FACULDADE IBMEC SÃO PAULO
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Rodrigo Medeiros Dias da Silva

FUNDAMENTOS E A DINÂMICA DO CÂMBIO: UMA VISÃO EMPÍRICA APLICADA AO BRASIL

São Paulo
2009

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

Rodrigo Medeiros Dias da Silva

Fundamentos e a dinâmica do câmbio: Uma visão empírica aplicada ao Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas
Orientador: Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior – Ibmec São Paulo

São Paulo
2009

Silva, Rodrigo Medeiros Dias da
Fundamentos e a dinâmica do câmbio: Uma visão empírica aplicada ao Brasil / Rodrigo Medeiros Dias da Silva; orientador José Luiz Rossi Júnior – São Paulo: Ibmec São Paulo, 2009.
57 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Faculdade Ibmec São Paulo.

1. Política monetária 2. Economia Internacional

FOLHA DE APROVAÇÃO

Rodrigo Medeiros Dias da Silva
Fundamentos e a dinâmica do câmbio: Uma visão empírica aplicada ao Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: Julho de 2009

Banca Examinadora

Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior
Orientador

Instituição: Ibmec São Paulo Assinatura: _____

Prof. Dr. Rinaldo Artes

Instituição: Ibmec São Paulo Assinatura: _____

Prof.Dr. Fernando Nascimento de Oliveira

Instituição: Banco Central e Ibmec-RJ Assinatura: _____

DEDICATÓRIA

Dedico essa dissertação à minha família e à minha esposa que sempre estiveram ao meu lado me apoiando nos momentos que mais precisei.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a todas as pessoas que estiveram envolvidas nesse período do curso e da conclusão dessa dissertação. Agradeço a paciência da minha familia e pelo apoio nos momentos de dificuldades, especialmente minha esposa que compreendeu a importância desse trabalho e se dedicou a todas as atividades familiares enquanto eu estive ausente e que me aturou nos momentos que estive de mau humor.

Não poderia deixar de agradecer um grande amigo e mentor, Martin Arranz, que praticamente me obrigou a fazer o curso e que se não fosse por sua ajuda não teria realizado esse sonho.

Ao meu orientador, Jozé Luis Rossi Júnior, os meus profundos agradecimentos pelo apoio que me deu para a conclusão dessa dissertação. E finalmente um agradecimento especial à Barbara Rossi que disponibilizou os códigos dos testes que ela desenvolveu e enriqueceram os resultados dessa dissertação.

RESUMO

SILVA, Rodrigo Medeiros Dias da. **Fundamentos e a dinâmica do câmbio: Uma visão empírica aplicada ao Brasil** 2009. 57 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade Ibmec São Paulo, São Paulo, 2009.

O objetivo desta dissertação é identificar a relação causal existente entre o câmbio brasileiro e seus fundamentos. Utilizamos um modelo de valor presente onde a dinâmica do câmbio é descrita como sendo o valor presente dos fundamentos esperados. Efetuamos regressões do tipo causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros e os resultados encontrados, corroboram com a formulação teórica da dinâmica de câmbio por meio do modelo de valor presente, pois foram encontradas evidências que o câmbio antecipa os movimentos dos fundamentos. Entre os fundamentos testados, o cambio antecipou o movimento do diferencial de taxa de juros nominais e reais em quase todos os prazos. Também evidenciamos que o câmbio traz informação sobre as variações de um índice de commodities representativo das exportações brasileiras. Esta evidência é particularmente importante, pois o índice de commodities não sofre de problemas de endogeneidade.

Palavras-chave: Taxa de câmbio; Modelo de valor presente; Fundamentos do câmbio; Dinâmica do câmbio; Causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros.

ABSTRACT

SILVA, Rodrigo Medeiros Dias da. **Fundamentals and the exchange rate dynamics: An empirical view of Brazil** 2009. 57 p.. Dissertation (Mastership) – Faculdade de Economia e Administração. Ibmec São Paulo, São Paulo, 2009.

The objective of this dissertation is to identify the causal relation between the Brazilian exchange rate and its fundamentals. It is used a present value model where the dynamics of the exchange rate is described as being the present value of expected fundamentals. Granger causality regressions robust to parameter instability were made and the results corroborated the theoretical approach of the exchange rate dynamics being ruled by a present value model because it was found evidences that the exchange rate anticipates the movements in its fundamentals. Among the tested fundamentals, the exchange rate anticipated the movement in the real interest rate and nominal interest rate differentials in almost all tenors. We found evidences that the exchange rate has information about changes in a country specific commodity index based on the weighed exports. This evidence is particularly important because the commodity index is not endogenous.

Keywords: Exchange rate; Present value model; Exchange rate fundamentals; Exchange rate dynamics; Granger causality robust to parameter instability.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Volume Exportações e Índice de Commodities associado 27
Tabela 2 – Exportações ponderadas por Índice de Commodities 28
Tabela 3 – Estatísticas básicas das séries em primeira diferência 29
Tabela 4 – Teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF) 31
Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger (amostra completa).....34
Tabela 6 – Teste de Instabilidade de Andrews (amostra completa).....34
Tabela 7 – Teste de Causalidade de Granger (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008).....35
Tabela 8 – Teste de Instabilidade de Andrews (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008).....35
Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009) 36
Tabela 10 – Teste de Instabilidade de Andrews (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009) .36
Tabela 11 – Teste de Causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros de Rossi (2005b) (amostra completa).....39
Tabela 12 – Teste de Causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros de Rossi (2005b) (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008).....39
Tabela 13 – Teste de Causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros de Rossi (2005b) (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009) 40
Tabela 14 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (1 ano) 41
Tabela 15 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (2 ano) 41
Tabela 16 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (3 ano) 42
Tabela 17 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (5 ano) 42

LISTA DE FIGURAS

Gráfico 1 – Desvio Padrão da primeira diferença do ln(Câmbio) para um janela móvel de 40 dias 30
Gráfico 2 – Variação Acumulada Índice de Commodities e Câmbio 52
Gráfico 3 – Quadrado dos retornos do Índice de Commodities 52
Gráfico 4 – Quadrado dos retornos do Câmbio 52
Gráfico 5 – Variação Acumulada dos fundamentos (1 ano) 53
Gráfico 6 – Variação Acumulada dos fundamentos (2 ano) 53
Gráfico 7 – Variação Acumulada dos fundamentos (3 ano) 53
Gráfico 8 – Variação Acumulada dos fundamentos (5 ano) 53
Gráfico 9 – Quadrado dos retornos CDS spread level (1 ano) 54
Gráfico 10 – Quadrado dos retornos CDS spread level (2 anos) 54
Gráfico 11 – Quadrado dos retornos CDS spread level (3 anos) 54
Gráfico 12 – Quadrado dos retornos CDS spread level (5 anos) 54
Gráfico 13 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (1 anos) 55
Gráfico 14 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (2 anos) 55
Gráfico 15 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (3 anos) 55
Gráfico 16 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (5 anos) 55
Gráfico 17 – Diferencial de taxa de Juros Real (1 ano) 56
Gráfico 18 – Diferencial de taxa de Juros Real (2 anos) 56
Gráfico 19 – Diferencial de taxa de Juros Real (3 anos) 56
Gráfico 20 – Diferencial de taxa de Juros Real (5 anos) 56
Gráfico 21 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (1 ano) 57
Gráfico 22 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (2 anos) 57
Gráfico 23 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (3 anos) 57
Gráfico 24 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (5 anos) 57

SUMÁRIO

1. INTRODUCÃO **12**

2. REVISÃO DA LITERATURA **14**

3. MODELO ECONÔMICO **18**

4. BASE DE DADOS **21**

4.1 Taxa de Câmbio (*s*) 22
4.2 Diferencial de Taxa de Juros Nominais (*dir*) 23
4.3 Diferencial de Inflação Implícita (*dii*) 24
4.4 Diferencial de Taxa de Juros Reais (*ds*) 25
4.5 Credit Default Swap (*cds*) 25
4.6 Índice de Commodities (*ic*) 26

5. TESTES ECONOMÉTRICOS **29**

5.1 Teste de Raiz Unitária (ADF) 30
5.2 Teste de Causalidade de Granger e de Instabilidade de Parâmetros 31
5.3 Teste de Causalidade de Granger Robusto à Instabilidade de Parâmetros (Rossi 2005b). 37
5.4 Teste de causalidade entre fundamentos 40

6. RESULTADOS **43**

6.1 Resultados para a amostra completa (de 05/abr/2005 até 30/abr/2009) 43
6.2 Resultados para a o primeiro período (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008) 44
6.3 Resultados para a o segundo período (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009) 45
6.4 Resultados da relação entre fundamentos 46

7. CONCLUSÃO **48**

REFEÊNCIAS **50**

GRÁFICOS **52**

1. INTRODUCÃO

A avaliação das variáveis que afetam o câmbio se tornou de muito interesse principalmente quando as grandes crises financeiras mundiais, como a crise dos tigres asiáticos e a crise da Rússia, mostraram que o fluxo de capitais gera vulnerabilidade sobre países, e suas políticas monetárias.

Meese e Rogoff (1983) demonstraram que um modelo de passeio aleatório prevê o câmbio tão bem quanto qualquer outro. Desde então surgiram diversos trabalhos que evidenciam o contrário, entretanto nenhum modelo se provou robusto a diversas economias ou a prazos longos de tempo. Engel e West (2004) demonstraram que a imprevisibilidade do câmbio pode não ser uma evidência que os modelos não são bons e sim uma conseqüência deles, pois em sua formulação dada algumas restrições, eles geram passeios aleatórios. Os autores também demonstram que a variação do câmbio traz informações a respeito dos fundamentos e não necessariamente o contrário.

O objetivo desse trabalho é analisar para o caso brasileiro quais fundamentos macroeconômicos possuem alguma informação acerca do câmbio ou, se o cambio traz alguma informação sobre os fundamentos. Utilizamos um modelo de expectativas racionais, que considera o cambio como sendo o valor presente dos fundamentos de acordo com a abordagem de Engel e West (2003).

Os testes econométricos tradicional se demonstra limitada para analisar o efeito dos fundamentos em relação à dinâmica do câmbio devido às alterações estruturais. Isto, pois esta abordagem considera apenas as variáveis observadas, o que gera instabilidade nos parâmetros, e que assume os parâmetros invariáveis no tempo. Para contornar essa limitação efetuamos uma análise da relação causal utilizando teste robusto à instabilidade de parâmetros. Os resultados dos testes tradicionais, assim como os resultados dos testes robustos à instabilidade de parâmetros fornecem evidências a favor da formulação teórica da dinâmica do câmbio por modelo de valor presente, conforme sugerido por Engle e West (2003) uma vez que há evidências que o câmbio antecipa os movimentos dos fundamentos.

Entre os testes efetuados nos fundamentos, foi evidenciado que o índice de commodities, assim como o câmbio, também antecipa os movimentos da taxa de

juros real e nominal. Além disso, foram encontradas evidências que, para o caso brasileiro, o câmbio antecipa o preço de um índice de commodities criado pela ponderação das exportações do país. Esta evidência de causalidade robusta à instabilidade de parâmetros, também encontrada por Chen, Roggoff e Rossi (2008) para Austrália, Nova Zelândia, Canadá, Chile e África do Sul, entre a moeda de países tipicamente exportadores de commodities e um índice de commodities é particularmente importante, pois os índices de commodities não sofrem de problemas de endogeneidade como os clássicos fundamentos que descrevem a dinâmica do câmbio.

Esta dissertação foi estruturada da seguinte forma: na seção 2, é feita uma revisão da literatura. Na seção 3, descreve-se o modelo econômico utilizado; os dados utilizados e suas transformações são apresentados na seção 4 e os testes econométricos são descritos na seção 5. Os resultados são relatados na seção 6 e na seção 7 as conclusões são apresentadas.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Um dos trabalhos mais importante sobre a dinâmica da taxa de câmbio é o de Meese e Rogoff (1983). Nele, os autores compararam o poder preditivo de modelos estruturais e de séries de tempo para a taxa de câmbio. O resultado encontrado foi que o modelo de passeio aleatório projeta, ao menos, tão bem quanto qualquer outro.

Os modelos estruturais utilizados pelos autores podem ser resumidos da seguinte forma:

$$s = \beta_0 + \beta_1(m - m^*) + \beta_2(y - y^*) + \beta_3(r_s - r_s^*) + \beta_4(\pi^e - \pi^{e*}) + \beta_5\overline{TB} + \beta_6\overline{TB}^* + u_t \qquad (1)$$

onde s é o logaritmo no valor do dólar na moeda estrangeira; $(m - m^*)$ é o logaritmo do diferencial entre oferta monetária dos dois países; $(y - y^*)$ é o logaritmo do diferencial entre o produto entre os dois países; $(r_s - r_s^*)$ é o diferencial entre taxa de juros nominal de curto prazo; $(\pi^e - \pi^{e*})$ é o diferencial de inflação esperada de longo prazo; $\overline{TB}$ e $\overline{TB}^*$ representam os saldos acumulados da balança comercial dos dois países; e, u_t é um termo de choque.

Todos os modelos estruturais utilizados consideram que a taxa de câmbio possui homogeneidade de primeiro grau com o diferencial de oferta monetária, ou seja, $\beta_1 = 1$. O modelo de Frankel-Bilson (1978), de preços flexíveis, assume as restrições de paridade de poder de compra (PPP), logo $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$. O modelo de Dornbusch-Frankel (1979), de preços rígidos, permite um ajuste nos preços domésticos e conseqüentemente desvio da paridade de poder de compra, definido por $\beta_5 = \beta_6 = 0$. Já para o modelo de Hooper-Morton (1982) nenhuma restrição nos coeficientes é feita para que sejam zero.

