		.*)		6	-0.074	-0.082	1.6995	0.945
.		.*)		7	-0.055	-0.062	1.9866	0.961
.*)		.*)		8	-0.072	-0.087	2.4906	0.962
.*)		.*)		9	-0.071	-0.079	2.9838	0.965
.		.		10	-0.028	-0.031	3.0600	0.980
.		.		11	0.043	0.039	3.2488	0.987
.		.		12	-0.054	-0.053	3.5515	0.990
.*)		.*)		13	-0.060	-0.079	3.9290	0.992
. *)		. *)		14	0.169	0.147	6.9350	0.937
.		.		15	-0.009	-0.021	6.9445	0.959
.		.		16	0.056	0.044	7.2868	0.967
.		.		17	-0.009	0.002	7.2957	0.979
.		.		18	-0.006	-0.053	7.3000	0.987
.*)		.*)		19	-0.067	-0.072	7.8069	0.989
.		.		20	0.001	-0.004	7.8071	0.993

. .	. .	21	-0.023	-0.018	7.8663	0.996
. * .	. * .	22	0.107	0.130	9.2151	0.992
. .	. .	23	-0.024	0.029	9.2829	0.995
. * .	. * .	24	-0.076	-0.076	9.9846	0.995
. .	. .	25	0.048	0.019	10.275	0.996
. .	. * .	26	-0.045	-0.061	10.535	0.997
. .	. .	27	-0.013	-0.020	10.557	0.998
. .	. .	28	-0.030	-0.035	10.674	0.999
. .	. * .	29	-0.053	-0.058	11.046	0.999
. .	. * .	30	-0.044	-0.060	11.307	0.999
. .	. .	31	-0.020	-0.032	11.363	1.000
. .	. * .	32	-0.054	-0.071	11.769	1.000
. .	. * .	33	-0.050	-0.064	12.133	1.000
. .	. * .	34	-0.052	-0.065	12.519	1.000
. .	. .	35	0.015	0.014	12.554	1.000
. .	. * .	36	-0.020	-0.102	12.612	1.000

Tabela 35 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série IPCA

Série IPCA15

Sample: 1 50

Included observations: 50

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
** .	** .	1	-0.226	-0.226	2.7060	0.100	
.* .	.* .	2	-0.110	-0.169	3.3597	0.186	
. ** .	. *.	3	0.200	0.144	5.5763	0.134	
. .	. *.	4	0.014	0.088	5.5867	0.232	
. .	. *.	5	0.001	0.074	5.5867	0.349	
** .	** .	6	-0.211	-0.242	8.2272	0.222	
. .	.* .	7	0.062	-0.071	8.4622	0.294	
. *.	. *.	8	0.154	0.121	9.9329	0.270	
** .	.* .	9	-0.253	-0.110	13.998	0.122	
. .	.* .	10	-0.028	-0.090	14.048	0.171	
. .	.* .	11	-0.017	-0.161	14.068	0.229	
. .	. .	12	0.046	0.021	14.213	0.287	
. .	. .	13	-0.038	0.028	14.315	0.352	
. .	. *.	14	0.010	0.123	14.323	0.426	
. *.	. .	15	0.081	0.007	14.813	0.465	
. *.	. .	16	0.070	0.061	15.183	0.511	
.* .	.* .	17	-0.084	-0.058	15.737	0.543	
. .	. .	18	0.006	-0.033	15.739	0.611	
. .	. .	19	0.032	-0.029	15.827	0.669	
.* .	.* .	20	-0.092	-0.128	16.560	0.681	
. *.	. *.	21	0.108	0.121	17.607	0.674	
. .	. .	22	-0.021	0.037	17.648	0.727	

. .	. .	23	-0.045	0.012	17.842	0.766
. * .	. .	24	0.108	0.065	19.008	0.752

Tabela 36 – Correlograma dos Resíduos da Série IPCA15

Sample: 1 50

Included observations: 50

Autocorrelation			Partial Correlation			AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .			. .			1 0.055	0.055	0.1585	0.691
. .			. .			2 -0.045	-0.048	0.2671	0.875
. .			. .			3 0.033	0.038	0.3263	0.955
. .			.* .			4 -0.053	-0.060	0.4855	0.975
. .			. .			5 -0.057	-0.047	0.6739	0.984
. .			. .			6 -0.015	-0.016	0.6868	0.995
. .			. .			7 -0.046	-0.046	0.8164	0.997
. .			. .			8 -0.028	-0.024	0.8640	0.999
. * .			. * .			9 0.147	0.142	2.2276	0.987
. .			.* .			10 -0.041	-0.064	2.3374	0.993
.* .			. .			11 -0.063	-0.049	2.6052	0.995
. .			.* .			12 -0.045	-0.063	2.7468	0.997
.* .			. .			13 -0.061	-0.048	3.0115	0.998
. .			. .			14 -0.044	-0.034	3.1529	0.999
. * .			. .			15 0.066	0.065	3.4788	0.999
.* .			.* .			16 -0.059	-0.072	3.7465	0.999
.* .			.* .			17 -0.062	-0.057	4.0533	0.999
. .			.* .			18 -0.030	-0.079	4.1272	1.000
. .			. .			19 -0.030	-0.020	4.2049	1.000
. .			. .			20 -0.030	-0.026	4.2804	1.000
. .			. .			21 -0.019	-0.021	4.3141	1.000
. .			. .			22 -0.032	-0.040	4.4109	1.000
. .			. .			23 -0.028	-0.041	4.4867	1.000
. .			. .			24 0.007	-0.047	4.4917	1.000

