



O Impacto das Variações Cambiais na Inflação Implícita

Carlos Eduardo Moscoso Wermelinger

Matrícula: 1113101

Professor Orientador: Tiago Berriel

Professor Tutor: Marcio Garcia

Dezembro de 2015

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

O Impacto das Variações Cambiais na Inflação Implícita

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

Carlos Eduardo Moscoso Wermelinger

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”

Agradecimentos

Deixo aqui meu agradecimento aos meus pais, Eduardo e Cláudia, por todo o apoio, toda força e toda dedicação que tiveram para com minha pessoa durante minha jornada acadêmica. Aos meus avós Guido e Lydia, por toda a sabedoria e experiência que também foram cruciais na minha formação. Aos meus amigos, que sempre estiveram presentes para ajudar nos momentos difíceis com a faculdade.

Agradeço também ao meu Professor Orientador Tiago Berriel, ao Professor Tutor Márcio Garcia, à Coordenadora Adjunta Maria de Nazareth e a todo Departamento de Economia por serem sempre muito solícitos e atenciosos.

Faço um agradecimento à Anbima por ter cedido as séries temporais necessárias para este estudo acadêmico. Agradeço também ao Thiago Barbosa Cruz, da ANBIMA, por toda atenção para com minha pessoa durante os procedimentos referentes às séries temporais.

Sumário

1. Introdução.	6
2. Revisão Bibliográfica.	8
3. Conceitos.	12
3.1. Estrutura a Termo da Taxa de Juros.	12
3.2. A inflação Implícita.	13
3.3. Pass-Through.	14
3.4. Credit Default Swap.	15
3.5. Curva de Phillips	17
4. Dados, o Modelo Teórico e a Metodologia.	19
4.1. Os Dados	19
4.2. O Modelo Teórico	19
4.3. A Metodologia	22
5. Resultados Empíricos.	23
5.1. Vértice de 252 dias úteis	23
5.2. Vértice de 504 dias úteis	30
5.3. Vértice de 756 dias úteis	37
5.4. Vértice de 1008 dias úteis	43
5.5. Vértice de 1260 dias úteis	50
5.6. Vértice de 1764 dias úteis	57
6. Conclusão.	65
7. Referências Bibliográficas.	65

1. Introdução

Formuladores de política monetária, participantes do mercado financeiro e sociedade tem grande interesse nas expectativas de inflação futura. O primeiro para fins de ancoragem e condução econômica. Os demais para fins de alocações mais eficientes dos recursos. De qualquer forma, tratando-se de um país com um histórico de inflação elevada como o Brasil, olhar para as expectativas inflacionárias faz-se crucial para entender um pouco mais da dinâmica e das incertezas da economia.

Com a elaboração das curvas da Estrutura a Termo da Taxa de Juros Nominal (ETTJN) de títulos pré-fixados e de títulos indexados à inflação com uma componente pré-fixada, houve a possibilidade de estimar a inflação implícita para prazos diversos, resultando em uma melhor estimativa das expectativas inflacionárias do mercado de capitais. Entretanto, a simples aplicação da hipótese de Fischer (1930) acaba por desconsiderar diversos fatores, como o prêmio de risco exigido pelos agentes econômicos ao investir em um ativo que tenha somente uma taxa nominal pré-fixada, a diferença de liquidez entre os títulos e a diferença da convexidade das curvas. Diferenças estas que serão abordadas de forma mais aprofundada no capítulo 3.

De qualquer forma, a inflação implícita calculada entre os ativos pré-fixados e ativos indexados à inflação que tenham uma componente pré-fixada, ainda é a melhor aproximação que temos da expectativa do mercado quanto a inflação futura. Primeiramente, a existência de valores diários desta estimativa permite uma amostragem superior em relação ao outro método de obtenção de expectativas, que é o Relatório de Mercado Focus. Não só pela questão da amostragem, o Relatório Focus coleta informações das principais instituições financeiras do Brasil, havendo então uma responsabilidade destas de divulgar dados que não comprometam o trabalho dos formuladores de política monetária. Já a inflação implícita reflete as expectativas de instituições sem a necessidade deste comprometimento, tanto por questões de alocação dos portfólios como pelo número de participantes no mercado. Fatos estes que permitem captar de forma um pouco mais precisa o que o mercado espera.