Quando os modelos foram comparados ao passeio aleatório, este foi o que teve menor erro quadrático médio em qualquer horizonte de tempo e nenhum modelo superou as previsões do modelo de passeio aleatório. Apesar disso, com base nos resultados, não foi possível concluir que o modelo de passeio aleatório é

significativamente melhor nas previsões que os modelos estruturais, porém, por outro lado, também não foi possível concluir o oposto. Os argumentos foram apresentados como sendo a instabilidade estrutural devido aos choques do petróleo e as mudanças de política macroeconômica, erros de especificação na função de demanda por moedas ou dificuldades de se modelar expectativas das variáveis explicativas.

No estudo de Johnston e Sun (1997) é testado o efeito dos fatores monetários de longo prazo sobre o movimento do câmbio. Eles utilizaram variações trimestrais de 1973 à 1996 para explicar as variações nas moedas da Alemanha, Japão, Canadá e Reino Unido com relação ao dólar americano. O resultado encontrado é que os movimentos nas moedas podem ser explicados pelos fundamentos, estando alinhado com a idéia de que os fatores monetários têm um efeito sobre o movimento do câmbio no longo prazo. Tais resultados sugerem a existência de uma relação significativa entre o câmbio e fundamentos como produto, taxa de juros nominal e inflação.

MacDonald e Marsh (1995) utilizaram técnicas de co-integração e demonstraram evidências que modelos estruturais, utilizando fundamentos econômicos, são superiores aos de passeio aleatório. O modelo utilizado considera paridade de poder de compra de Casselian e os autores não têm a intenção que este seja um modelo completo, porém que permita a criação de um modelo simples que incorpore as evidências empíricas de que os preços não são homogêneos. A implementação de tal modelo se deu por meio de utilização do diferencial de índice de preços e do diferencial de juros. Os resultados encontrados contrastam a literatura, pois apenas com esses fundamentos foi encontrado poder de previsibilidade para um horizonte curto de três meses em diante, em relação aos três anos comumente utilizados.

MacDonald (1999) baseou seu trabalho em três aspectos diferentes com relação à conexão entre fundamentos econômicos e câmbio. O primeiro é a relação existente entre o câmbio e os fundamentos no longo prazo. O segundo é a efetividade da utilização dos fundamentos para produzir estimativas fora da amostra. E a terceira recai sobre a importância dos choques nos valores nominais e reais dos fundamentos para explicar a variabilidade do câmbio. O autor cita que a o câmbio apresenta aleatoriedade e que isso tem se tornado um fato estilizado na literatura

sobre economia internacional. Apesar disso, tal fato é considerado como eficiência de mercado, onde toda informação é levada em consideração para a precificação de ativos, incluindo o câmbio. Como resultado, o autor mostra evidências que os fundamentos possuem um papel importante na determinação da performance tanto dentro quanto fora da amostra de modelos de câmbio e argumenta que existem evidências suficientes que suportem que o câmbio é previsível tanto no longo prazo quanto no curto prazo.

Alquist e Chinn (2006) analisaram o poder preditivo do modelo Dornbush-Frankel, modelo de paridade de taxa de juros descoberta e no modelo baseado em Gourinchas-Rey (2005) onde se considera uma transformação das exportações em moeda estrangeira. Os resultados encontrados entre 1970 e 2005 com freqüência trimestral dos Estados Unidos, Canadá, Reino Unido e zona do Euro indicam evidências que o modelo de paridade descoberta gera previsões tão boas quanto o modelo de passeio aleatório, já o modelo baseado em Gourinchas-Rey tem poder preditivo mais significativo no curto prazo. O modelo de preços rígidos, apesar de os resultados não apontarem para uma boa predição, os autores citaram que Clark e West encontraram tais evidências em análises com séries maiores.

Estes trabalhos mostram que é possível encontrar modelos que tenham um bom poder preditivo da cotação do câmbio apesar dos resultados apresentados no trabalho de Meese e Rogoff, entretanto, como concluído por Cheung, Chinn e Pascual (2002), os resultados não apontam para nenhuma especificação de modelo como sendo muito boa, mas por outro lado, pode ser que um modelo seja bom para uma moeda e não para outra.

A explicação para tal fato pode estar no trabalho apresentado por Engel e West (2004) onde a moeda foi tratada como um preço de ativo considerando um modelo de expectativas racionais. O modelo define a cotação do câmbio como sendo o valor presente de uma combinação linear de fundamentos e choques não observados. A demonstração feita é que o preço desse ativo terá o comportamento semelhante a um passeio aleatório se ao menos um dos fundamentos ou choques não observados forem I(1), ou seja, com raiz unitária; e se a taxa de desconto utilizada for próxima de um. Como discutido pelos autores, o comportamento aleatório verificado muitas vezes no câmbio pode não ser uma evidência contra os modelos e sim uma conseqüência deles.

Em seu trabalho eles também discutem a relação dos fundamentos e a variação do câmbio, demonstrando que na teoria o câmbio é determinado pelos fundamentos tais como oferta monetária, produto e taxa de juros. Entretanto, os fundamentos não conseguem prever o comportamento do câmbio de forma robusta. A conclusão dos autores recai sobre o fato que sob expectativas racionais, e que tais expectativas refletem a informação sobre fundamentos futuros, então o câmbio será útil em prever as mudanças nesses fundamentos e não o inverso. Além disso, outra conclusão dos autores é que a imprevisibilidade do câmbio ocorre, pois a dinâmica do câmbio é dominada pelos choques não observados e isto se deve ao fato que os fundamentos testados tiveram fraco poder de explicação do câmbio, apesar de serem importantes, pois a predição do câmbio ainda fora possível.

A endogeneidade das variáveis explicativas nos modelos estruturais é questionada em muitos trabalhos. Engel e West (2003) concluíram que o câmbio pode causar no sentido de Granger a oferta monetária, e os fundamentos que a determinam, pois a política monetária reage à mudança do câmbio para ajustar a oferta monetária. A fim de incluir variáveis exógenas na formulação dos testes, foi utilizado um índice de commodities como sugerido em Chen, Rossi e Rogoff (2008). Em seu trabalho, foram utilizados índices personalizados de commodities representativos das exportações de países tipicamente exportadores de commodities e de câmbio flutuante para verificar a existência da relação causal entre os fundamentos e o câmbio. Eles utilizaram regressões do tipo causalidade de Granger aplicando teste robusto à instabilidade de parâmetros. A conclusão foi a evidência robusta encontrada que o câmbio desses países é significativo para prever o preço futuro das commodities, ou seja, contem informação sobre as commodities.

O teste de causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros, Rossi (2005b), traz grandes benefícios aos testes econométricos tradicionais, pois ele permite o teste de modelos de determinação de câmbio simplificados. O problema desse tipo de modelo, que é contornado pelo teste robusto à instabilidade, é que os fundamentos utilizados podem sofrer endogeneidade ou o modelo estar mal especificado, onde a omissão de variáveis pode levar a instabilidade de parâmetros.

3. MODELO ECONÔMICO

Na literatura de modelos de determinação de câmbio, desde a década de 70 até atualmente, os modelos de precificação de ativos são os mais comentados e mais utilizados em análises empíricas, pois eles têm a capacidade de incorporar expectativas a cerca de fundamentos econômicos assim como incorporar rigidez passada. Como Obstfeld e Rogoff (1996, p.529) descreveram, a cotação do câmbio deveria ser vista como o preço de um ativo, e que, como qualquer outro ativo, ele deveria incorporar expectativas futuras de outras variáveis.

Utilizamos como base para o nosso modelo de valor presente o modelo de Cagan (1956), que descreve a dinâmica do nível de preço em relação à demanda por moeda. Demonstramos que sob certas condições ele pode ser considerado um modelo de expectativas racionais. O equilíbrio monetário do modelo de Cagan (1956) é dado pela equação (2):

$$m_t - p_t = -\eta E_t\left(p_{t+1} - p_t\right) \tag{2}$$

onde

$m_t = \log M_t$ e M_t é a demanda por moeda;

$p_t = \log P_t$ e P_t é o nível de preço;

η é a semi-elasticidade da demanda por moeda em relação à inflação;

E_t é a esperança em *t.*

A equação (2) é a equação diferencial de primeira ordem da dinâmica do nível de preço em termos da oferta monetária, que é considerada exógena. Utilizando como base essa descrição da dinâmica podemos generalizá-la para a dinâmica da cotação do câmbio substituindo m_t por um fundamento qualquer f_t e o preço p_t pelo câmbio s_t e assumindo que η é o fator de desconto que calcula o valor presente. Assim temos a dinâmica do câmbio descrita pelos seus fundamentos da seguinte maneira:

$$f_t - s_t = -\eta E_t\left(s_{t+1} - s_t\right) \tag{3}$$

reescrevendo a equação (3) isolando f_t e s_{t+1} obtemos:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta} f_t + \frac{\eta}{1+\eta} E_t s_{t+1} \tag{4}$$

Portanto, o câmbio de hoje depende do valor futuro esperado do câmbio. Reescrevendo a equação (4) para o próximo período temos que:

$$E_t s_{t+1} = \frac{1}{1+\eta} E_t f_{t+1} + \frac{\eta}{1+\eta} E_t s_{t+2} \tag{5}$$

Substituindo esse período no anterior temos que:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta}\left(f_t + \frac{\eta}{1+\eta} E_t f_{t+1}\right) + \left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^2 E_t s_{t+2} \tag{6}$$

Repetindo o procedimento sucessivamente e eliminando s_{t+2}, s_{t+3}, e assim por diante obtemos a equação genérica:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta}\sum_{s=t}^{\infty}\left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^{s-t} E_t f_s + \lim_{T\to\infty}\left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^{T} E_t s_{t+T} \tag{7}$$

O limite do segundo termo da equação é zero a não ser que o valor do log do câmbio cresça exponencialmente a uma taxa $\frac{1+\eta}{\eta}$. Dessa forma, se escrevermos o segundo termo em função do desvio do fundamento obtemos:

$$\frac{1}{1+\eta}\sum_{s=t}^{\infty}\left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^{s-t} b_0 \qquad \text{e} \tag{8}$$

$$b_0 = s_0 - \frac{1}{1+\eta}\sum_{s=0}^{\infty}\left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^s E_t f_s \tag{9}$$

Logo, assumindo a não existência de bolhas especulativas, $b_0 = 0$, ou seja, a cotação depende apenas dos fundamentos. Então, a equação do câmbio, assumindo a não existência de bolhas, passa a ser definida por:

$$s_t = \frac{1}{1+\eta}\sum_{s=t}^{\infty}\left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^{s-t} E_t\left(f_s + z_s\right) \tag{10}$$

onde:

$s_t = \log(S_t)$ e S_t é o nível da cotação do câmbio;

$z_t = \log(Z_t)$ e Z_t é o nível do fundamento não-observável;

$f_t = \log(F_t)$ e F_t é o nível do fundamento observável;

η é o fator de desconto, considerada constante no tempo no modelo.

Neste caso, na equação (10), os fundamentos observáveis f_t e os não observáveis z_t foram diferenciados, pois os reais fundamentos podem ser medidos com erro e que será capturado em f_t e o erro de medida será capturado em z_t, assim como qualquer choque não observado que ocorra.

4. BASE DE DADOS

As variáveis selecionadas como fundamentos foi feita com base nos trabalhos sobre dinâmica de câmbio e de relação entre fundamentos e câmbio[1]. Dentre as variáveis classicamente utilizadas, extraídas dos principais modelos de dinâmica de câmbio, escolhemos aquelas que são cotadas diariamente ou extraídos de dados de mercado que são cotados diariamente. Tal periodicidade foi escolhida para aumentar a quantidade de dados podendo estabelecer resultados econométricos mais robustos.

Com base nos produtos financeiros oferecidos tanto no mercado brasileiro como americano foi considerada a utilização de cinco fundamentos: a) diferencial entre a taxa de juros nominal brasileira e americana: b) diferencial entre a taxa de inflação implícita entre os dois países: c) diferencial entre a taxa de juros real: d) pontos acima dos juros americanos para precificação dos swaps de risco de crédito da dívida soberana brasileira (Credit Default Swap spread levels); e) índice de preços de commodities.

De acordo com as evidências encontradas por MacDonald e Marsh (1995) apenas o diferencial de taxa de juros nominal e o diferencial de índice de preços possuem um poder de previsibilidade do câmbio significativo. Da mesma forma, Engel e West (2003) evidenciaram que o câmbio possui uma relação causal com estes fundamentos. Portanto, foi utilizado nesse trabalho o diferencial de taxa de juros nominais, taxa de juros reais e taxa de inflação implícita nos swaps e títulos indexados à inflação.

Liu, Longstaff e Mandell (2002), em seu trabalho sobre o papel do risco de liquidez e default na cotação dos swaps de taxa de juros, encontraram evidências que uma parcela significativa do spread cobrado nos swaps provém do risco de crédito, chamado de premio por risco de default. Considerando que a variação do câmbio pode mudar o índice de endividamento e um país, devido ao perfil de sua dívida e ativos, e consecutivamente modificar a probabilidade de default, como visto no modelo de Merton (1974) para calcular a probabilidade de default por meio de precificação de opções, foi utilizado o preço dos credit default swaps como sendo uma das variáveis que podem conter informação sobre o câmbio.

[1] os trabalhos utilizados foram: MacDonald e Marsh (1997), Engel e West (2003a), Liu, Longstaff e Mandell (2006), Chen, Rogoff e Rossi (2008).