Tabela 37 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série IPCA15

Série IPCAPOS

Sample: 1 40

Included observations: 40

Autocorrelation				Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *.		. *.		1	0.163	0.163	1.1464	0.284	
. .		. .		2	0.006	-0.021	1.1478	0.563	

.*)	.		.*)	.		3	-0.075	-0.075	1.4063	0.704
**	.		**	.		4	-0.222	-0.204	3.7068	0.447
.		.	.		.	5	-0.033	0.036	3.7578	0.585
**	.		**	.		6	-0.223	-0.246	6.2250	0.398
.*)	.		.		.	7	-0.096	-0.056	6.6983	0.461
.		.	.*)	.		8	-0.051	-0.095	6.8346	0.555
.*)	.		.*)	.		9	-0.087	-0.111	7.2456	0.612
.		.	.*)	.		10	-0.050	-0.165	7.3841	0.689
.		.	.		.	11	-0.002	-0.034	7.3843	0.767
.		*	.		.	12	0.143	0.038	8.6044	0.736
.		*	.		.	13	0.152	0.032	10.048	0.690
.*)	.		**	.		14	-0.070	-0.205	10.365	0.735
.*)	.		.*)	.		15	-0.088	-0.121	10.882	0.761
.		.	.		.	16	0.006	0.002	10.885	0.817
.		.	.*)	.		17	-0.010	-0.058	10.892	0.862
.		.	.*)	.		18	0.014	-0.067	10.907	0.898
**	.		**	.		19	-0.190	-0.270	13.786	0.796
.		*	.		*	20	0.106	0.122	14.736	0.791

Tabela 38 – Correlograma dos Resíduos da Série IPCAPOS

Sample: 1 40

Included observations: 40

Autocorrelation			Partial Correlation			AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *			. *			1	0.194	0.194	1.6209	0.203
. *			. *			2	-0.125	-0.169	2.3148	0.314
. **			. **			3	0.219	0.300	4.4955	0.213
. .			**			4	-0.021	-0.200	4.5170	0.341
. *			. .			5	-0.117	0.044	5.1709	0.395
**			***			6	-0.201	-0.348	7.1735	0.305
**			. .			7	-0.207	-0.013	9.3561	0.228
. *			. *			8	-0.084	-0.154	9.7261	0.285
. *			. .			9	-0.145	-0.020	10.869	0.285
. *			**			10	-0.184	-0.198	12.761	0.237
. *			. *			11	-0.095	-0.065	13.281	0.275
. *			**			12	-0.071	-0.193	13.582	0.328
. .			. .			13	-0.010	0.002	13.588	0.403
. **			. *			14	0.217	0.157	16.628	0.277
. .			. *			15	0.058	-0.151	16.856	0.328
. .			. .			16	-0.020	0.000	16.885	0.393
. *			. *			17	0.133	-0.181	18.182	0.377
. .			. .			18	-0.002	-0.057	18.182	0.444
. .			. .			19	0.016	-0.040	18.201	0.509
. *			**			20	-0.086	-0.205	18.824	0.533

Tabela 39 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série IPCAPOS

Série IPCA15POS

Sample: 1 25

Included observations: 25

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.130 -0.130	0.4755	0.490	
. ** .	. ** .	2 -0.213 -0.234	1.8118	0.404	
. * .	. .	3 0.070 0.006	1.9641	0.580	
. * .	. * .	4 0.103 0.071	2.3083	0.679	
. ** .	. ** .	5 -0.318 -0.296	5.7202	0.334	
. * .	. ** .	6 -0.117 -0.201	6.2074	0.400	
. * .	. .	7 0.140 -0.046	6.9411	0.435	
. .	. .	8 0.013 -0.033	6.9484	0.542	
. .	. * .	9 0.039 0.116	7.0135	0.636	
. .	. * .	10 -0.047 -0.121	7.1110	0.715	
. .	. * .	11 0.004 -0.120	7.1120	0.790	
. * .	. * .	12 0.171 0.173	8.6342	0.734	

Tabela 40 – Correlograma dos Resíduos da Série IPCA15POS

Sample: 1 25

Included observations: 25

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.085 -0.085	0.2021	0.653	
. * .	. * .	2 -0.062 -0.069	0.3137	0.855	
. * .	. * .	3 -0.073 -0.086	0.4780	0.924	
. * .	. * .	4 -0.077 -0.098	0.6673	0.955	
. * .	. * .	5 0.110 0.084	1.0759	0.956	
. * .	. * .	6 -0.098 -0.102	1.4201	0.965	
. .	. .	7 0.042 0.026	1.4871	0.983	
. .	. .	8 -0.043 -0.045	1.5606	0.992	
. .	. .	9 -0.048 -0.053	1.6573	0.996	
. .	. * .	10 -0.042 -0.081	1.7363	0.998	
. .	. .	11 -0.049 -0.054	1.8501	0.999	
. .	. * .	12 -0.015 -0.070	1.8611	1.000	

Tabela 41 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série IPCA15POS

Série IPCANEG

Sample: 1 39

Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.073	-0.073	0.2266	0.634
. * .	. * .	2 -0.082	-0.088	0.5168	0.772
. * .	. * .	3 -0.130	-0.145	1.2668	0.737
. ** .	. ** .	4 -0.270	-0.311	4.5949	0.331
. .	. .	5 0.057	-0.039	4.7484	0.447
. * .	. * .	6 -0.067	-0.169	4.9656	0.548
. * .	. * .	7 0.174	0.067	6.4837	0.485
. * .	. * .	8 0.195	0.137	8.4456	0.391
. ** .	. ** .	9 -0.223	-0.203	11.104	0.269
. * .	. * .	10 0.083	0.076	11.486	0.321
. * .	. .	11 -0.125	-0.044	12.373	0.336
. ** .	. ** .	12 -0.260	-0.313	16.389	0.174
. **	. **	13 0.293	0.230	21.658	0.061
. * .	. * .	14 -0.078	-0.119	22.047	0.078
. .	. * .	15 0.061	-0.169	22.296	0.100
. .	. * .	16 0.060	0.137	22.546	0.126