Neste trabalho acadêmico buscaremos analisar com observações diárias o impacto existente entre das variações percentuais cambiais nas variações percentuais da inflação implícita para diversos vértices. Nosso objetivo é entender o quanto das variações cambiais interferem nas expectativas inflacionárias implícitas.

Para controlar parte dos impactos no câmbio e na inflação implícita decorrentes da incerteza com o cenário macroeconômico interno, utilizaremos a série histórica de um instrumento chamado Credit Default Swap. Este último é um dos melhores catalizadores da percepção de risco que os investidores têm de um determinado país, que no caso é o Brasil.

Os dados para este trabalho acadêmico foram retirados da Associação Brasileira de Entidades do Mercado Financeiro e de Capitais (ANBIMA), do Bloomberg e do Sistema de Gerenciamento de Séries Temporais do Banco Central.

2. Revisão Bibliográfica

Iniciando a pesquisa sobre o tema a ser abordado nesta monografia, é importante entender como os conceitos de pass-through e inflação se relacionam, para depois realizar as devidas análises na economia brasileira e verificar de que forma as variações cambiais impactam na inflação implícita. A organização desta revisão bibliográfica será dada, primeiramente, de forma macroeconômica internacional para então abordarmos mais especificamente o Brasil.

O Working Paper número 05 do Banco Central, “*The Pass-through from depreciation to inflation: A Panel Study*” aborda bem o conceito do pass-through em um estudo do processo com dados de painel de 71 países. Primeiramente destaca-se o hábito de instituições e agentes econômicos utilizarem a taxa de câmbio como âncora para as expectativas inflacionárias, quando tratamos de momentos pós períodos de inflação elevada. Balizam-se no câmbio justamente por seus modelos de previsão inflacionária serem, por muitas vezes, ineficientes com os dados “viesados” dos períodos anteriores.

Um dos resultados relevantes de Goldfajn e Werlang (2000) em questão é que o pass-through tende a ser maior quanto maior o horizonte de tempo. Desvios na taxa de câmbio tendem a ter impacto pouco significativo na inflação no curto prazo e mais significativo no médio-longo prazo, sendo o ápice de sua relevância muitas vezes alcançados por volta do décimo segundo mês. Isso se deve muito por conta da frequência de reajustes das firmas, que tende a ser anual ou quando menos, são pouco frequentes.

Resultados importantes do Paper também estão relacionados às variáveis do modelo utilizado. A taxa de câmbio real, que é a taxa de câmbio nominal ajustada pelo preço do bem estrangeiro em relação ao preço do bem nacional (supondo que a taxa de câmbio é precificada no formato de moeda nacional sobre moeda estrangeira), é uma das variáveis chaves para entender o pass-through. Se a taxa de câmbio nominal sofrer uma depreciação elevada, não acompanhada pela elevação dos preços dos bens nacionais, a tendência é que o repasse das variações cambiais para os preços seja mais elevado.

Outro resultado relevante está associado aos desvios do PIB em relação a sua tendência. Para um período aproximado de 6 meses, caso o PIB esteja crescendo mais que sua tendência, o processo de pass-through se acelera. Entretanto o impacto da atividade econômica no pass-through tende a ser irrelevante (e chega até a inverter seu sinal) no horizonte de 12 meses. Acredita-se que, no final das contas, o pass-through tenha um efeito contracionista da atividade dado o encarecimento dos bens importados.

O artigo “*Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies*” de McCarthy (2000) mostra como países industrializados com baixa inflação tendem a não responder às variações cambiais com variações nos preços, mesmo que sejam economias abertas, fato corroborado por Goldfajn e Werlang (2000). Outro ponto interessante é que há o reforço do argumento de

que a volatilidade do câmbio acelera o processo de pass-through, fato que é comum em países menos industrializados.