Chen, Rogoff e Rossi (2008) encontraram evidências que o câmbio de países tipicamente exportadores de commodities possui informação sobre o preço das commodities que exportam. Os autores alegam que o preço de commodities é uma das poucas variáveis que se pode dizer exógena, pois é negociada mundialmente e dificilmente um país terá poder suficiente para influenciar seus preços. Desta forma foi incluído um índice de commodities calculado com base nas exportações brasileiras ponderada por tipo de commodity associada.

Com exceção do índice de commodities, por existir baixa liquidez em contratos futuros, as variáveis foram extraídas de títulos ou instrumentos derivativos com vencimento em um, dois, três e cinco anos. Todas as análises efetuadas foram feitas com as variáveis no mesmo vencimento. Os quatro testes para cada um dos fundamentos foram efetuados para identificar se existe um padrão nas expectativas dos fundamentos em períodos diferentes.

A série histórica diária utilizada inicia em 4 de abril de 2005, pois os títulos indexados a inflação brasileiros começaram a ter maior liquidez a partir de 2005 e iniciaram a ter cotação diária mais uniforme a partir de abril. A última observação é datada de 30 de abril de 2009. Para aqueles dias em que não havia alguma das cotações necessárias para alguma das variáveis, tal dia foi excluído da série histórica para todas as variáveis.

4.1 Taxa de Câmbio (*s*)

A taxa de câmbio utilizada foi o spot calculado com base no preço do fechamento do primeiro contrato de futuro de dólar contra reais, divulgado pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), e descontado os pontos do “casado” (pontos *forward* do primeiro futuro) divulgado pelo banco Pine na Bloomberg.

Nos trabalhos sobre o câmbio brasileiro, comumente é utilizado a cotação Ptax para o câmbio por ser a cotação oficial do Banco Central. Entretanto, sua metodologia de formação é baseada na média dos preços que foram operados durante todo o dia. Como todas as outras variáveis selecionadas nesse trabalho são cotações de fechamento de pregão, utilizamos o spot que possui essa mesma característica.

4.2 Diferencial de Taxa de Juros Nominais (*dir*)

O diferencial de taxas de juros nominais foi extraído por meio do diferencial das curvas de juros pré-fixadas dos dois países. Este diferencial foi obtido conforme equação abaixo:

$$dir_i = \left[\frac{\left(1 + \frac{ir_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i\right)}{\left(1 + \frac{ir_{US,i}}{360} \times prazo_i\right)} - 1 \right] \times \frac{360}{prazo_i} \tag{11}$$

onde:

dir = diferencial de taxa de juros anualizada;

ir_{BRZ} = taxa de juros anualizada brasileira expressa em dias corridos;

ir_{US} = taxa de juros anualizada americana;

$prazo_i$ = prazo da análise.

A taxa de juros americana foi extraída dos swaps de libor contra taxa pré-fixada sem pagamentos de cupom intermediários do pool da Bloomberg com cotações médias. Essa taxa é denominada em dias corridos com ano de 360 dias e as séries de dados da Bloomberg já apresenta as taxas nos vencimentos utilizados.

A taxa de juros brasileira foi extraída dos contratos de futuros de taxa de juros da BM&F. Tal taxa é denominada como juros compostos com capitalização diária em dias úteis com ano de 252 dias. Foram utilizados os contratos anteriores e posteriores ao vencimento desejado e foi interpolado o PU (preço unitário) com a metodologia de *flat forward* para extrair a taxa do vencimento desejado. Após isso, a taxa foi convertida para a mesma denominação da taxa americana conforme a equação:

$$ir_{BRZ,i} = \left[(1 + ir_i)^{\frac{du_i}{252}} - 1 \right] \times \frac{360}{prazo_i} \tag{12}$$

onde:

ir_i = taxa de juros interpolada dos futuros composta diariamente em dias úteis;

du_i = dias úteis da taxa equivalente aos dias corridos definidos por $prazo_i$.

4.3 Diferencial de Inflação Implícita (*dii*)

O diferencial de inflação implícita entre os dois países, foi calculado com base nos swaps e títulos indexados à índices de inflação e nas taxas de juros pré-fixadas nominais conforme equação abaixo:

$$dii_i = \left[\frac{\left(1 + \frac{ii_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i\right)}{\left(1 + \frac{ii_{US,i}}{360} \times prazo_i\right)} - 1 \right] \times \frac{360}{prazo_i} \tag{13}$$

onde:

dii_i = diferencial de inflação implícita anualizada;

ii_{BRZ} = inflação implícita anualizada brasileira expressa em dias corridos;

ii_{US} = inflação implícita anualizada americana.

A inflação implícita americana foi calculada de acordo com os swaps de inflação americanos extraídos da Bloomberg. Tais swaps são especificados como não tendo cupons intermediários e liquidados pelo diferencial entre uma taxa de juros pré-fixada, pactuada na contratação, e o índice de inflação corrigido. Portanto a taxa pré-fixada do contrato é a taxa de juros real média esperada pelo mercado, durante o período do swap. Descontando tal taxa da taxa pré-fixada obtemos a inflação implícita:

$$ii_{US,i} = \left[\frac{\left(1 + \frac{ir_{US,i}}{360} \times prazo_i\right)}{\left(1 + \frac{rr_{US,i}}{360} \times prazo_i\right)} - 1 \right] \times \frac{prazo_i}{360} \tag{14}$$

onde:

rr_{US} = taxa pré-fixada dos swaps de inflação.

A inflação implícita brasileira foi extraída dos títulos brasileiros indexados à inflação, chamados NTN-B com indexação ao IPCA. Como estes títulos pagam cupom, foi construída a curva de IPCA interpolando os pontos intermediários e fazendo a conversão da taxa exponencial para dias úteis para a mesma medida dos swaps americanos com a mesma metodologia adotada para a taxa de juros nominais. Para calcular a inflação implícita também foi utilizada a mesma metodologia dos títulos americanos.

4.4 Diferencial de Taxa de Juros Reais (*ds*)

Para o diferencial de taxa de juros reais, foram utilizadas as duas variáveis já calculadas, inflação implícita e taxa de juros nominais conforme abaixo:

$$ds_i = \left[\frac{\left(1 + \frac{ir_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i\right)}{\left(1 + \frac{ii_{BRZ,i}}{360} \times prazo_i\right)} - \frac{\left(1 + \frac{ir_{US,i}}{360} \times prazo_i\right)}{\left(1 + \frac{ii_{US,i}}{360} \times prazo_i\right)} \right] \times \frac{360}{prazo_i} \tag{15}$$

4.5 Credit Default Swap (*cds*)

Os pontos de CDS foram obtidos por meio da Bloomberg, utilizando a cotação média, que consiste em uma média entre um conjunto de provedores. Estes pontos são utilizados no swap onde uma das partes paga uma taxa de juros fixa americana, mais comumente com pagamentos trimestrais, de acordo com a curva de juros

americana do dia e em contrapartida tem o direito a receber integralmente um valor de nocional ou títulos, da dívida brasileira caso o Brasil não honre seus passivos. Portanto, os pontos do swap de crédito é uma função do risco implícito de crédito e uma taxa de recuperação. À medida que buscamos como fundamento é exatamente a percepção do mercado do risco de crédito do Brasil, que pode estar relacionada à movimentação das dívidas e reservas em moeda estrangeira.

4.6 Índice de Commodities (*ic*)

As exportações brasileiras de commodities entre o período de 2004 a 2008 tiveram um aumento de 104% em moeda estrangeira. Parte desse aumento significativo provem da apreciação do Real (BRL), que no mesmo período obteve uma apreciação de 48% (de 30/jun/04 até 30/jun/08). Isto pois as exportações são registradas pelo volume em moeda extrangeira. De qualquer forma, a utilização das commodities como fundamento para a dinâmica do câmbio para países tipicamente exportadores vem sido estudada na literatura. Entretanto, o perfil das exportações de cada país é diferente o que impossibilita a utilização de um índice de commodity específico, mas sim um índice representativo do país.

Para este trabalho, foi construído um índice específico para o Brasil ponderando índices setoriais de commodities pelo volume de exportações do setor. O volume de exportações para o caso brasileiro foi extraído da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) e a cotação dos índices setoriais de preços de commodities foram extraídos do S&P Goldman Sachs Commodity Índices (S&P GSCI) divulgado na Bloomberg.

A ponderação leva em conta que do total das exportações brasileiras, algumas categorias foram associadas a um índice de commodity. Foram considerado as exportações associadas como o total das exportações e então cada índice foi ponderado utilizando o peso calculado no ano anterior.

A tabela 1 mostra os volumes de exportações identificadas e o índice de commodity utilizado para cada uma das categorias de exportação assim como o total de exportações que não foram consideradas no cálculo da ponderação.

Tabela 1 – Volume Exportações e Índice de Commodities associado

Categoria Exportação (Funcex) Índice Associado (S&P GSCI)	2004 Volume %Tot Ut.	2005 Volume %Tot Ut.	2006 Volume %Tot Ut.	2007 Volume %Tot Ut.	2008 Volume %Tot Ut.
Óleos Vegetais Bean Oil (SPGSBO)	4.784 7,5%	4.286 5,4%	3.757 4,1%	4.788 4,4%	7.290 5,2%
Açúcar Sugar (SPGSSB)	2.646 4,1%	3.924 4,9%	6.169 6,7%	5.101 4,7%	5.484 3,9%
Abate Animais Agricultural and Livestocks (SPGSAL)	6.226 9,7%	8.083 10,1%	8.429 9,2%	10.982 10,1%	14.156 10,2%
Café Coffee (SPGSKC)	2.058 3,2%	2.929 3,7%	3.364 3,7%	3.892 3,6%	4.763 3,4%
Refino Petróleo e Petroquímicos GasOil (SPGSGO)	4.391 6,9%	6.283 7,9%	7.569 8,3%	8.807 8,1%	9.104 6,5%
Peças e outros veículos Industrial Metals (SPGSIN)	9.958 15,6%	10.678 13,4%	11.689 12,8%	14.014 12,9%	1.628 11,7%
Veículos automotores Industrial Metals (SPGSIN)	4.869 7,6%	6.859 8,6%	7.073 7,7%	7.470 6,9%	7.938 5,7%
Máquinas e Tratores Industrial Metals (SPGSIN)	5.173 8,1%	6.559 8,2%	6.995 7,6%	8.354 7,7%	9.703 7,0%
Outros Produtos Metalúrgicos Industrial Metals (SPGSIN)	1.337 2,1%	1.594 2,0%	1.853 2,0%	2.124 2,0%	3.003 2,2%
Siderurgia Industrial Metals (SPGSIN)	6.856 10,7%	8.795 11,0%	9.130 10,0%	9.807 9,1%	13.150 9,5%
Petróleo e Carvão Petroleum (SPGSPT)	2.528 4,0%	4.165 5,2%	6.895 7,5%	8.906 8,2%	13.684 9,8%
Extrativa Mineral Non-Precious (SPGSXP)	6.190 9,7%	9.152 11,5%	11.197 12,2%	13.582 12,6%	20.236 14,5%
Agropecuária Agricultural and LiveStocks (SPGSAL)	6.955 10,9%	6.524 8,2%	7.338 8,0%	10.390 9,6%	14.354 10,3%
Exportações Utilizadas % do total de exportações	**63.968 66%**	**79.831 67%**	**91.459 66%**	**108.214 67%**	**139.150 70%**
Outras Exportações	32.710	38.699	46.348	52.435	58.793
Total	96.678	118.529	137.808	160.649	197.942

Volume em milhões de dólares
% Tot Ut. Proporção com relação ao total de exportações utilizadas
Fonte: Funcex

A tabela 2 mostra o total de exportações já agrupado por índice de commodities associado e sua participação no índice específico representativo do Brasil. Verifica-se que as ponderações permaneceram estáveis, onde a principal mudança ocorreu na redução da participação de metais industriais e no aumento da participação do petróleo e extração mineral de metais não preciosos.

Tabela 2 – Exportações ponderadas por Índice de Commodities

Índice Associado (S&P GSCI)	2004 Volume %Peso	2005 Volume %Peso	2006 Volume %Peso	2007 Volume %Peso	2008 Volume %Peso
Bean Oil (SPGSBO)	4.784 7,5%	4.286 5,4%	3.757 4,1%	4.788 4,4%	7.290 5,2%
Sugar (SPGSSB)	2.646 4,1%	3.924 4,9%	6.169 6,7%	5.101 4,7%	5.484 3,9%
Agricultural and Livestocks (SPGSAL)	13181 20,6%	14.607 18,3%	15.767 17,2%	21.372 19,7%	28.510 20,5%
Coffee (SPGSKC)	2.058 3,2%	2.929 3,7%	3.364 3,7%	3.892 3,6%	4.763 3,4%
GasOil (SPGSGO)	4.391 6,9%	6.283 7,9%	7.569 8,3%	8.807 8,1%	9.104 6,5%
Industrial Metals (SPGSIN)	28.192 44,1%	34.485 43,2%	36.740 40,2%	41.768 38,6%	50.078 36,0%
Petroleum (SPGSPT)	2.528 4,0%	4.165 5,2%	6.895 7,5%	8.906 8,2%	13.684 9,8%
Non-Precious (SPGSXP)	6.190 9,7%	9.152 11,5%	11.197 12,2%	13.582 12,6%	20.235 14,5%
Total	63.968	79.831	91.459	108.214	139.150

Volume em milhões de dólares
% Peso é a participação do índice específico no índice de commodities representativo do Brasil.
Fonte: Funcex

5. TESTES ECONOMÉTRICOS

Efetuando uma estatística descritiva das séries, cujos resultados são apresentados na tabela 3, é possível verificar a existência de média próxima de zero, com exceção do diferencial de taxa de juros nominais, que pode ser associado ao período em questão onde houve o esforço em reduzir a taxa de juros nominais para níveis menores gerando uma tendência na série. Entretanto, o desvio padrão é muito grande, fato já conhecido aos países emergentes pela grande vulnerabilidade de capital.