Tabela 42 – Correlograma dos Resíduos da Série IPCANEG

Sample: 1 39

Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.080	-0.080	0.2723	0.602
. * .	. * .	2 -0.074	-0.081	0.5072	0.776
. .	. .	3 0.059	0.047	0.6624	0.882
. .	. .	4 -0.034	-0.032	0.7158	0.949
. * .	. * .	5 -0.073	-0.071	0.9656	0.965
. .	. .	6 -0.010	-0.030	0.9706	0.987
. .	. * .	7 -0.056	-0.068	1.1269	0.993
. * .	. * .	8 -0.073	-0.083	1.4001	0.994
. * .	. * .	9 0.131	0.108	2.3139	0.985
. * .	. .	10 -0.059	-0.054	2.5086	0.991
. * .	. * .	11 -0.090	-0.086	2.9704	0.991
. .	. .	12 0.011	-0.038	2.9778	0.996
. .	. .	13 0.019	0.003	3.0011	0.998
. * .	. * .	14 -0.076	-0.067	3.3695	0.998
. * .	. * .	15 -0.078	-0.111	3.7795	0.998
. .	. * .	16 -0.030	-0.072	3.8431	0.999

Tabela 43 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série IPCANEG

Série IPCA15NEG

Sample: 1 24

Included observations: 24

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.133 -0.133	0.4792 0.489		
. * .	. * .	2 -0.143 -0.163	1.0575 0.589		
. .	. .	3 0.062 0.019	1.1700 0.760		
. ** .	. ** .	4 -0.212 -0.234	2.5775 0.631		
. ***	. **	5 0.337 0.315	6.3112 0.277		
. * .	. ** .	6 -0.150 -0.189	7.0890 0.313		
. * .	. .	7 -0.068 0.064	7.2591 0.402		
. .	. ** .	8 -0.007 -0.195	7.2607 0.509		
. * .	. .	9 -0.136 0.031	8.0281 0.531		
. * .	. * .	10 0.135 -0.120	8.8463 0.547		
. .	. * .	11 -0.047 0.080	8.9512 0.626		
. .	. * .	12 -0.036 -0.123	9.0201 0.701		

Tabela 44 – Correlograma dos Resíduos da Série IPCA15NEG

Sample: 1 24

Included observations: 24

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.098 -0.098	0.2602 0.610		
. .	. .	2 -0.033 -0.036	0.7278 0.443		
. * .	. .	3 -0.079 -0.009	7.2681 0.064		
. .	. *** .	4 -0.038 -0.371	7.3140 0.120		
. * .	. * .	5 -0.103 -0.117	7.6631 0.176		
. * .	. * .	6 -0.134 0.093	8.2825 0.218		
. * .	. * .	7 -0.163 -0.114	9.2596 0.235		
. * .	. ** .	8 -0.131 -0.194	9.9290 0.270		
. * .	. * .	9 -0.162 -0.089	11.016 0.275		
. * .	. .	10 -0.099 -0.015	11.457 0.323		
. * .	. .	11 -0.076 -0.037	11.732 0.384		
. * .	. * .	12 -0.073 -0.134	12.011 0.445		

Tabela 45 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série IPCA15NEG

Série TODOS

Sample: 1 136

Included observations: 136

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.047	-0.047	0.3032	0.582
. .	. .	2 -0.027	-0.029	0.4026	0.818
. **	. **	3 0.209	0.207	6.5428	0.088
. .	. .	4 -0.030	-0.012	6.6676	0.155
* .	* .	5 -0.162	-0.161	10.409	0.064
. *	. .	6 0.080	0.025	11.332	0.079
. .	. .	7 0.004	0.017	11.335	0.125
. .	. *	8 -0.002	0.068	11.335	0.183
. .	* .	9 -0.043	-0.076	11.613	0.236
. .	. .	10 -0.011	-0.048	11.631	0.311
. .	. .	11 -0.027	-0.025	11.744	0.383
* .	. .	12 -0.074	-0.051	12.564	0.401
. .	. .	13 -0.040	-0.030	12.805	0.463
. .	. .	14 0.040	0.024	13.046	0.523
* .	. .	15 -0.066	-0.045	13.725	0.546
. .	. .	16 -0.022	-0.023	13.800	0.614
. *	. *	17 0.130	0.109	16.445	0.493
** .	** .	18 -0.236	-0.231	25.279	0.117
. .	* .	19 -0.056	-0.061	25.789	0.136
. .	* .	20 -0.036	-0.116	25.996	0.166
* .	. .	21 -0.104	-0.021	27.776	0.147
* .	* .	22 -0.155	-0.142	31.717	0.082
. *	. .	23 0.109	0.042	33.682	0.070
* .	* .	24 -0.117	-0.123	35.962	0.055
* .	* .	25 -0.149	-0.168	39.716	0.031
. .	. .	26 0.045	-0.002	40.058	0.039
. *	. *	27 0.085	0.078	41.304	0.038
. .	. .	28 -0.018	0.065	41.358	0.050
. *	. .	29 0.099	0.028	43.086	0.045
. **	. **	30 0.234	0.199	52.771	0.006
. *	. .	31 0.075	0.064	53.785	0.007
. .	. *	32 0.032	0.082	53.972	0.009
. *	. .	33 0.072	-0.021	54.925	0.010
. .	. .	34 -0.006	-0.054	54.932	0.013
. .	. *	35 -0.004	0.074	54.934	0.017
. .	. .	36 0.042	0.011	55.268	0.021