Ainda sobre países industrializados, o artigo “*Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through*” mostra que os agentes econômicos tendem a reduzir o repasse das variações cambiais caso seja adotado, com credibilidade, uma política monetária de combate à inflação. A ótica inversa também seria verdadeira, ou seja, afrouxamento monetário aumenta o pass-through. É importante destacar que o artigo apresentou evidências de que a ênfase em combater a inflação aumenta quanto menor o pass-through.

É interessante observar como o argumento de velocidade do pass-through associado à volatilidade cambial por McCarthy (2000) e à variações acima do adequado pela taxa de câmbio real de Goldfajn e Werlang (2000), combinado com o argumento que a ênfase em combater a inflação de acordo com o pass-through destacado por Gagnon e Ihrig (2000), podem ser complementares. Aumenta-se a volatilidade, aumenta o pass-through e reduz a ênfase de combater a inflação.

O artigo “*Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms*” estuda as consequências de um regime econômico onde têm-se inflação baixa. Uma delas seria que a menor persistência inflacionária geraria um pass-through menor e, este último, por sua vez, geraria uma perda de força da firma quanto a formação de preços. Por exemplo, em um ambiente onde a variação dos custos é muito baixa as firmas teriam dificuldade para realizar ajustes já que, caso feitos, poderiam implicar numa redução do poder de mercado da firma. Um resultado também muito interessante do artigo é que o modelo utilizado permitiu observar que, caso o ambiente de baixa inflação seja revertido, as firmas ganham poder de mercado.

Os artigos de Gagnon e Ihrig (2000) e Taylor (2000), citados anteriormente, se tangenciam no argumento de que uma política monetária contracionista crível, que conduza a inflação por patamares baixos, resulta em um pass-through baixo. Destaca-se também, em ambos artigos, que uma elevação da inflação impulsiona o processo da pass-through, fato justificado por Taylor (2000) como ganho de poder de mercado da firma. Falando de forma mais simplória, a firma encontra uma justificativa para subir preços mais que subiram os custos. Uma diferença entre os artigos é que enquanto Gagnon e Ihrig (2000) buscam as consequências macroeconômicas de uma política monetária sobre o pass-through, Taylor (2000) apresenta-se mais preocupado com as questões microeconômicas do comportamento das firmas.

Tratando um pouco de mercados emergentes, o artigo “*Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through*” mostra qual o efeito do pass-through, tanto no curto como no longo prazo, para índices de preços ao consumidor e índices de preços ao produtor em diversos países antes e após adotarem metas para inflação. Os resultados obtidos para os índices do produtor foram mais altos do que para os índices ao consumidor. Entretanto, a justificativa dada pelo autor foi que a cesta de bens utilizadas nos índices ao produtor divergem muito entre os países. Já os índices ao consumidor apresentam divergências em grau muito inferior e a níveis toleráveis. Outro resultado interessante foi que o pass-

through reduziu muito no longo prazo em todos os países após a adoção de metas para inflação. Apenas para exemplificar o que foi demonstrado no artigo, uma depreciação de 10% da taxa de câmbio na África do Sul antes da adoção de metas resultaria em uma inflação de 6% para os índices do consumidor e índices do produtor. Após a adoção de metas a mesma depreciação acarretaria em uma inflação de cerca de 1% para o consumidor e 3% para o produtor.

Com relação ao Brasil, Nogueira Junior (2007) aborda que a adoção de metas de inflação ajudou a reduzir o pass-through cambial. Entretanto, apesar de estatisticamente significativa a redução para o índice do produtor no curto e no longo prazo, quando se trata do índice ao consumidor o panorama já muda. Observou-se que para um horizonte de tempo curto a redução do pass-through foi estatisticamente significativa enquanto que, para um horizonte de tempo maior, não foi observada uma redução estatisticamente significativa. Entretanto destaca-se não ser possível rejeitar a hipótese de que o coeficiente do pass-through de longo prazo seja diferente de zero.