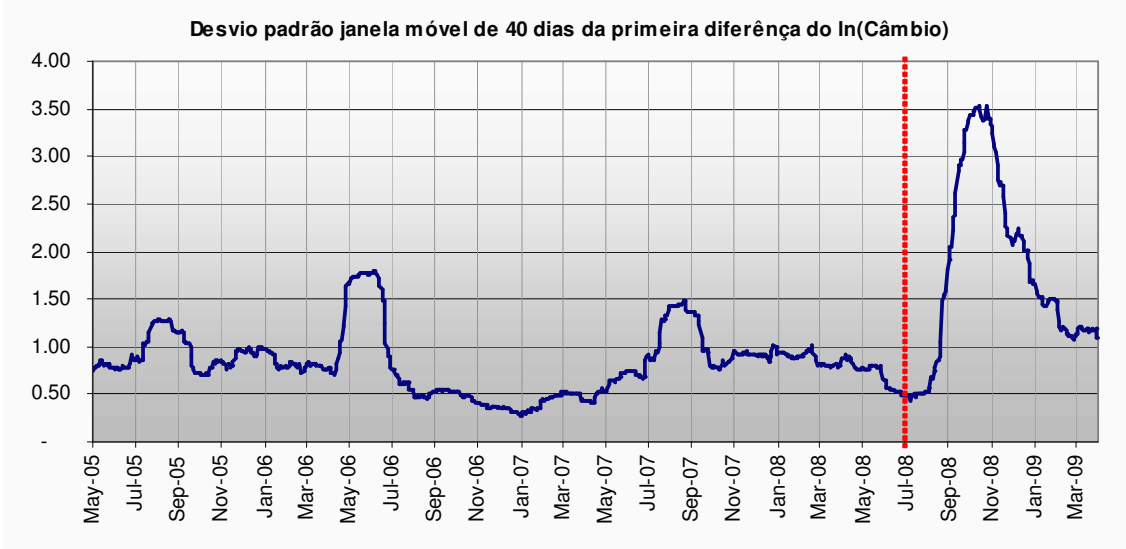
Tabela 3 – Estatísticas descritiva das séries em primeira diferença

f_i	Estat.	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
spot[1]	Media	-0.02046			
	DesvPad	1.207604			
ic[1]	Média	0.000005			
	DesvPAd	0.006547			
cds	Media	0.024869	-0.01802	-0.03419	-0.04628
	DesvPad	5.74911	6.023357	5.608519	4.939783
dii	Media	-0.004708	-0.005132	-0.006199	-0.007748
	DesvPad	0.271834	0.182109	0.162758	0.176849
dir	Media	-0.624754	-0.706366	-0.81302	-0.957455
	DesvPad	0.124186	0.14636	0.16296	0.195229
ds	Media	-0.01106	-0.01228	-0.01457	-0.01882
	DesvPad	0.329073	0.263418	0.264269	0.305693

1 – para os dados do câmbio spot e índice de commodities, o valor do teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Durante o período de análise dos dados diários, entre 4 de abril de 2005 e 30 de abril de 2009, foi observada, visualmente, a existência de um movimento de aumento de volatilidade da cotação do câmbio. Este período é referido ao efeito no mercado da “crise de crédito” que teve um aumento na volatilidade a partir de 31 de julho de 2008. A análise visual foi feita por meio da série de retornos ao quadrado do logaritmo natural do nível do câmbio no gráfico 4 e também por uma série histórica do desvio padrão do câmbio para uma amostra móvel de 40 dias no gráfico 1.

Gráfico 1 – Desvio Padrão da primeira diferença do ln(Câmbio) para um janela móvel de 40 dias



Três são os motivos que levaram à divisão da amostra em duas partes: 1) este aumento excessivo na volatilidade pode gerar instabilidade nos parâmetros por meio de omissão de variáveis no modelo simplificado utilizado no teste de causalidade convencional; 2) a crise pode também ter efeitos de mudanças estruturais, alterando os parâmetros a partir desse momento; 3) o fato que o modelo de causalidade de Granger robusto à instabilidade utiliza um corte nos 15% primeiros dados e nos últimos 15%, como sugerido pela autora, praticamente acabaria levando o teste a praticamente excluir o período de maior volatilidade das séries. Portanto, além de efetuar os testes com amostra completa, também foram efetuados testes nos dois subconjuntos, onde o primeiro inicia em 4 de abril de 2005 e termina em 31 de julho de 2008 e o segundo inicia em 1 de Agosto de 2008 e termina em 30 de abril de 2009.

5.1 Teste de Raiz Unitária (ADF)

Como amplamente conhecido e já considerado como fato estilizado para as séries temporais, as séries possuem alta persistência, ou seja, possuem raiz unitária. Após efetuar teste Augmented Dickey-Fuller, e não ser possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, todas as séries foram transformadas

onde as taxas de juros *dir*, *dii* e *ds* foram utilizadas em primeira diferença. Já o câmbio, o índice de commodities e o *cds* foram utilizados em primeira diferença do seu logaritmo. Os resultados dos testes são apresentados na tabela 4.

Tabela 4 – Teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF)

Ho: existe raiz unitária

f_i	Estat.	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
spot[1]	t-Stat p-valor	-24.5629 0***			
ic[1]	t-Stat p-valor	-32.9483 0***			
cds	t-Stat p-valor	-28.7169 0***	-28.3587 0***	-27.4747 0***	-26.5338 0***
dii	t-Stat p-valor	-18.0438 0***	-37.0373 0***	-34.4688 0***	-37.4874 0***
dir	t-Stat p-valor	-35.4088 0***	-35.6022 0***	-35.7589 0***	-36.1345 0***
ds	t-Stat p-valor	-17.9666 0***	-36.7058 0***	-35.6288 0***	-37.4802 0***

A tabela traz p-valores para o teste de raiz unitária ADF onde a hipótese nula é existir uma raiz unitária. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de não existência de raiz unitária nas séries históricas.

1 – para os dados do câmbio spot e índice de commodities, o valor do teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

5.2 Teste de Causalidade de Granger e de Instabilidade de Parâmetros

Nos modelos de determinação de cotação câmbio de valor presente está implícito que a cotação de câmbio cause no sentido de Granger os fundamentos[2], ou seja, assumindo estabilidade dos parâmetros, devemos rejeitar a hipótese nula que $\beta_t = \beta$, ou seja, constante na regressão 17, dado o modelo, que é descrito conforme a equação 16.

$$f_t = c_0 + \beta_t s_{t-1} + c_1 f_{t-1} \tag{16}$$

[2] Em Engle e West (2003a) é apresentado que se a dinâmica do câmbio segue um modelo de valor presente então o câmbio deve causar no sentido de Granger seus fundamentos.

onde:

f_t é a primeira diferência do valor do fundamento em *t;*

s_{t-1} é a primeira diferência do log da cotação do câmbio em *t-1;*

c_0 é a constante;

$c_1 f_{t-1}$ é o parâmetro que retira da equação o efeito auto regressivo da variável.

Foi utilizado uma constante no modelo para reduzir a volatilidade do β pois é experado que o modelo não seja perfeitamente identificado, o que faria que o movimento ou choques em outras variáveis fosse refletido no β, induzindo a resultados incorretos.

$$GC : W_T = T\left(\hat{\beta} - 0\right)' \hat{V}_{\beta}^{-1}\left(\hat{\beta} - 0\right) \tag{17}$$

onde $\hat{V}_{\beta}$ é um estimador consistente da covariância de $\hat{\beta}$. Nos testes efetuados os estimadores foram estimados por métodos de momentos generalizados, porém para apresentar o exemplo, utilizaremos método de mínimos quadrados ordinários:

$$\hat{V}_{\beta} = S_{xx}^{-1} \hat{S} S_{xx}^{-1} \quad \text{e} \tag{18}$$

$$S_{xx} \equiv \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} x_{t-1} x'_{t-1} \quad \text{e} \tag{19}$$

$$\hat{S} = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=2}^{T} x_{t-1} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t x'_{t-1}\right) + \sum_{j=2}^{T-1} \left(1 - \left|\frac{j}{T^{1/3}}\right|\right)\left(\frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^{T} x_{t-1} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j} x'_{t-1-j}\right) \quad \text{e} \tag{20}$$

$\hat{\varepsilon} \equiv y_t - x'_{t-1}\hat{\beta}$ e $\hat{\beta}$ é o estimador M.Q.O. da amostra completa:

$$\hat{\beta} = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-1} x_{t-1} x'_{t-1} \right)^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-1} x_{t-1} y_t \right)^{-1} \tag{21}$$

Sobre a hipótese nula de não existência de causalidade de Granger (β=0), W_T é uma distribuição qui-quadrada com *p* graus de liberdade. Se não existir correlação serial nos dados, apenas o primeiro componente da equação de $\hat{S}$ é relevante.

Ademais, de acordo com a dinâmica da cotação de câmbio em (10), que demonstra que o câmbio é determinado por variáveis observadas e não observadas o resultado do teste pode não ser adequado, pois as variáveis não observadas podem levar os parâmetros a serem variantes no tempo, e no teste tradicional de Granger é assumido que os parâmetros são constates. Portanto foi também aplicado nas séries teste de instabilidade nos parâmetros.

Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger (amostra completa)

A. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.34			
cds	0.79	0.87	0.79	0.71
dii	0.16	0.09*	0.39	0.41
dir	0.65	0.68	0.72	0.69
ds	0.25	0.26	0.55	0.48

B. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.21			
cds	0.56	0.32	0.37	0.49
dii	0.51	0.64	0.51	0.11
dir	0.00***	0.00***	0.03**	0.05**
ds	0.09*	0.06*	0.08*	0.00***

A tabela traz p-valores para o teste de causalidade de Granger onde a hipótese nula é de não causalidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de causalidade de Granger.
1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Tabela 6 – Teste de Instabilidade de Andrews (amostra completa)

A. P-valor para estabilidade de (β_{0t} e β_{1t}) em $s_t = \beta_0 t + \beta_{1t} f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.45			
cds	0.88	0.72	0.58	0.47
dii	0.37	0.22	0.60	0.37
dir	0.72	0.63	0.71	0.65
ds	0.30	0.30	0.59	0.41

B. P-valor para estabilidade de (β_{0t} e β_{1t}) em $f_{i,t} = \beta_{0t} + \beta_{t1} s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.17			
cds	0.54	0.47	0.38	0.32
dii	0.31	0.70	0.57	0.09*
dir	0.00***	0.01***	0.03**	0.05**
ds	0.13	0.06*	0.09*	0.00***

A tabela traz p-valores para o teste QLR de instabilidade de parâmetros de Andrews (1993) onde a hipótese nula é estabilidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de instabilidade.
1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Tabela 7 – Teste de Causalidade de Granger (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008)

A. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	1.00			
cds	1.00	0.87	1.00	0.74
dii	0.44	0.52	0.75	0.37
dir	0.61	0.51	0.54	0.52
ds	0.30	0.31	0.50	0.16

B. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.77			
cds	0.41	0.72	0.36	0.21
dii	0.25	0.13	0.06*	0.02**
dir	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
ds	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***

A tabela traz p-valores para o teste de causalidade de Granger onde a hipótese nula é de não causalidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de causalidade de Granger.
1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Tabela 8 – Teste de Instabilidade de Andrews (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008)

A. P-valor para estabilidade de (β_{0t} e β_{1t}) em $s_t = \beta_0 t + \beta_{1t} f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	1.00			
cds	0.65	0.79	0.74	0.64
dii	0.64	0.72	0.82	0.35
dir	0.55	0.44	0.51	0.51
ds	0.39	0.46	0.70	0.16

B. P-valor para estabilidade de (β_{0t} e β_{1t}) em $f_{i,t} = \beta_{0t} + \beta_{t1} s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.42			
cds	0.35	0.62	0.20	0.09*
dii	0.28	0.14	0.11	0.03**
dir	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
ds	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***

A tabela traz p-valores para o teste QLR de instabilidade de parâmetros de Andrews (1993) onde a hipótese nula é estabilidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de instabilidade.
1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009)

A. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.02**			
cds	0.11	0.08*	0.05**	0.02**
dii	0.12	0.07*	0.13	0.13
dir	0.04**	0.05**	0.06*	0.03**
ds	0.12	0.08*	0.10*	0.08*

B. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.05**			
cds	0.05**	0.20	0.18	0.14
dii	0.27	0.02**	0.18	0.18
dir	0.42	0.28	0.23	0.13
ds	0.29	0.05**	0.00***	0.30

A tabela traz p-valores para o teste de causalidade de Granger onde a hipótese nula é de não causalidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de causalidade de Granger.

1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Tabela 10 – Teste de Instabilidade de Andrews (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009)

A. P-valor para estabilidade de (β_{0t} e β_{1t}) em $s_t = \beta_0 t + \beta_{1t} f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.02**			
cds	0.07*	0.07*	0.04**	0.02**
dii	0.11	0.03**	0.19	0.13
dir	0.03**	0.04**	0.04**	0.02**
ds	0.13	0.09*	0.11	0.07*

B. P-valor para estabilidade de (β_{0t} e β_{1t}) em $f_{i,t} = \beta_{0t} + \beta_{t1} s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.06*			
cds	0.07*	0.08*	0.13	0.15
dii	0.21	0.00***	0.08*	0.05**
dir	0.15	0.09*	0.06*	0.03**
ds	0.11	0.00***	0.00***	0.04**

A tabela traz p-valores para o teste QLR de instabilidade de parâmetros de Andrews (1993) onde a hipótese nula é estabilidade. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de instabilidade.