Tabela 46 – Correlograma dos Resíduos da Série TODOS

Sample: 1 136

Included observations: 136

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .		. .		1 -0.021	-0.021	0.0606	0.806
. .		. .		2 0.013	0.013	0.0846	0.959
. *		. *		3 0.107	0.108	1.6983	0.637
. .		. .		4 -0.036	-0.032	1.8871	0.757
. .		. .		5 -0.036	-0.041	2.0738	0.839
. .		. .		6 -0.006	-0.018	2.0782	0.912
. .		. .		7 -0.001	0.008	2.0782	0.955
* .		. .		8 -0.062	-0.055	2.6462	0.955
. .		. .		9 0.020	0.018	2.7055	0.975
* .		* .		10 -0.061	-0.062	3.2532	0.975
. .		. .		11 -0.047	-0.039	3.5890	0.980
. .		. .		12 -0.047	-0.056	3.9279	0.985
. .		. .		13 -0.055	-0.047	4.3974	0.986
. .		. .		14 -0.052	-0.050	4.8132	0.988
. .		. .		15 -0.052	-0.051	5.2398	0.990
. .		. .		16 -0.051	-0.056	5.6423	0.992
. .		. .		17 -0.040	-0.040	5.8906	0.994
. *		. *		18 0.110	0.106	7.8102	0.981
. .		. .		19 -0.011	-0.006	7.8302	0.988
. .		. .		20 -0.040	-0.055	8.0894	0.991
. .		* .		21 -0.043	-0.090	8.3973	0.993
. .		. .		22 0.031	0.024	8.5561	0.995
. .		. .		23 0.014	0.020	8.5895	0.997
. .		. .		24 0.001	-0.003	8.5897	0.998
. .		. .		25 -0.007	-0.046	8.5985	0.999
. .		* .		26 -0.045	-0.064	8.9410	0.999
. .		* .		27 -0.031	-0.059	9.1039	0.999
. .		. .		28 -0.030	-0.035	9.2621	1.000
. .		. .		29 -0.013	-0.019	9.2911	1.000
. *		. *		30 0.106	0.112	11.289	0.999
. .		. .		31 0.017	0.011	11.341	1.000
. .		* .		32 -0.052	-0.073	11.829	1.000
. .		* .		33 -0.036	-0.081	12.064	1.000
. .		. .		34 -0.045	-0.051	12.432	1.000
. .		. .		35 -0.040	-0.028	12.732	1.000
. .		* .		36 -0.036	-0.064	12.981	1.000

Tabela 47 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série TODOS

Série TODOSPOS

Sample: 1 65

Included observations: 65

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *.	. *.	1 0.151	0.151	1.5512	0.213
. * .	. * .	2 -0.133	-0.159	2.7676	0.251
. .	. .	3 -0.019	0.029	2.7935	0.425
** .	** .	4 -0.190	-0.224	5.3739	0.251
. .	. .	5 -0.046	0.031	5.5299	0.355
. .	. * .	6 0.007	-0.062	5.5337	0.477
. * .	. * .	7 -0.123	-0.121	6.6666	0.464
. * .	** .	8 -0.170	-0.196	8.8708	0.353
. * .	. * .	9 -0.160	-0.177	10.871	0.285
. .	. * .	10 -0.052	-0.092	11.084	0.351
. *.	. .	11 0.073	-0.036	11.509	0.402
. *.	. *.	12 0.180	0.073	14.162	0.290
. .	. * .	13 0.005	-0.137	14.164	0.362
. .	. *.	14 0.059	0.070	14.463	0.416
. .	. .	15 0.058	-0.045	14.752	0.469
. .	. .	16 -0.054	-0.054	15.010	0.524
. .	. * .	17 0.001	-0.080	15.010	0.595
. *.	. .	18 0.080	0.064	15.607	0.620
. .	. .	19 -0.039	-0.051	15.748	0.674
. .	. *.	20 0.018	0.086	15.778	0.730
. .	. .	21 -0.020	-0.028	15.818	0.780
. * .	. .	22 -0.117	-0.056	17.201	0.752
. *.	. *.	23 0.111	0.161	18.474	0.731
. *.	. .	24 0.110	0.054	19.755	0.711
. .	. .	25 -0.041	0.013	19.940	0.750
. .	. .	26 -0.030	-0.056	20.037	0.790
. * .	. * .	27 -0.155	-0.091	22.793	0.696
. .	. .	28 -0.050	0.036	23.088	0.729

Tabela 48 – Correlograma dos Resíduos da Série TODOSPOS

Sample: 1 65

Included observations: 65

				AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Autocorrelation	Partial Correlation							
. .	. .			1	0.027	0.027	0.0498	0.823
. * .	. * .			2	-0.058	-0.059	0.2819	0.869
. .	. .			3	-0.040	-0.037	0.3925	0.942
. .	. .			4	-0.038	-0.040	0.4980	0.974
. .	. .			5	-0.051	-0.053	0.6840	0.984
. .	. * .			6	-0.056	-0.060	0.9121	0.989