Até então os artigos acadêmicos e Working Papers citados que abordaram sobre o processo de pass-through das variações cambiais para o dólar praticamente convergiram para o seguinte ponto; Países com inflação a níveis baixos não sofrem tanto as consequências do pass-through. Como já dito em um parágrafo anterior, a convergência dos argumentos volatilidade, pass-through e ênfase da política monetária, tornam-se muito relevantes para a análise a ser feita nesta monografia. Quando olhamos para o Brasil, país que a pouco tempo estava sobre um regime de inflação muito elevado e que conseguiu estabilizá-la com o Plano Real, vemos que em 2015 ocorre um desgaste econômico e político que acabou acarretando em uma depreciação cambial elevada. Falar de pass-through torna-se relevante para entender como a depreciação cambial ocorrida no período vai impactar nos índices de inflação no curto prazo. Porém, para entendermos como as variações cambiais serão repassadas para os preços no curto prazo, que é o foco da monografia, precisamos entender como as expectativas inflacionárias são formadas no Brasil.

Tratando, então, de expectativas inflacionárias, podemos citar Kohlscheen (2010) em “Uma Nota sobre os Erros de Previsão da Inflação de Curto Prazo”. O autor mostra como as hipóteses de ausência de viés e racionalidade fraca não são rejeitadas para previsões de inflação mensal coletadas pelo Banco Central quando o horizonte de previsão é 1 mês (Boletim Focus Mensal). Também demonstra que existe uma autocorrelação positiva dos erros de previsão, mostra que a inflação é mais frequentemente subestimada e há uma histerese nas projeções. Desta forma pode-se supor que os modelos de previsão inflacionária consideram muito mais expectativas adaptativas do que de fato racionais quando tratamos de 1 mês de previsão.

Em Val, Barbedo e Maia (2010) é analisado um modelo de previsão de inflação com base na inflação implícita. A inflação implícita, encontrada através da diferença entre um contrato futuro de DI e uma NTN-B com prazo de vencimento idênticos, representa a verdadeira expectativa do mercado com relação a inflação no momento da negociação dos títulos. O objetivo é entender se o modelo proposto é mais eficiente que o modelo de

previsão da inflação com base na opinião de mercado coletada pelo Banco Central (modelo adotado por Kohlscheen). O resultado é positivo pois o modelo considerando inflação implícita obteve resultados mais precisos.

Carvalho (2012) propõem em “Uma Breve Análise de Medidas Alternativas à Mediana na Pesquisa de Expectativas de Inflação do Banco Central do Brasil” um conjunto de medições e manipulações estatísticas que visem uma melhor previsibilidade da inflação a partir dos dados divulgados pelo Banco Central. Uma das conclusões da autora foi que, em períodos de menor volatilidade do índice, as projeções de mercado para o IPCA são melhores antecedentes para o IPCA cheio. Portanto, se a volatilidade sobe, ocorre um viés sistemático entre as medidas como moda, mediana, núcleo simétrico e núcleo assimétrico das expectativas do mercado.

Observamos nos trabalhos sobre pass-through descritos nesta revisão bibliográfica, que a volatilidade do câmbio interfere no pass-through cambial, na escolha da política monetária e seus resultados. Se o pass-through for alto as firmas ganham poder de mercado e repassam preços além do que deveriam, bancos centrais tornam-se menos propensos a combater a inflação e, conseqüentemente, perde-se precisão na previsibilidade desta. Observamos também nos trabalhos sobre expectativas inflacionárias que a volatilidade dos índices de preços atrapalha a previsão dos formadores de expectativas para o IPCA, sendo preferível uma abordagem de modelos alternativos como o uso do IPCA Implícito para maior acurácia. As questões abordadas aqui tangenciam a motivação desta monografia e despertam interesse para pesquisa sobre o tema.