1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

5.3 Teste de Causalidade de Granger Robusto à Instabilidade de Parâmetros (Rossi 2005b).

Na demonstração de Rossi (2005b) onde o teste de causalidade de Granger pode ser invalidado na presença de instabilidade de parâmetros um novo procedimento foi sugerido. O procedimento é baseado no teste conjunto da significância de variáveis adicionais que são presentes apenas no maior modelo e na sua estabilidade no tempo. É testado se a variável x_t tem algum conteúdo preditivo de y_t quando o parâmetro β_t pode ser variante no tempo (que é considerado quando β_t muda de β para $\overline{\beta} \neq \beta$ em algum ponto desconhecido no tempo).

O teste é implementado no modelo descrito na equação 16 da seguinte forma. Suponha que o shift em β ocorra em um momento τ. Então $\hat{\beta}_{1\tau}$ e $\hat{\beta}_{2\tau}$ serão os estimadores M.Q.O.[3] depois e antes do *shift*:

$$\hat{\beta}_{1\tau} = \left(\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau-1} x_{t-1} x'_{t-1} \right)^{-1} \left(\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau-1} x_{t-1} y_t \right)^{-1} \quad \text{e} \tag{22}$$

$$\hat{\beta}_{2\tau} = \left(\frac{1}{T-\tau} \sum_{t=\tau}^{T-1} x_{t-1} x'_{t-1} \right)^{-1} \left(\frac{1}{T-\tau} \sum_{t=\tau}^{T-1} x_{t-1} y_t \right)^{-1} \tag{23}$$

O teste é constituído de duas componentes:

$$\frac{\tau}{T} \hat{\beta}_{1\tau} + \left(1 - \frac{\tau}{T} \right) \hat{\beta}_{2\tau} \quad \text{e} \tag{24}$$

$$\hat{\beta}_{1\tau} - \hat{\beta}_{2\tau} \tag{25}$$

[3] Para fins de exemplo e comparação foi utilizado estimadores MQO, entretanto, para os resultados dessa dissertação os estimadores foram estimados utilizando o método de momentos generalizados como sugerido em Rossi (2005b).

A primeira é a estimação com a amostra completa do parâmetro $\hat{\beta}$; um teste que é possível detectar se esse componente é zero, é possível detectar se o parâmetro é constante, mas diferente de zero. Entretanto, se o regressor causa no sentido de Granger a variável dependente de forma que o parâmetro mude, mas a média da estimativa seja zero, então o primeiro componente não detectará esta situação. O segundo componente é introduzido para captar justo esta situação. Ele é a diferença entre parâmetros estimados em duas sub-amostras. Um teste que seja capaz de identificar se este componente é zero, é capaz de detectar situações onde o parâmetro muda no momento τ. A estatística do teste é descrita conforme abaixo:

$$Exp-W_{\overset{*}{T}} = \frac{1}{T}\sum_{\tau=[0.15T]}^{[0.85T]}\frac{1}{0.7}\exp\left(\frac{1}{2}\right)\left(\left(\hat{\beta}_{1\tau}-\hat{\beta}_{2\tau}\right)'\left(\frac{\tau}{T}\hat{\beta}_{1\tau}+\left(1-\frac{\tau}{T}\right)\hat{\beta}_{2\tau}\right)'\right)\hat{V}^{-1}\begin{pmatrix}\left(\hat{\beta}_{1\tau}-\hat{\beta}_{2\tau}\right)\\ \left(\frac{\tau}{T}\hat{\beta}_{1\tau}+\left(1-\frac{\tau}{T}\right)\hat{\beta}_{2\tau}\right)\end{pmatrix} \quad (26)$$

onde:

$$\hat{V} = \begin{pmatrix}\frac{\tau}{T}S'_{xx}\hat{S}_1^{-1}S_{xx} & 0\\ 0 & \frac{T-\tau}{T}S'_{xx}\hat{S}_2^{-1}S_{xx}\end{pmatrix} \quad \text{e} \quad (27)$$

$$\hat{S}_1 = \left(\frac{1}{\tau}\sum_{t=2}^{\tau}x_{t-1}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_t x'_{t-1}\right)+\sum_{j=2}^{\tau-1}\left(1-\left|\frac{j}{\tau^{1/3}}\right|\right)\left(\frac{1}{\tau}\sum_{t=j+1}^{\tau}x_{t-1}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-j}x'_{t-1-j}\right) \quad \text{e} \quad (28)$$

$$\hat{S}_2 = \left(\frac{1}{T-\tau}\sum_{t=\tau+1}^{T-\tau}x_{t-1}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_t x'_{t-1}\right)+\sum_{j=\tau+1}^{T-\tau}\left(1-\left|\frac{j}{(T-\tau)^{1/3}}\right|\right)\left(\frac{1}{T-\tau}\sum_{t=j+1}^{T-\tau}x_{t-1}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-j}x'_{t-1-j}\right) \quad (29)$$

Considerando conjuntamente a hipótese nula de Causalidade de Granger e de parâmetros não variantes no tempo $(\beta_t = \beta = 0)$, $Exp-W_{\overset{*}{T}}$ tem uma distribuição cujos valores críticos estão tabulados em Rossi (2005b). Caso não haja correlação serial nos dados, então apenas os primeiros componentes em $\hat{S}_1$ e $\hat{S}_2$ são relevantes.

Tabela 11 – Teste de Causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros de Rossi (2005b) (amostra completa)

A. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.12			
cds	0.79	0.18	0.29	0.33
dii	0.03**	0.11	0.31	0.29
dir	0.24	0.32	0.38	0.20
ds	0.03**	0.13	0.27	0.14

B. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.41			
cds	0.45	0.71	0.55	0.61
dii	0.72	0.14	0.16	0.04**
dir	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
ds	0.06**	0.00***	0.00***	0.00***

A tabela traz p-valores para a hipótese nula de não existir causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros, Rossi (2005b). Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de causalidade de Granger.

1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Tabela 12 – Teste de Causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros de Rossi (2005b) (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008)

A. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.07*			
cds	0.30	0.02**	0.12	0.04**
dii	0.02**	0.07*	0.17	0.10*
dir	0.10*	0.12	0.14	0.07*
ds	0.00***	0.04**	0.09*	0.04**

B. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.44			
cds	0.50	1.00	0.47	0.23
dii	0.63	0.27	0.04**	0.10*
dir	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
ds	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***

A tabela traz p-valores para a hipótese nula de não existir causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros, Rossi (2005b). Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de causalidade de Granger.

1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

Tabela 13 – Teste de Causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros de Rossi (2005b) (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009)

A. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-1} + \beta_2 s_{t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.06*			
cds	0.02**	0.00***	0.02**	0.00***
dii	0.09*	0.00***	0.17	0.08*
dir	0.08*	0.06*	0.06*	0.06*
ds	0.16	0.05**	0.19	0.09*

B. P-valor de H_0: $\beta_0 = \beta_1 = 0$ em $f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 f_{i,t-1}$

f_i	1 ano	2 anos	3 anos	5 anos
ic[1]	0.00*			
cds	0.05**	0.37	0.32	0.35
dii	0.00***	0.00***	0.17	0.06*
dir	0.00***	0.03**	0.03**	0.02**
ds	0.27	0.00***	0.02**	0.08*

A tabela traz p-valores para a hipótese nula de não existir causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros, Rossi (2005b). Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*), indicando evidência de causalidade de Granger.

1 – para os dados do índice de commodities, o valor o teste é apurado para o dia *t* e não para 1 ano.

5.4 Teste de causalidade entre fundamentos

Os testes efetuados em equações individuais para todas as amostras apresentam indícios que o câmbio causa no sentido de Granger tanto o diferencial de taxa de juros nominal quanto o diferencial de taxa de juros real. Mesmo não sendo efetuado nenhum teste utilizando função linear de dois ou mais fundamentos, pois o teste robusto à instabilidade de parâmetros tem poder de identificar a relação mesmo que existam problemas de identificação da função, foram efetuados testes de causalidade entre os fundamentos dentre um mesmo vencimento e também foram calculadas suas correlações.

São apresentadas nas tabelas de 14 a 17 a relação entre as variáveis para a amostra completa dos dados.

Tabela 14 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (1 ano)

	ic[1]	*cds*	*dii*	*dir*
cds	-0.32 0.61 0.23			
dii	0.06 0.04** 0.50	0.00 0.52 0.32		
dir	-0.20 0.00*** 0.45	0.41 0.00*** 0.87	0.28 0.00*** 0.80	
ds	-0.03 0.00*** 0.52	0.16 0.04** 0.60	0.93 0.02** 0.08*	0.61 0.14 0.00***

A tabela traz a correlação entre as variáveis, p-valores para o teste causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*).
Correlação; Variável horizontal causa a variável vertical; Variável vertical causa a variável horizontal.
1 – são dados em *t* e não para o prazo da tabela.

Tabela 15 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (2 ano)

	ic[1]	*cds*	*dii*	*dir*
cds	-0.30 0.17 0.02**			
dii	0.05 0.02** 0.46	0.07 0.00*** 0.08*		
dir	-0.22 0.00*** 0.34	0.49 0.00*** 0.58	0.28 0.00*** 0.35	
ds	-0.09 0.00*** 0.40	0.32 0.00*** 0.12	0.85 0.05** 0.53	0.75 0.05** 0.00***

A tabela traz a correlação entre as variáveis, p-valores para o teste causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*).
Correlação; Variável horizontal causa a variável vertical; Variável vertical causa a variável horizontal.
1 – são dados em *t* e não para o prazo da tabela.

Tabela 16 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (3 ano)

	ic[1]	*cds*	*dii*	*dir*
cds	-0.32 0.09* 0.03**			
dii	0.01 0.06* 0.47	0.06 0.03** 0.36		
dir	-0.22 0.00*** 0.35	0.48 0.00*** 0.64	0.32 0.00*** 0.53	
ds	-0.13 0.00*** 0.45	0.33 0.00*** 0.49	0.81 0.02** 0.43	0.81 0.02** 0.00***

A tabela traz a correlação entre as variáveis, p-valores para o teste causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*).
Correlação; Variável horizontal causa a variável vertical; Variável vertical causa a variável horizontal.
1 – são dados em *t* e não para o prazo da tabela.

Tabela 17 – Correlação e Causalidade entre fundamentos (5 ano)

	ic[1]	*cds*	*dii*	*dir*
cds	-0.34 0.01** 0.06*			
dii	-0.00 0.02* 0.28	0.05 0.00*** 0.06*		
dir	-0.24 0.00*** 0.38	0.46 0.00*** 0.53	0.35 0.00*** 0.10	
ds	-0.16 0.00*** 0.45	0.32 0.00*** 0.14	0.80 0.00*** 0.03**	0.84 0.00*** 0.00***

A tabela traz a correlação entre as variáveis, p-valores para o teste causalidade de Granger robusto à instabilidade de parâmetros. Os asteriscos demonstram rejeição da hipótese nula a um nível de significância de respectivamente 1%(***), 5%(**) e 10%(*).
Correlação; Variável horizontal causa a variável vertical; Variável vertical causa a variável horizontal.
1 – são dados em *t* e não para o prazo da tabela.

6. RESULTADOS

6.1 Resultados para a amostra completa (de 05/abr/2005 até 30/abr/2009)

Os testes de causalidade de Granger efetuados na amostra completa demonstrados na tabela 5A evidenciaram que, com exceção do diferencial de taxa de inflação implícita, todos os fundamentos não rejeitaram a hipótese nula de não existir relação causal entre as variáveis. Isto significa que não há evidências que os fundamentos não causam no sentido de Granger o câmbio. Este resultado obtido com o teste convencional de causalidade pode ser considerado, pois os testes de instabilidade de parâmetros, demonstrado na tabela 6A, para todas os 17 variáveis não rejeitaram a hipótese nula de estabilidade.

Quando a regressão inversa foi efetuada, tabela 5B, testando que o câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos, foi evidenciado que o diferencial da taxa de juros nominal e o diferencial da taxa de juros real, para todos os períodos, rejeitaram a hipótese nula de não existência de causalidade. Entretanto, quando os parâmetros foram testados, tabela 6B, verificou-se que eles eram instáveis, com exceção do diferencial de taxa de juros real no prazo de 1 ano. Como foi evidenciado que os parâmetros são instáveis, o resultado do teste de causalidade de Granger pode ser questionado, pois uma de suas premissas é que os parâmetros são constantes no tempo.

O teste robusto à instabilidade de parâmetro demonstrado na tabela 11A, para as equações onde os fundamentos causam no sentido de Granger o câmbio, evidenciou que não houve um resultado robusto de causalidade, pois apenas dois fundamentos rejeitaram a hipótese nula: o diferencial de taxa de juros real e o diferencial de taxa de inflação implícita de 1 ano. Este resultado corrobora as evidencias do teste de causalidade convencional.

Por outro lado, quando o teste robusto à instabilidade foi aplicado na equação onde o câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos, todos os prazos do diferencial de taxa de juros real e diferencial de taxa de juros nominal rejeitaram a hipótese nula de não existência de causalidade. Este resultado também corrobora os resultados encontrados pelo teste convencional, entretanto considerando a

causalidade dado a existência de instabilidade nos parâmetros, mais evidências foram encontradas, uma vez que as rejeições a 1% de significância ocorreram em 7 das 8 variáveis e no teste convencional elas ocorreram em 3 das 8 variáveis.