. .	. .	7	-0.048	-0.055	1.0837	0.993
. **	. **	8	0.211	0.204	4.4924	0.810
. .	. .	9	-0.008	-0.035	4.4980	0.876
.* .	.* .	10	-0.071	-0.060	4.8980	0.898
.* .	.* .	11	-0.070	-0.067	5.2983	0.916
. .	. *	12	0.060	0.068	5.5934	0.935
. .	.* .	13	-0.056	-0.061	5.8534	0.951
. .	. .	14	-0.012	0.005	5.8652	0.970
.* .	.* .	15	-0.063	-0.061	6.2117	0.976
. .	.* .	16	-0.018	-0.074	6.2407	0.985
. .	. .	17	-0.017	-0.027	6.2663	0.991
. .	. .	18	-0.028	-0.016	6.3383	0.995
. .	. .	19	-0.037	-0.023	6.4706	0.997
. .	. .	20	0.010	-0.047	6.4797	0.998
. .	. .	21	-0.034	-0.036	6.5916	0.999
. .	. .	22	-0.015	-0.034	6.6154	0.999
. .	. .	23	-0.012	-0.003	6.6312	1.000
. .	. .	24	-0.003	-0.015	6.6319	1.000
. .	. .	25	-0.031	-0.042	6.7361	1.000
. .	. .	26	-0.017	-0.042	6.7676	1.000
. .	. .	27	0.009	0.005	6.7768	1.000
. .	. .	28	-0.003	-0.022	6.7780	1.000

Tabela 49 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série TODOSPOS

Série TODOSNEG

Sample: 1 63

Included observations: 63

				AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Autocorrelation	Partial Correlation							
. .	. .			1	-0.025	-0.025	0.0429	0.836
. .	. .			2	0.018	0.017	0.0642	0.968
** .	** .			3	-0.190	-0.190	2.5382	0.468
. .	. .			4	-0.034	-0.045	2.6181	0.624
.* .	.* .			5	-0.073	-0.072	2.9931	0.701
. .	. .			6	0.010	-0.031	3.0003	0.809
. .	. .			7	0.008	-0.007	3.0052	0.885
.* .	.* .			8	-0.098	-0.133	3.7248	0.881
. .	.* .			9	-0.045	-0.067	3.8759	0.919
. .	. .			10	0.042	0.034	4.0150	0.947
. .	. .			11	-0.001	-0.049	4.0151	0.969
.* .	.* .			12	-0.087	-0.129	4.6194	0.970
. **	. *			13	0.199	0.197	7.8475	0.853
. *	. *			14	0.104	0.113	8.7578	0.846
. *	. *			15	0.151	0.133	10.712	0.773
.* .	. .			16	-0.065	0.003	11.082	0.804

. * .	. * .	17	-0.082	-0.058	11.677	0.819
. * .	. .	18	-0.125	-0.031	13.094	0.786
. .	. .	19	0.027	0.053	13.161	0.830
. .	. .	20	0.003	-0.035	13.162	0.870
. .	. .	21	0.035	0.032	13.281	0.898
. .	. .	22	-0.038	0.019	13.423	0.921
. * .	. * .	23	-0.085	-0.100	14.168	0.922
. .	. .	24	-0.028	-0.038	14.248	0.941
. * .	. * .	25	-0.122	-0.152	15.851	0.919
. .	. * .	26	-0.001	-0.106	15.851	0.940
. *	. *	27	0.128	0.116	17.722	0.912
. *	. .	28	0.092	-0.024	18.717	0.907

Tabela 50 – Correlograma dos Resíduos da Série TODOSNEG

Sample: 1 63

Included observations: 63

Autocorrelation			Partial Correlation			AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .			. .			1	-0.039	-0.039	0.1007	0.751
. .			. .			2	-0.047	-0.049	0.2485	0.883
. .			. .			3	-0.024	-0.028	0.2866	0.963
. .			. .			4	-0.049	-0.054	0.4529	0.978
. *			. *			5	0.089	0.083	1.0093	0.962
.* .			.* .			6	-0.067	-0.066	1.3273	0.970
. .			. .			7	-0.011	-0.010	1.3356	0.987
. .			. .			8	-0.049	-0.056	1.5133	0.992
. .			. .			9	-0.012	-0.011	1.5239	0.997
. .			. .			10	-0.030	-0.052	1.5940	0.999
.* .			.* .			11	-0.066	-0.064	1.9408	0.999
.* .			.* .			12	-0.062	-0.083	2.2538	0.999
. .			. .			13	-0.043	-0.055	2.4059	0.999
.* .			.* .			14	-0.067	-0.097	2.7770	0.999
. .			. .			15	-0.032	-0.056	2.8628	1.000
. .			. .			16	-0.010	-0.038	2.8721	1.000
.* .			.* .			17	-0.060	-0.085	3.1917	1.000
. .			. .			18	0.009	-0.028	3.1996	1.000
. .			.* .			19	-0.028	-0.058	3.2708	1.000
. *			. *			20	0.158	0.129	5.6534	0.999
. .			. .			21	0.057	0.039	5.9681	0.999
. .			. .			22	0.050	0.062	6.2207	1.000
. .			. .			23	-0.026	-0.042	6.2877	1.000
. .			. .			24	-0.026	-0.020	6.3560	1.000
. *			. .			25	0.082	0.028	7.0738	1.000
. .			. .			26	-0.035	-0.042	7.2115	1.000
. .			. .			27	-0.004	-0.034	7.2138	1.000
. .			. .			28	0.027	0.026	7.2970	1.000