3. Conceitos

3.1 A Estrutura a Termo da Taxa de Juros - ETTJ

A metodologia de construção da ETTJ adotada pela ANBIMA para diferentes classes de títulos é a mesma. A premissa básica para a estimação das curvas de juros é a equação que traz a valor presente o fluxo de caixa futuro de um título de renda fixa.

$$P_{i,t} = \sum_{j=1}^{k_i} C_{i,j,t} * m_t(T_{i,j}) + \varepsilon_{i,t}$$

Para qualquer valor de i e t maiores do que zero. $C_{i,j,t}$ é o pagamento do cupom j do i -ésimo título na data t . $T_{i,j}$ é o prazo, em anos (dias úteis/252), em que ocorre o pagamento j do i -ésimo título. $P_{i,t}$ o preço do i -ésimo título na data t . k_i é o número de pagamentos do título i . $\varepsilon_{i,t}$ é o erro cometido pelo modelo para o título i na data t . $m_t(T_{i,j})$ é a função de desconto discreta, definida pela equação:

$$m_t(T_{i,j}) = \frac{1}{(1 + r_t(T_{i,j}))^{T_{i,j}}}$$

Onde $r_t(\tau)$ é a taxa de juros no momento t para o prazo de τ anos (base dias úteis/252), e esta é dada pela seguinte equação proposta por Svensson (1994):

$$r_t(\tau) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} \left(\frac{1 - e^{-\theta_{1,t}\tau}}{\theta_{1,t}\tau} \right) + \beta_{3,t} \left(\frac{1 - e^{-\theta_{1,t}\tau}}{\theta_{1,t}\tau} - e^{-\theta_{1,t}\tau} \right) + \beta_{4,t} \left(\frac{1 - e^{-\theta_{2,t}\tau}}{\theta_{2,t}\tau} - e^{-\theta_{2,t}\tau} \right)$$

Os parâmetros $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$, $\beta_{3,t}$, $\beta_{4,t}$, $\theta_{1,t}$ e $\theta_{2,t}$ podem ser estimados através da minimização dos erros quadráticos da diferença entre os preços dos títulos na forma funcional e preços dos observados. A minimização desta diferença é ponderada por W_i , sendo este ponderador é a inversa da duration do ativo i . O objetivo de ponderar esta minimização é que, taxas de maturidades diferentes tem sensibilidades diferentes com relação ao impacto da variação nos preços na taxa interna de retorno do ativo. A adoção deste ajuste foi motivada pela alta concentração da dívida doméstica em maturidades mais curtas. A equação de minimização é:

$$\text{Min} \sum_{j=1}^N W_i \left(P_i - \sum_{j=1}^{k_i} C_{i,j,t} * m_t(T_{i,j}) \right)^2$$

A interpretação dos parâmetros da ETTJ ($\beta_{1,t}, \beta_{2,t}, \beta_{3,t}, \beta_{4,t}, \theta_{1,t}, \theta_{2,t}$) são de nível ($\beta_{1,t}$), inclinação ($\beta_{2,t}$), curvaturas ($\beta_{3,t}$ e $\beta_{4,t}$) e decaimento ($\theta_{1,t}$ e $\theta_{2,t}$). Estes últimos determinam em que ponto $\beta_{3,t}$ e $\beta_{4,t}$ atingem seu máximo.

Por ser simples, completa e altamente flexível à diversos formatos de ETTJ e diversos tipos de títulos, a metodologia exposta para construção da estrutura a Termo da Taxa de Juros é amplamente utilizada por instituições financeiras e bancos centrais. No caso deste trabalho acadêmico, os valores da ETTJ para os títulos públicos pré-fixados (LTN) e para os títulos indexados à inflação (NTN-B) já foram fornecidos pela Associação Brasileira das Entidades do Mercado Financeiro e de Capitais (ANBIMA).