6.2 Resultados para a o primeiro período (de 05/abr/2005 até 31/jul/2008)

Quando os testes foram aplicados ao primeiro subconjunto da amostra total, referente ao período entre 05/abr/2005 e 31/jul/2008, tanto o teste convencional de causalidade como o teste de instabilidade de parâmetros evidenciaram resultados semelhantes aos testes aplicados á amostra completa. Entretanto, todos os testes se mostraram mais significativos nas rejeições das hipóteses nulas, onde entre os 8 testes, a hipótese nula de não existência de causalidade do diferencial de taxa de juros real e diferencial de taxa de juros nominal com relação ao câmbio foram todos rejeitados a 1% de significância. Já para a amostra completa foram apenas 3. A mesma evidência é verificada no teste de instabilidade dos parâmetros, onde foi demonstrado que 2 entre 8 testes rejeitaram a hipótese nula de estabilidade a 1% na amostra completa e no teste com amostra do primeiro período, 8 dos 8 testes rejeitaram a hipótese a 1% de significância. Com a subdivisão da amostra surgiram evidências que o cambio também causa no sentido de Granger o diferencial de taxa de inflação implícita para os períodos de 3 e 5 anos.

Os resultados do teste de causalidade robusto à instabilidade de parâmetros para o primeiro período evidenciam a existência de relação entre o câmbio e os fundamentos da forma que o câmbio causa no sentido de Granger o diferencial da taxa de juros real e o diferencial da taxa de juros nominal. Todos os 8 testes com hipótese nula de não existência de relação causal para essas duas variáveis foram rejeitados a 1% de significância. A evidência encontrada no teste convencional, que o câmbio causa no sentido de Granger o diferencial de inflação implícita para os períodos mais longos (3 e 5 anos), permaneceu no teste robusto à instabilidade.

Algumas evidências que os fundamentos causam o câmbio foram apresentadas nos resultados do teste robusto à instabilidade. Dos 17 testes feitos nas variáveis, 12 rejeitaram a hipótese de não existência de ralação causal, concentrando 3 dos 5 testes que não foram rejeitados no vencimento de 3 anos. Entre os fundamentos que causam no sentido de Granger o câmbio, o único que

evidencia tal relação em todos os períodos é o diferencial de taxa de juros real. O diferencial de taxa de inflação implícita rejeita a hipótese nula de não existência de relação causal em 3 dos 4 vencimentos. O cds spread level causa no sentido de Granger o câmbio no vencimento de 2 anos e no de 5 anos; já o diferencial de taxa de juros nominal causa o câmbio no vencimento de 1 ano e 5 anos. O índice de commodities apresenta uma rejeição da hipótese nula de não existência de causalidade robusta a instabilidade de parâmetros a 7%, significando que o índice de commodity causa no sentido de Granger o câmbio na amostra reduzida. O teste convencional para o índice de commodities com hipótese nula de não existência de causalidade de Granger obteve um p-valor próximo de 100%, o que demonstra que o teste de Rossi (2005) expõe uma relação não captada pelo teste convencional.

6.3 Resultados para a o segundo período (de 01/ago/2008 até 30/abr/2009)

O segundo período, onde foi constatado visualmente no gráfico 1 um aumento na volatilidade do câmbio, apresentou resultados opostos á literatura recente que defende que os fundamentos devem ter uma relação causal com o câmbio e que a dinâmica do câmbio é dominada por choques não observados.

Os resultados do teste de causalidade de Granger convencional evidenciam que nas equações onde o câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos, não é possível identificar resultado robusto que tal relação exista, pois para nenhum dos fundamentos a hipótese nula foi rejeitada para mais de 2 vencimentos.

Foi evidenciado que o câmbio causa o diferencial de taxa de juros real para os vencimentos de 2 e 3 anos, causa o diferencial de taxa de inflação para o vencimento de 2 anos e causa o cds spread level no vencimento de 1 ano apenas. Já para o índice de commodities, evidenciamos que, da mesma forma como para o primeiro período, o câmbio causa no sentido de Granger essa variável.

O aumento de volatilidade durante o segundo período é corroborado pelos testes de instabilidade de parâmetros que rejeitam a hipótese de estabilidade em 12 das 17 variáveis. Todos os testes de causalidade efetuados, que rejeitaram a hipótese nula, também rejeitaram a hipótese nula de instabilidade.

Nas equações onde os fundamentos causam no sentido de Granger o câmbio, foi verificado um aumento de rejeições, demonstrando uma possível previsibilidade do câmbio em momentos de maior volatilidade. O diferencial de taxa de juros real rejeitou a hipótese nula de não existência de causalidade de Granger em todos os vencimentos. O cds spread level causa no sentido de Granger o câmbio em todos os vencimentos a partir de 2 anos, assim como o diferencial de taxa de juros real. O diferencial de taxa de inflação implícita causa no sentido de Granger o câmbio no vencimento de 2 anos. Evidenciamos que o índice de commodities causa no sentido de Granger o câmbio com uma significância de 2%.

Apesar dos resultados encontrados pelo teste de relação causal convencional, os testes de instabilidade corroboram que o período é de maior volatilidade e dos 17 testes, 12 rejeitam a hipótese de estabilidade nos parâmetros.

A tabela 13 apresenta os resultados do teste de causalidade robusto à instabilidade de parâmetros. Os resultados evidenciam que, da mesma forma que os testes convencionais demonstram, o câmbio pode ser previsível em momentos de maior volatilidade. Dos 17 testes efetuados, 14 rejeitaram a hipótese de não existência de relação causal, dois dos testes que não rejeitaram estão concentrados no diferencial de taxa de juros real nos vencimentos de 1 e 3 anos.

Nas equações que o câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos, foi evidenciado que o câmbio possui informação sobre o diferencial de taxa de juros nominal em todos os vencimentos, diferencial de taxa de juros real a partir do vencimento em 2 anos e o diferencial de taxa de inflação implícita existe a relação para os vencimentos em 1, 2 e 5 anos. As evidências em relação ao cds permaneceram igual às evidencias obtidas com o teste de causalidade convencional. O câmbio causa no sentido de Granger, robusto à instabilidade de parâmetros, o índice de commodities de forma forte, rejeitando a hipótese nula de não causalidade a 1%.

6.4 Resultados da relação entre fundamentos

A análise da relação entre fundamentos demonstra que o diferencial de taxa de juros real e o diferencial de taxa de juros nominal possuem uma alta correlação e que tanto *ds* causa no sentido de Granger o *dir* como *dir* causa no sentido de

Granger o *ds*. Esta relação entre estes dois fundamentos pode ser justificada pela relação com os outros fundamentos, pois o índice de commodities, o cds e o diferencial de inflação causam de forma robusta a instabilidade de parâmetros tanto *ds* como *dir*. Outro possível motivo pode ser que, de acordo com a construção destas variáveis neste trabalho, elas são função não linear da outra e ambas também possuem uma relação não linear com o diferencial de inflação.

As tabelas de correlações, de 14 a 17, indicam que o índice de commodities possui uma correlação positiva e próxima de zero com o diferencial de inflação. Esse resultado demonstra que a inflação gerada pelo aumento dos preços das commodities gera um aumento de inflação tanto no Brasil como nos Estados Unidos, porém ligeiramente maior no Brasil. Já para o diferencial de taxa de juros nominal e real, as correlações são negativas com maior associação ao diferencial de juros nominais. O aumento do preço das commodities gera uma redução nos níveis de CDS, significando uma maior taxa de recuperação ou menor risco país.

Apesar de as correlações demonstrarem graus de associações diferenciados para todas as variáveis, o índice de commodities causa no sentido de Granger o diferencial de taxa de juros real, nominal e inflação implícita. A relação inversa não é observada. Este resultado evidencia que o índice de commodities possui informação sobre os as taxas de juros e inflação.

De acordo com Engel e West (2003), o câmbio causa no sentido de Granger os fundamentos, assim como as variáveis que causam os fundamentos. Por meio dos testes efetuados, foi evidenciado que para todo os vencimentos, o cambio possui informação sobre o diferencial de taxa de juros nominal e real, entretanto, não sobre o índice de commodities. Os resultados dos testes entre fundamentos, por outro lado, evidenciaram que o índice de commodities possui informação sobre os dois diferenciais de juros. Nas amostrar separadas, foram encontradas evidências que o índice de commodities antecipa o movimento do câmbio, que está em linha com a formulação teórica de Engel e West (2003) que descreve que os fundamentos dos fundamentos também apresentam a relação causal com o câmbio.

Outra evidência dos testes entre fundamentos é que o cds também contém informação sobre o diferencial de juros nominal, juros real, inflação e índice de commodities. Entretanto, não foram encontradas evidências que o cambio possua alguma informação sobre o cds.

7. CONCLUSÃO

Este trabalho analisou a relação entre as variações do câmbio Brasileiro e seus fundamentos. Foram utilizados dados diários extraídos de instrumentos negociados no mercado local e internacional entre 2005 e 2009.

Foram efetuados testes convencionais de causalidade e instabilidade de parâmetros, porém, após aplicar testes robustos à instabilidade de parâmetros, os resultados encontrados corroboraram com a os testes convencionais demonstrando maiores evidências que o câmbio possui informações sobre seus fundamentos. Não foram encontradas evidências que os fundamentos possuem alguma informação sobre o câmbio em períodos de estabilidade, o que pode significar que a dinâmica do câmbio é dominada por choques não observados. Os resultados apontam para o fato que o cambio possui uma relação com o diferencial de taxa de juros nominal e taxa de juros real.

Os trabalhos mais atuais demonstram que as moedas de países tipicamente exportadores possuem informações sobre o índice de commodities mais representativo do país. No caso brasileiro, tal resultado não foi evidenciado de forma consistente uma vez que o câmbio possui informação apenas para as amostras separadas. Por outro lado, o índice de commodities brasileiro se mostrou robusto por conter informações sobre o diferencial de taxas de juros real, nominal e inflação em todos os vencimentos. Entre os outros fundamentos analisados, foi evidenciado que o credit default swap também possui informação sobre esses mesmos fundamentos.

Com as amostras segregadas, os resultados encontrados para o período de estabilidade evidenciam resultados semelhantes aos resultados de amostra completa. Entretanto, os resultados para o período de crise demonstram uma possível previsibilidade do câmbio. Entretanto, esse resultado pode ter sido obtido por dois motivos: a) a reduzida amostra nesse período pode influenciar os resultados dos testes econométricos; b) em momentos de crise, existe uma tendência á desvalorização do câmbio brasileiro, ao aumento das taxas de juros nominais e reais, e ao aumento do risco de default do país – esta tendência é gerado pela maior vulnerabilidade dos países emergentes ao capital estrangeiro.

Este estudo pode ser continuado através da análise mais específica da relação entre a dinâmica do cds e do câmbio utilizando teoria de portfólio ou ainda, da relação entre a dinâmica do índice de commodities e do câmbio com a construção de diferentes índices de commodities.

REFEÊNCIAS

ALQUIST, Ron; CHINN, Menzie D., 2006, “Conventional and Unconventional Approaches to Exchange Rate Modeling and Assessment”, *National Bureau of Economic Research,* Working Paper No. 12481.

ANARAKI, Nahid Kalbasi, 2007, “Meese and Rogoff’s Puzzle Revisited”, *International Review of Business Research Papers*, Vol. 3, No. 2, pp 278-308.

BOUGHTON, James, 1988, “Exchange Rates and the Term Structure of Interest Rates”, *International Monetary Fund*, Vol. 35, No. 1, pp 36-62.

CHEN, Yu-chin; ROGOFF, Kenneth; ROSSI, Barbara, 2008, “Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?”, *EIRD*, Working Paper No. 1.

CHEN, Yu-Chen, 2004, “Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from Commodity Economies”, *University of Washington*

CHEUNG, Yin-Wong; CHINN, Menzie D.; PASCUAL, Antonio Garcia, 2003, “What Do We Know About Recent Exchange Rate Models? In-Sample Fit and Out-Of-Sample Performance Evaluated”, *CESifo*, Workling Paper No. 909.

CHEUNG, Yin-Wong; CHINN, Menzie D.; PASCUAL, Antonio Garcia, 2002, “Empirical exchange rate models of the nineties: are any fit to survive?”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 9393.

ENGEL, Charles; WEST, Kenneth, 2003, “Exchange Rates and Fundamentals”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 10723

ENGEL, Charles; WEST, Kenneth, 2004, “Accounting for Exchange Rate Variability in Present-Value Models when Discount Factors are Near One”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 10267

EVANS, Martin D. D.; LYONS, Richard K., 2005, “Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forcatsing”, *American Economic Review*.

INOUE, Atsushi; ROSSI, Barbara, 2008, “Which Structural Parameters Are ‘Structural’? Identifying the Source of Instabilities in Economic Models”, *UBC / NCSU and Duke University*.

JOHNSTON, Barry R.; SUN, Yan, 1997, “Some Evidence on Exchange Rate Determination in Major Industrial Countries”, *International Monetary Fund*, Working Paper No. 97/98.

LIU, Jun; LONGSTAFF, Francis A.; MANDELL, Ravit E,, 2002, “The Market Price of Credit Risks: An Empirical Analysis of Interest Rate Swap Spreads”, *National Bureau of Economic Research,* Working Paper No. 8990.

MACDONALD, Rolanld, 1999, “Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important?”, *The Economic Journal,* Vol. 109, No. 459, pp F673-F691.

MACDONALD, Ronald; MARSH, Ian, 1995, “On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, No. 4 (Nov. 1997), pp 655-664.

MEESE, Richard; ROGOFF, Kenneth, 1983, “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies”, *Journal of Internationl Exonomics,* Vol. 14, pp 3-24

MERTON, Robert C., 1974, “On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates”, *Journal of Finance,* Vol. 29, pp 449-470.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth, 1996, “Foundations of International Macroeconomics”, *Cambridge, Massachusetts: MIT Press*, 1996, cap. 8,9, p. 529, 625.

ROSSI, Barbara, 2005, “Are Exchange Rates Really Random Walks? Some Evidence Robust to Parameter Instability”, *Duke University*.