Tabela 51 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série TODOSNEG

Série TODOS_APOS2005

Sample: 4 64
Included observations: 61
Q-statistic
probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.039	0.039	0.0978	
.*. .	.*. .	2 -0.136	-0.138	1.3046	0.253
.*. .	. .	3 -0.058	-0.048	1.5288	0.466
.*. .	.*. .	4 -0.160	-0.179	3.2630	0.353
.*. .	.*. .	5 -0.156	-0.168	4.9282	0.295
. .	. .	6 0.155	0.116	6.6010	0.252
. .	. .	7 0.151	0.087	8.2173	0.223
. .	. .	8 0.071	0.069	8.5860	0.284
. .	. .	9 -0.059	-0.069	8.8405	0.356
. .	. .	10 -0.010	0.043	8.8481	0.451
. .	. .	11 0.014	0.092	8.8640	0.545
. .	. .	12 -0.180	-0.162	11.402	0.410
. .	. .	13 -0.076	-0.100	11.867	0.456
. .	. .	14 -0.000	-0.098	11.867	0.539
. .	. .	15 -0.027	-0.048	11.928	0.612
. .	. .	16 0.086	0.047	12.558	0.636
. .	. .	17 0.139	0.047	14.242	0.581
. .	. .	18 -0.185	-0.206	17.302	0.434
. .	. .	19 -0.227	-0.202	22.030	0.231
. .	. .	20 -0.032	-0.005	22.127	0.278
. .	. .	21 0.001	-0.002	22.127	0.334
. .	. .	22 0.032	-0.045	22.227	0.387
. .	. .	23 0.183	0.040	25.626	0.268
. .	. .	24 0.045	-0.021	25.838	0.309
. .	. .	25 -0.170	-0.099	28.908	0.224
. .	. .	26 -0.100	-0.037	30.000	0.224
. .	. .	27 -0.061	-0.117	30.424	0.250
. .	. .	28 0.079	0.055	31.154	0.265

Tabela 56 – Correlograma dos Resíduos da Série TODOS_APÓS2005

Sample: 4 64
Included observations: 61
Q-statistic
probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
-----------------	---------------------	----	-----	--------	------

. .	. .	1	-0.016	-0.016	0.0160	
. .	. .	2	0.030	0.029	0.0734	0.786
. *	. *	3	0.078	0.079	0.4781	0.787
* .	* .	4	-0.071	-0.070	0.8227	0.844
. .	. .	5	-0.044	-0.051	0.9542	0.917
. .	. .	6	0.006	0.004	0.9571	0.966
. .	. .	7	0.047	0.062	1.1114	0.981
* .	* .	8	-0.078	-0.075	1.5492	0.981
. .	. .	9	-0.040	-0.056	1.6697	0.990
* .	* .	10	-0.073	-0.080	2.0704	0.990
. .	. .	11	-0.043	-0.021	2.2109	0.994
. .	. .	12	0.003	0.009	2.2115	0.998
. .	. .	13	0.001	0.000	2.2115	0.999
* .	* .	14	-0.077	-0.094	2.6992	0.999
. .	. .	15	0.009	0.001	2.7064	0.999
. .	. .	16	-0.007	-0.002	2.7106	1.000
. .	. .	17	-0.050	-0.036	2.9298	1.000
. **	. *	18	0.198	0.179	6.4285	0.990
. .	. .	19	-0.011	-0.023	6.4393	0.994
* .	* .	20	-0.060	-0.082	6.7766	0.995
* .	* .	21	-0.097	-0.140	7.6821	0.994
* .	* .	22	-0.069	-0.058	8.1569	0.994
. *	. *	23	0.068	0.110	8.6208	0.995
* .	* .	24	-0.089	-0.087	9.4474	0.994
. .	. .	25	0.053	-0.009	9.7480	0.996
* .	* .	26	-0.069	-0.087	10.266	0.996
. .	. .	27	-0.003	0.034	10.267	0.997
. .	. .	28	-0.050	-0.028	10.555	0.998

Tabela 57 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série TODOS_APOS2005

Série TODOS_PRE2005

Sample: 1 68

Included observations: 68

Autocorrelation				Partial Correlation				AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	.			.	.			1	0.015	0.015	0.0167	0.897
.	*			.	*			2	0.150	0.150	1.6456	0.439
.	.			.	.			3	-0.013	-0.017	1.6575	0.646
.	*			.	.			4	0.073	0.052	2.0525	0.726
.*	.			.*	.			5	-0.132	-0.133	3.3673	0.644
.*	.			.*	.			6	-0.058	-0.075	3.6277	0.727
.	.			.	.			7	-0.056	-0.015	3.8714	0.794
.	.			.	.			8	-0.002	0.012	3.8719	0.868

. * .		. * .		9	-0.183	-0.164	6.5814	0.681
. .		. .		10	-0.021	-0.028	6.6170	0.761
. * .		. * .		11	-0.092	-0.060	7.3220	0.772
. .		. .		12	0.024	0.018	7.3695	0.832
. * .		. .		13	-0.081	-0.048	7.9427	0.847
. .		. .		14	0.064	0.021	8.3022	0.873
. .		. .		15	-0.002	-0.008	8.3027	0.911
. * .		. * .		16	-0.066	-0.118	8.6984	0.925
. .		. .		17	0.044	0.054	8.8752	0.944
. * .		. * .		18	-0.108	-0.148	9.9849	0.932
. .		. .		19	0.039	0.029	10.131	0.950
. * .		. * .		20	-0.126	-0.126	11.706	0.926
. * .		. * .		21	-0.071	-0.112	12.218	0.934
. * .		. * .		22	-0.175	-0.187	15.382	0.845
. * .		. * .		23	-0.076	-0.096	15.998	0.855
. * .		. * .		24	-0.176	-0.190	19.341	0.734
. * .		. * .		25	-0.119	-0.220	20.908	0.698
. .		. .		26	0.068	0.045	21.432	0.719
. .		. .		27	0.118	-0.004	23.048	0.682
. .		. .		28	0.108	0.054	24.440	0.658