3.2 A Inflação Implícita.

A inflação implícita na curva de juros pode ser obtida com base na identidade de Fischer, que considera que a taxa de juros nominal é composta por uma taxa de juros real e a expectativa de inflação até o vencimento do título. A identidade de Fischer pode ser expressa como:

$$(1 + r_{i,t}) = (1 + \psi_{i,t}) * (1 + \pi_t^b)$$

Onde $r_{i,t}$ é a taxa de juros nominal do ativo i no momento t, $\psi_{i,t}$ é a taxa de retorno real exigida para o ativo i no momento t e π_t^b é a inflação esperada para a economia no momento t.

É possível extrair a inflação apenas reordenando a identidade de Fischer:

$$\pi_t^b = \left[\frac{(1 + r_{i,t})}{(1 + \psi_{i,t})} \right] - 1$$

A equação acima é muito utilizada pelo mercado financeiro para encontrar a inflação implícita ou Break Even Inflation Rate (BEIR). A BEIR é a diferença da rentabilidade de uma taxa pré-fixada para a componente pré-fixada de um título indexado à inflação. Entretanto este método não considera o prêmio de risco de inflação embutido nas taxas pré-fixadas, como também não considera diferenças de liquidez dos títulos e a diferença da estrutura de pagamento destes.

A taxa de inflação encontrada na equação acima contém um prêmio de risco atribuído pelo mercado da inflação até o vencimento ser inferior ao esperado, normalmente vindo de um *spread* embutido no título pré-fixado. Para encontrarmos então

uma medida mais próxima possível do que poderíamos chamar de real expectativa inflacionária do mercado, basta subtrairmos este spread representado por δ_t .

$$\pi_t^e = \pi_t^b - \delta_t$$

A utilização da ETTJ, que é uma curva de zero cupom, para cálculo da inflação implícita, elimina a questão da diferença da estrutura de pagamento dos títulos. Além da eliminação deste problema, a ETTJ permite analisar a taxa de juros para prazos fixos independente da maturidade do título.

Os dados da inflação implícita (BEIR) utilizados nesse trabalho acadêmico foram calculados e fornecidos pela ANBIMA.

3.3 O Pass-Through do Câmbio para a Inflação.

A literatura sobre o tema caracteriza o pass-through cambial para inflação (Exchange Rate Pass-Through Into Inflation – ERPT) como a variação dos preços domésticos decorrentes da variação de 1% da taxa de câmbio. Conforme descrito no capítulo 2 deste trabalho acadêmico, existem diversos fatores que influenciam a intensidade e velocidade deste efeito. Abordaremos aqui os fatores de maior relevância, partindo das variáveis macroeconômicas e chegando nas variáveis microeconômicas.

Antes de abordarmos as variáveis em si, faz-se crucial entender que a teoria do pass-through foi, de certa forma, elaborada a partir da equação de Paridade de Poder de Compra (Purchase Power Parity - PPP). A equação citada afirma que o papel da taxa de câmbio é igualar o preço de uma cesta com os mesmos bens porém negociadas em diferentes países. Temos então:

$$P_t = E_t * P_t^*$$

Onde P_t é o preço desta cesta de bens no território nacional no momento t, P_t^* é o preço desta cesta de bens negociadas no exterior no momento t, e E_t é a taxa de câmbio no momento t que iguala ambos os preços. Ou seja, variações na taxa de câmbio teoricamente impactariam de forma completa o preço da cesta de bens. Conforme visto durante a revisão bibliográfica, observa-se que existem diversas variáveis que contradizem a equação da PPP.

Com relação às variáveis macroeconômicas temos que, desvios do produto em relação à sua tendência de longo prazo é uma das principais variáveis que interferem no processo de pass-through. Quando a atividade econômica está abaixo de sua tendência, segundo Goldfajn e Werlang (2000), o rapasse das variações cambiais ao preço é minimizado. O inverso também é válido, ou seja, quando a economia está mais acelerada

se comparada a sua tendência existe um comportamento das firmas de repassarem o aumento do custo dos insumos importados de forma mais intensa para seu produto.