ROSSI, Barbara, 2005b, “Optimal Tests For Nested Model Selection With Underlying Parameter Instability”. *Duke University*.

GRÁFICOS

Gráfico 2 – Variação Acumulada Índice de Commodities e Câmbio

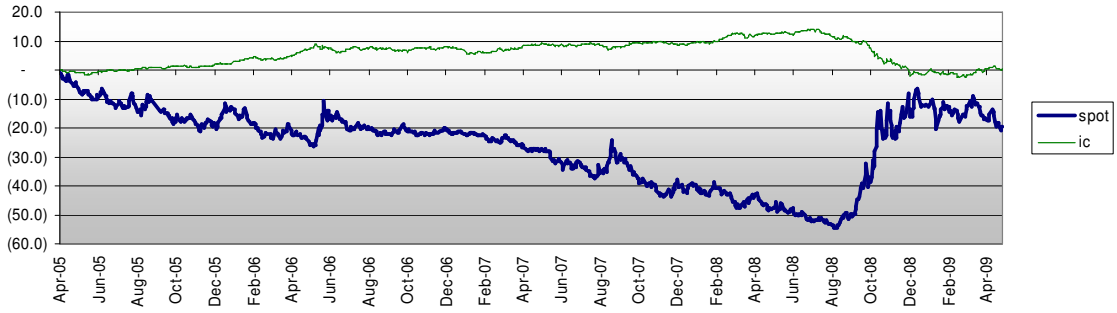


Gráfico 3 – Quadrado dos retornos do Índice de Commodities

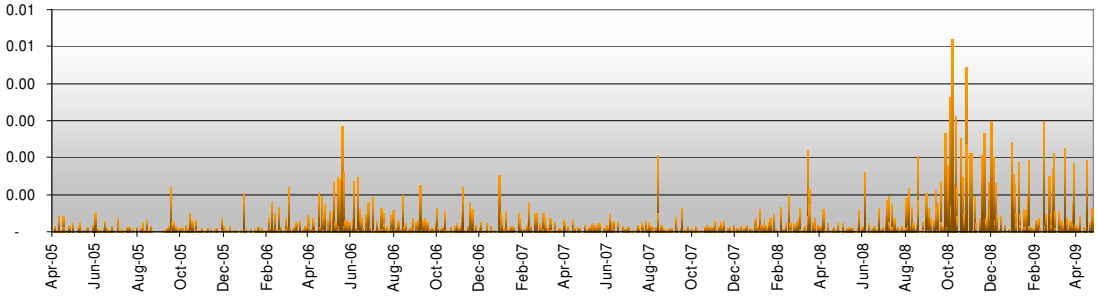


Gráfico 4 – Quadrado dos retornos do Câmbio

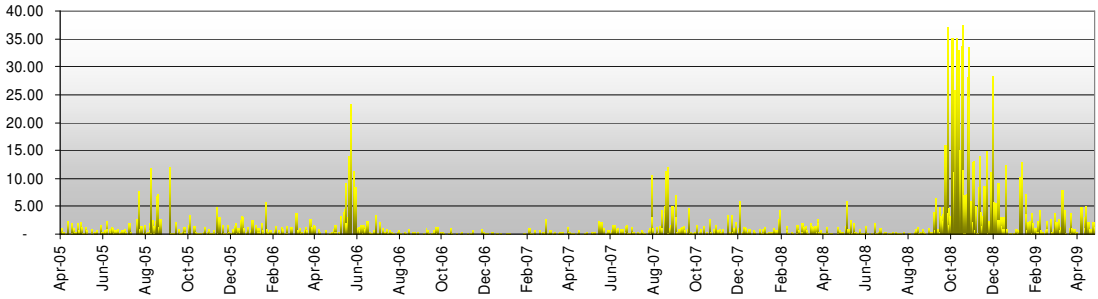


Gráfico 5 – Variação Acumulada dos fundamentos (1 ano)

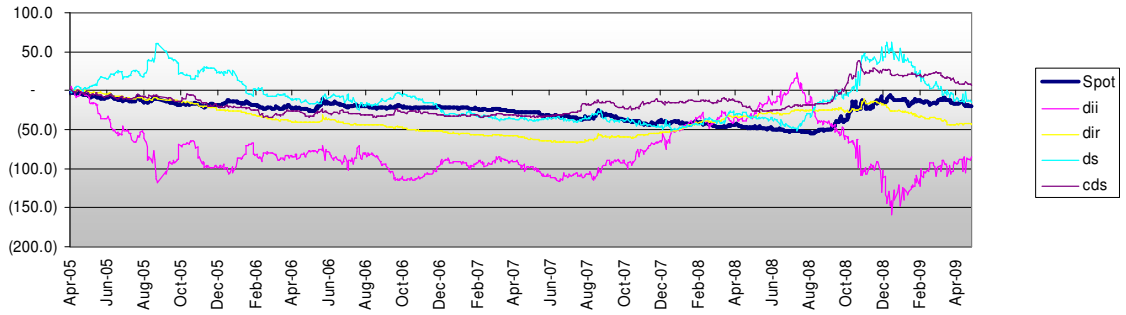


Gráfico 6 – Variação Acumulada dos fundamentos (2 ano)

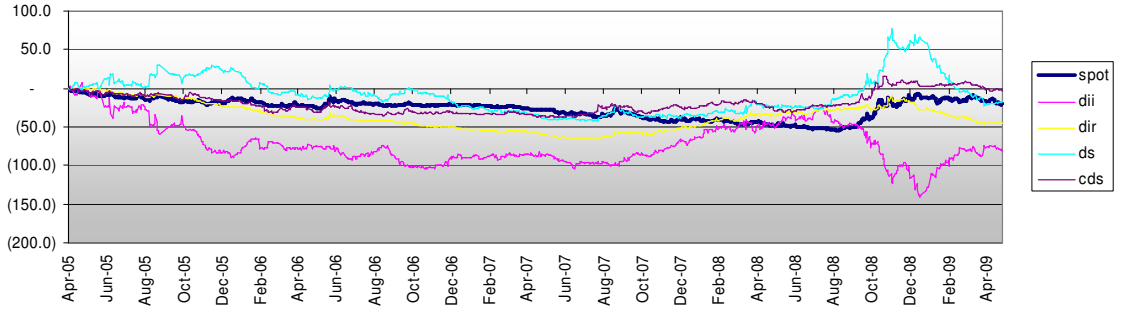


Gráfico 7 – Variação Acumulada dos fundamentos (3 ano)

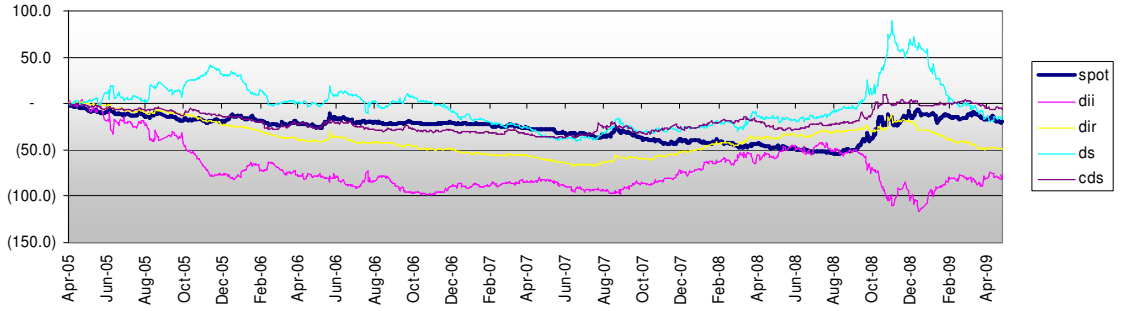


Gráfico 8 – Variação Acumulada dos fundamentos (5 ano)

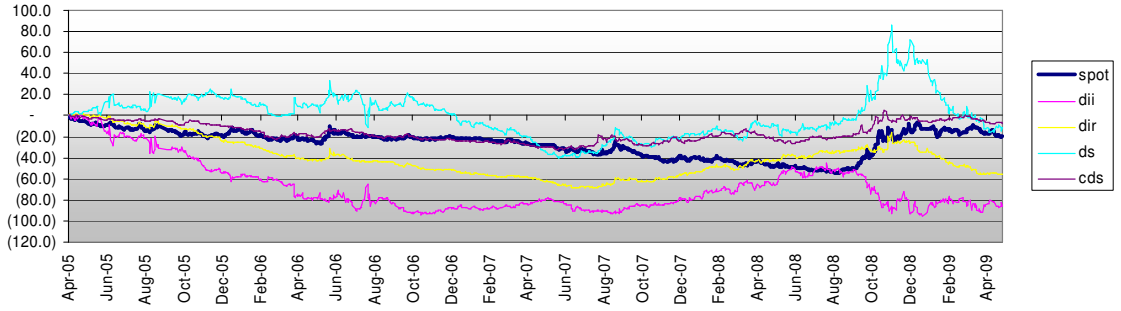


Gráfico 9 – Quadrado dos retornos CDS spread level (1 ano)

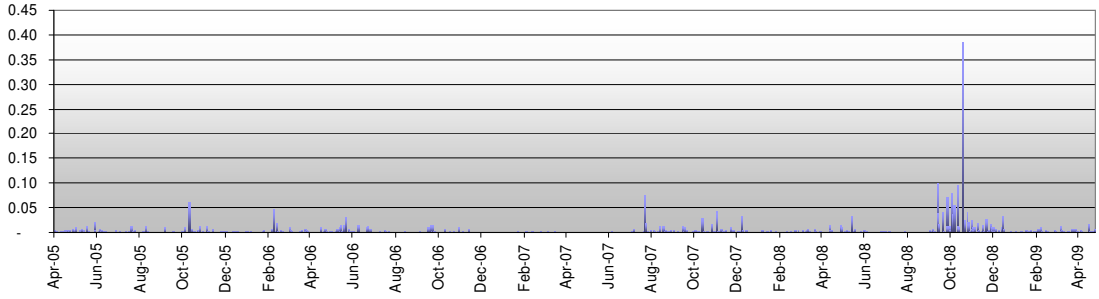


Gráfico 10 – Quadrado dos retornos CDS spread level (2 anos)

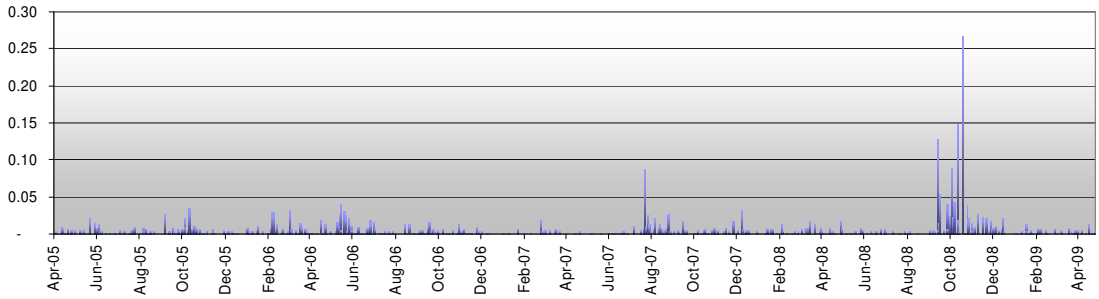


Gráfico 11 – Quadrado dos retornos CDS spread level (3 anos)

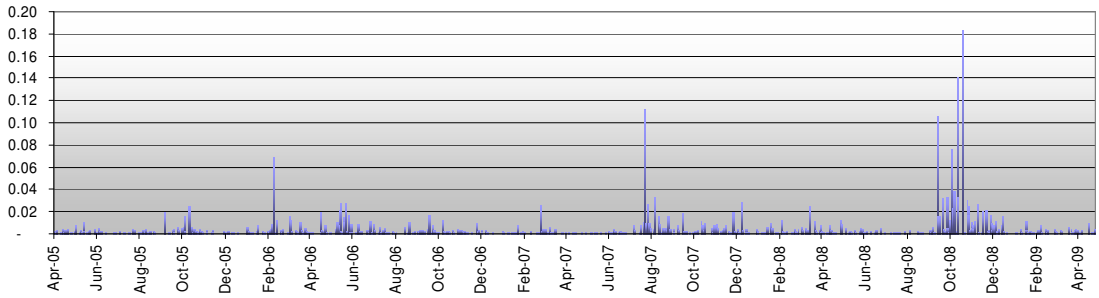


Gráfico 12 – Quadrado dos retornos CDS spread level (5 anos)

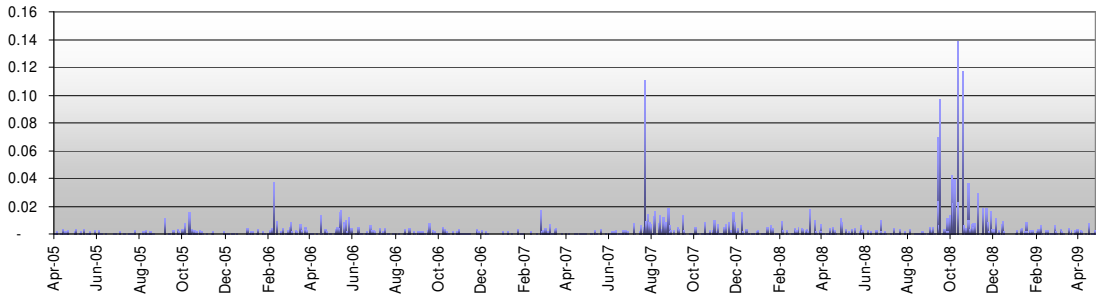


Gráfico 13 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (1 anos)