Tabela 54 – Correlograma dos Resíduos da Série TODOS_PRE2005

Sample: 1 68

Included observations: 68

Autocorrelation				Partial Correlation				AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .				. .				1	-0.013	-0.013	0.0115	0.915
. .				. .				2	-0.014	-0.014	0.0248	0.988
. .				. .				3	-0.034	-0.035	0.1107	0.991
. .				. .				4	-0.027	-0.029	0.1669	0.997
. .				. .				5	-0.027	-0.029	0.2238	0.999
. .				. .				6	-0.045	-0.048	0.3780	0.999
. .				. .				7	-0.036	-0.040	0.4791	1.000
. .				. * .				8	-0.056	-0.062	0.7315	0.999
. * .				. * .				9	0.089	0.082	1.3748	0.998
. * .				. * .				10	-0.063	-0.070	1.7021	0.998
. * .				. * .				11	-0.061	-0.071	2.0159	0.998
. * .				. * .				12	-0.065	-0.073	2.3798	0.999
. * .				. * .				13	-0.066	-0.080	2.7548	0.999
. * .				. * .				14	-0.059	-0.080	3.0621	0.999
. .				. .				15	-0.036	-0.057	3.1794	0.999
. .				. * .				16	-0.039	-0.068	3.3177	1.000
. .				. * .				17	-0.036	-0.065	3.4376	1.000
. .				. .				18	0.006	-0.048	3.4413	1.000
. .				. .				19	0.033	0.000	3.5500	1.000
. .				. .				20	-0.012	-0.047	3.5637	1.000

. .	.* .	21	-0.030	-0.068	3.6571	1.000
. *.	. *.	22	0.160	0.132	6.3055	1.000
. .	. .	23	-0.012	-0.039	6.3216	1.000
. *.	. *.	24	0.097	0.072	7.3311	1.000
. .	. .	25	0.023	0.013	7.3905	1.000
. .	. .	26	-0.003	-0.015	7.3918	1.000
. .	. .	27	-0.019	-0.033	7.4316	1.000
. .	. .	28	0.005	-0.012	7.4343	1.000

Tabela 55 – Correlograma do Quadrado dos Resíduos da Série TODOS_PRE2005

7. Bibliografia

- [1] Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold and C. Vega, (2003), "*Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange*", American Economic Review, 93, pp.38-62.
- [2] Araújo, A. and Santos, R., (2007), "*Inflation Targeting, Credibility and Confidence Crises*", BCB Working Paper Series.
- [3] Balduzzi, P., Elton, E.J. and Green, T.C., (2001), "*Economic News and Bond Prices: Evidence From the U.S. Treasury Market*", Journal of Finance and Quantitative Analysis, 53, pp 40-75.
- [4] Ball, Laurence, (1998), "*Policy Rules for Open Economies*", National Bureau of Economic Research, NBER working paper No 6760.
- [5] Ball, L., and Sheridan, N., (2003), "*Does Inflation Targeting Matter?*", National Bureau of Economic Research, NBER working paper No 9577.
- [6] Bevilaqua, A., Mesquita, M. and Minella, A., (2007), "*Brazil: Taming Inflation Expectations*", BCB Working Paper Series.
- [7] Blanchard, O., (2005), "*Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons From Brazil*", em Giavazzi, Goldfajn e Herrera: "*Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1993 to 2003*", Cambridge, The MIT Press, 2005, p.49/80 e Eduardo Loyo, "Comments" p.81/84.
- [8] Blanchard, O. e Kahn, C.M., (1980), "*The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations*", Econometrica 48, pp. 1305-1313.
- [9] Calvo, G. and V. Végh, (1995), "*Fighting Inflation with High Interest rates: The Small Open Economy Case Under Flexible Prices*", Journal of Money, Credit, and Banking 27, v49-66.
- [10] Campbell, J. & R. Clarida, (1987), "*The Dollar and Real Interest Rates*", Carnegie Rochester Conference Series in Public Policy.
- [11] Cheung, Y. W. and Chinn, M.D., (2000), "*A Survey of Market Practitioners' Views on Exchange Rate Dynamics*", Journal of International Economics, 51, p.401-419.
- [12] Cheung, Y. W. and Chinn, M.D., (2000), "*Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of the U.S. Market*", Journal of International Money and Finance, 20, 439-471.
- [13] Clarida, J. Gali and M. Gertler, (1998), "*Monetary policy rules in practice: Some international evidence*", European Economic Review, 1998, vol. 42, issue 6, pages 1033-1067.

- [14] Clarida, J. Gali and M. Gertler, (2001), "*Optimal Monetary Policy in Open vs. Closed Economies: An Integrated Approach*", American Economic Review, vol. 91, n° 2, 248-252.
- [15] Clarida, Richard e Waldman, Daniel, (2007), "*Is Bad News About Inflation Good News for the Exchange Rate?*", National Bureau of Economic Research, NBER working paper No 13010.
- [16] Dornbusch, R., (1976), "*Expectations and Exchange Rate Dynamics*", Journal of Political Economy, Vol. 84, pp. 1161-76.
- [17] Dominguez, K.M., (1999), "*The Market Microstructure of Central Bank Intervention*", NBER Working Paper No 7337.
- [18] Edwards, S., (2006), "*The relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited*", NBER Working Paper No 12163 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- [19] Eichengreen, B. (2002), "*Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?*", University of California, Berkeley. (Unpublished Manuscript).
- [20] Engel, C. and J. Frankel, (1984), "*Why Interest Rates React to Money Announcements: An Explanation from the Foreign Exchange Market*", Journal of Monetary Economics 13, pages 31-39.
- [21] Engel, C. and K. West, (2005), "*Exchange Rates and Fundamentals*", Journal of Political Economy, 2005, vol. 113, pp. 485 – 517.
- [22] Engel, C. and K. West, (2006), "*Taylor Rules and the Dollar-DM Exchange Rate*", Journal of Money, Credit, and Banking, 2006, vol. 38, pp. 1175 – 1194.
- [23] Fachada, P. (2001), "*Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00*", BCB Working Paper Series.
- [24] Faust, J., Rogers, J., Wang, S., e J. Wright, (2003), "*The High Frequency Response of Exchange Rates and Interest Rates to Macroeconomic Announcements*", Journal of Monetary Economics.
- [25] Fraga, A., Goldfajn, I. and Minella, A., (2003), "*Inflation Targeting in Emerging Market Economies*", BCB Working Paper Series.
- [26] Frankel, J.A. and Rose, A.K. (1995), "*A survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates*", in G. Grossman and K. Rogoff (eds.), Handbook of International Economics. Amsterdam: North-Holland, 1995.
- [27] French, K.F. and Roll, R. (1986), "*Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders*", Journal of Financial Economics, 17, 5-26.

- [28] Froot, K. A. and Rogoff, K. (1994), "*Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates*", NBER Working Paper N4952.
- [29] Garcia, M e Urban, F., (2004), "*O Mercado Interbancário de Câmbio no Brasil*", BM&F e PUC-RJ.
- [30] Goldberg, L. and M. Klein, (2006), "*Establishing Credibility: Evolving Perceptions of the European Central Bank*", mimeo, NY Fed.
- [31] Goodhart, C., Hasll, S., Henry S. and Pesaran, B., (1993), "*News Effects in a High-Frequency Model of the Sterling-Dollar Exchange Rate*", Journal of Applied Econometrics, 7, pp 199-211.
- [32] Hausmann, R., Panizza, U. e Stein, E., (2001), "*Why Do Countries Float the Way They Float*", Journal of Development Economics, 66(2): pp 387-414.
- [33] Henderson, D.W. e McKibbin, W.J., (1993), "*A Comparison os Some Baic Monetary Policy Regimes for Open Economies: Implications of Different Degrees of Instrument Adjustment and Wage Persistance*", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp. 221-317.
- [34] Hnatkovska V., Lahiri A., Vegh C., (2008), "*Interest Rates and the Exchange Rate: A Non Monotonic Tale*", National Bureau of Economic Research, NBER working paper No 13925.
- [35] Holland, Marcio, (2005), "*Monetary and Exchange Rate Policy in Brazil after Inflation Targeting*", UFU VIII Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC SUL 2005.
- [36] Kamil, Hernan, (2008), "*Is Central Bank Intervention Effective Under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia*", IMF Working Paper.
- [37] Kraay, A., (2003), "*Do High Interest Rates Defend Currency During Speculative Attacks?*", Journal of International Economics, 59(2), pages 297-321.
- [38] Lyons, Richard, (2001), "*The Microstructure Approach to Exchange Rates*", The MIT Press, Cambridge, MA, EUA.
- [39] Lowenkron, A. e Garcia, M, (2007), "*Monetary Policy Credibility and Inflation Risk Premium: a model with application to Brazilian data*".
- [40] Mark, N. (2004), "*Learning Monetary Policy Rules and Exchange-Rate Dynamics*", mimeo, University of Notre Dame.
- [41] Minella, A. et al., (2002), "*Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges*". Central Bank of Brazil, BIS Papers 19, p. 106-133.
- [42] Minella, A. et al., (2003). "*Inflation Targeting in Brazil: Building Credibility Under Exchange Rate volatility*". Working Paper Brazilian Central Bank. Brasilia, July 2003.

- [43] Muinhos, M. K., Springer, P., Araújo, F., (2001), “*Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model*”, BCB Working Paper Series.
- [44] Mussa, Michael, (1982), “*A model of Exchange Rate Dynamics*”, Journal of Political Economy, 1990, pp. 74-104.
- [45] Silva, J. A. B. , (2003), “*Determinantes da Taxa de Câmbio Real, Teoria e Evidências Empíricas: Uma Aplicação para o Brasil*”, Dissertação de Mestrado Universidade de Brasília.
- [46] Svensson, Lars, (1999), “*Open Economy Inflation Targeting*”, Journal of International Economics, Vol. 50 (2000): 155-183.
- [47] Soares, Joao José Silveira, Barbosa, Fernando de Holanda, (2006), “*Regra de Taylor no Brasil: 1999 – 2005*”.
- [48] Urich, T. and Wachtel, P. (1984), “*The Effects of Inflation and Money Supply Announcements on Interest Rates*”, Journal of Finance, 39, pp. 1177-1188
- [49] Taylor, John B. (1993), “*Discretion Versus Policy Rules in Practice*”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp. 195-214.
- [50] Woodford, M. (2003), “*Interest and Prices*”, Princeton University Press.