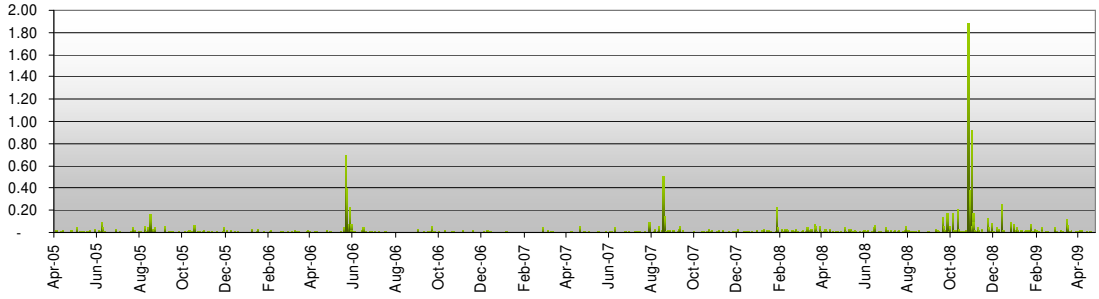


Gráfico 14 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (2 anos)

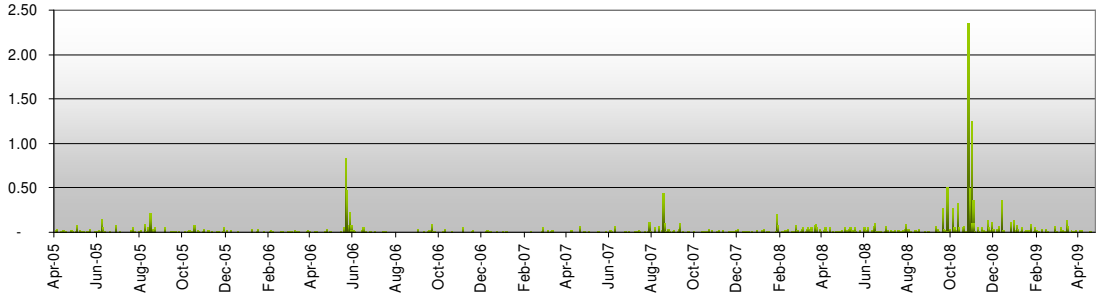


Gráfico 15 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (3 anos)

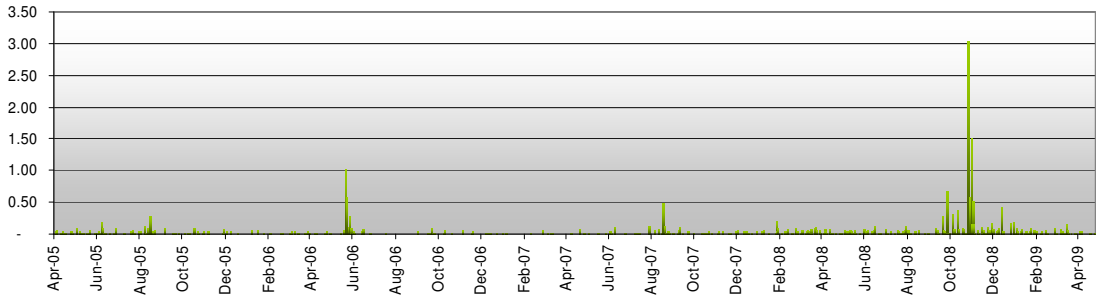


Gráfico 16 – Diferencial de taxa de Juros Nominal (5 anos)

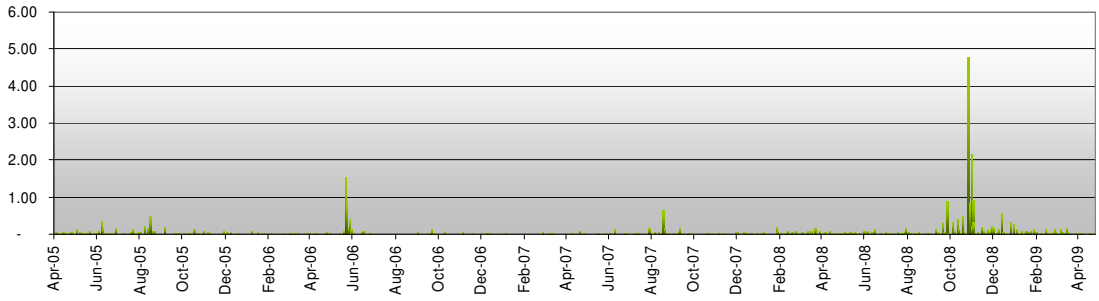


Gráfico 17 – Diferencial de taxa de Juros Real (1 ano)

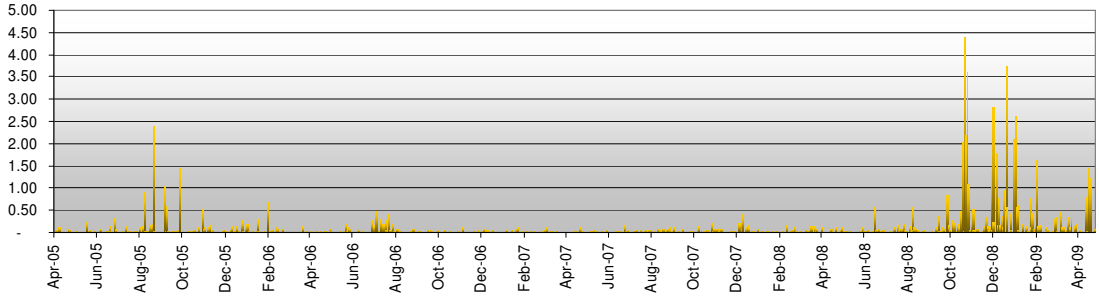


Gráfico 18 – Diferencial de taxa de Juros Real (2 anos)

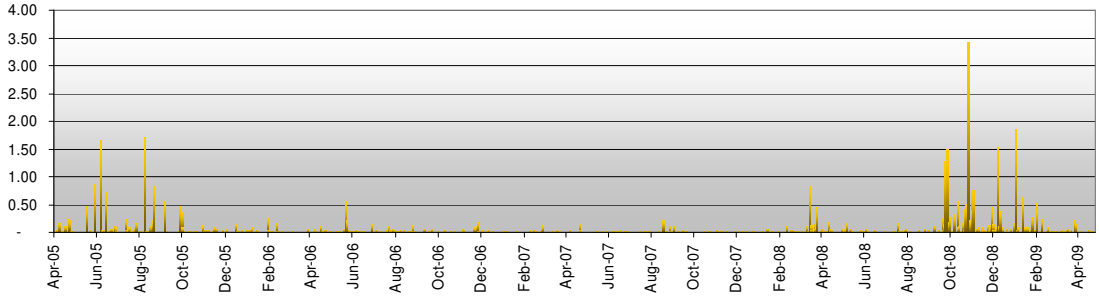


Gráfico 19 – Diferencial de taxa de Juros Real (3 anos)

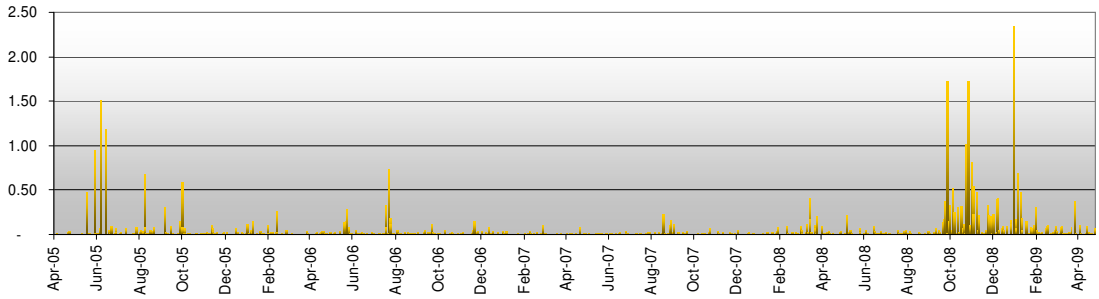


Gráfico 20 – Diferencial de taxa de Juros Real (5 anos)

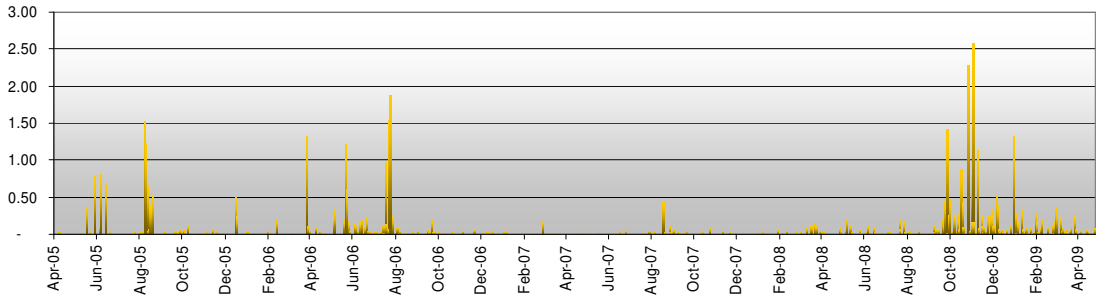


Gráfico 21 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (1 ano)

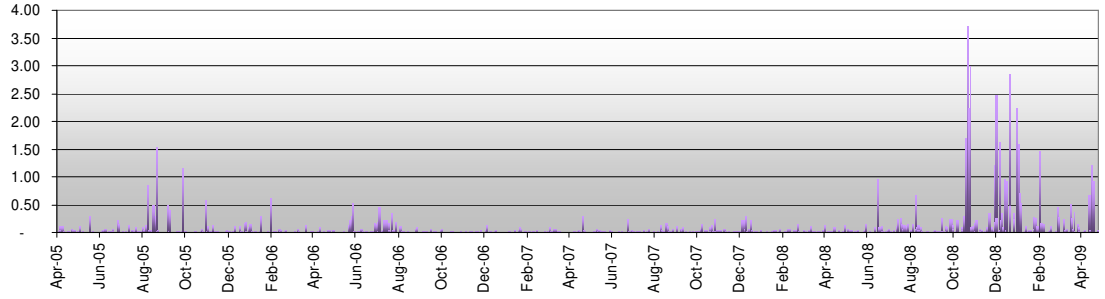


Gráfico 22 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (2 anos)

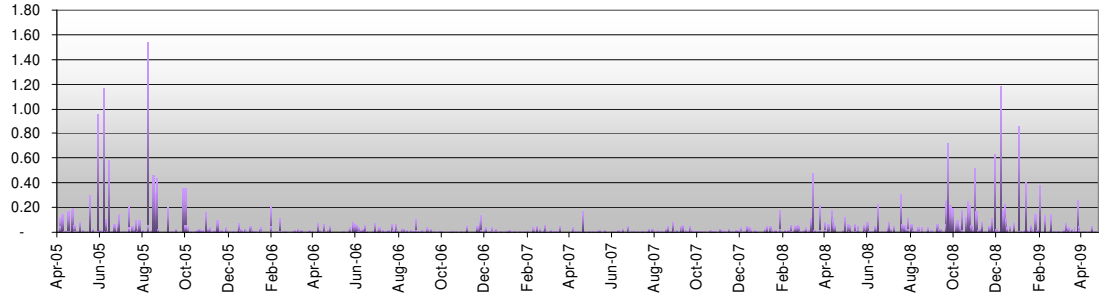


Gráfico 23 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (3 anos)

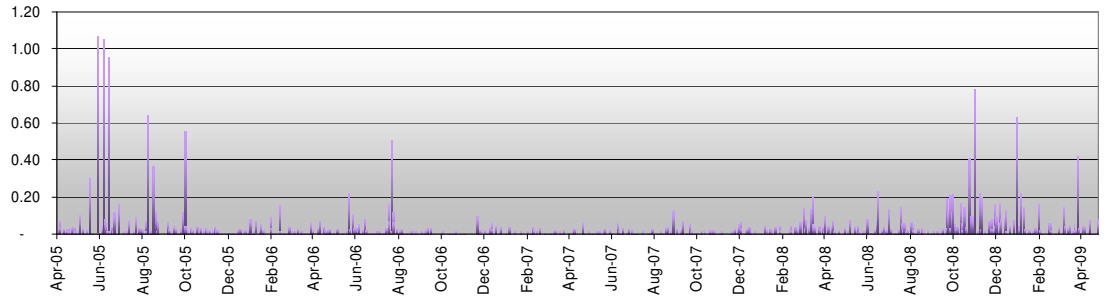
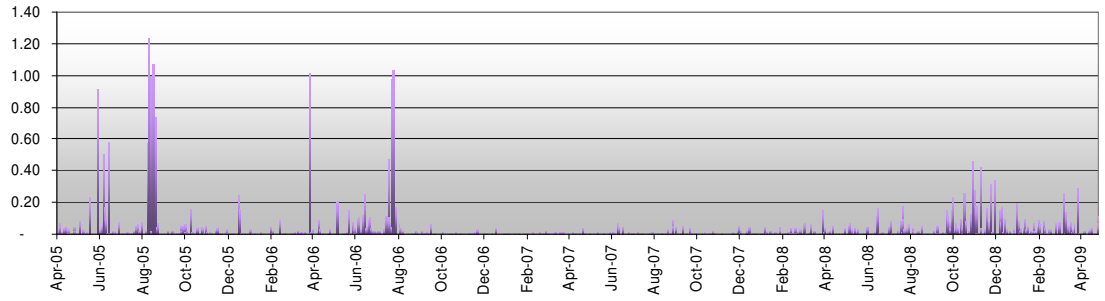


Gráfico 24 – Diferencial de taxa de Inflação Implícita (5 anos)



Livros Grátis

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

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

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