O grau de abertura da economia é outra variável de relevância no processo. O grau de abertura de uma economia impacta positivamente na relevância do pass-through para inflação. Quanto maior o peso das exortações e importações no PIB, maior o pass-through. Goldfajn e Werlang (2000) chegaram a desenvolver um modelo que mensurava o impacto do pass-through nos preços de bens comercializáveis e não comercializáveis, demonstrando como o processo poderia ser acelerado com o grau de abertura comercial.

A taxa de câmbio real também foi identificada como variável relevante. Caso haja uma depreciação intensa da taxa de câmbio nominal, porém esta foi acompanhada de uma correção da taxa real de câmbio, não será esperado um impacto sobre os preços. Apenas haverá impacto sobre os preços quando a taxa de câmbio real estiver muito desvirtuada do seu estado estacionário, e esse impacto é de longo prazo. Inserindo ε_t como a taxa de câmbio real na PPP temos:

$$P_t = \varepsilon_t * E_t * P_t^*$$

Como último aspecto macroeconômico temos o ambiente inflacionário abordado por Goldfajn e Werlang (2000). A persistência inflacionária ou um histórico de inflação elevada para a economia aumenta o incentivo das firmas para ajustarem seus preços. Portanto, em um ambiente de inflação mais elevada o pass-through do câmbio tende a ser mais intenso.

Conforme abordo durante a revisão bibliográfica, um dos determinantes microeconômicos é o grau de concorrência setorial que a firma enfrenta e o poder de mercado que esta detém (mark-up). Com grande concorrência, as firmas tendem a reduzir a intensidade do pass-through para preservar sua participação no mercado. O poder de mercado da firma, portanto, garantiria que maiores repasses das variações cambiais aos preços fossem implementados.

Da mesma forma que o poder de mercado facilita o pass-through, a sensibilidade da demanda às variações de preços influencia na intensidade do efeito. Se a demanda é muito sensível a variações nos preços, existe uma tendência de se reduzir o repasse das variações cambiais.

Os dados diários da taxa de câmbio do dólar americano foram obtidos no IPEADATA.

3.4 O Credit Default Swaps (CDS).

O CDS é um dos derivativos mais populares no mundo já que fornece ao detentor um seguro em caso de um eventual calote. O detentor de um CDS paga ao emissor um valor até que o título segurado chegue na sua maturidade ou haja um evento de crédito. O interessante deste instrumento é que ele pode ser usado de proteção de títulos de instituições privadas até proteção de um risco soberano. O que irá interessar para este trabalho acadêmico é o CDS dos títulos públicos brasileiros, já que este será utilizado como proxy para as incertezas do cenário macroeconômico interno.

O valor pago pelo detentor é conhecido como *CDS spread* e os fluxos destes pagamentos podem ser mensais, trimestrais, semestrais ou anuais. O mais usual é que estes pagamentos tenham um fluxo trimestral. Este *CDS spread* é precificado no mercado em *basis points*, ou seja, se um CDS custa 250 *basis points* (250 bps) seria o mesmo que dizer que este segura custa 2,5% ao ano do valor de face do ativo. Se o valor de face é R\$ 1.000,00, o valor do CDS ao ano será de R\$ 25,00. Outro dado relevante do CDS se refere a sua maturidade. Esta varia de 1,2,3,5,7 e 10 anos. Entretanto o CDS mais popular é o de 5 anos.

Ainda sobre o CDS Spread, este pode ser interpretado como o prêmio de risco exigido para fazer de um título arriscado livre de risco. Por exemplo, se o CDS Spread de um título corporativo é de 200 *basis points* e este título paga 7% a.a., então, de acordo com o conceito apresentado, após deduzido o CDS Spread do título corporativo teríamos um título livre de risco que paga 5% a.a. Segue Equação:

$$\text{Bond Yield}_{i,t} - \text{CDS}_{i,t} = \text{Bond Yield}_t^{rf}$$

Um dado extremamente relevante se refere ao exercício deste derivativo, ou seja, quando o emissor do título creditório dá um *default*. Quando tal evento ocorre o detentor do CDS vai querer exercê-lo e o valor que irá receber dependerá do valor de mercado do ativo. Se, por exemplo, um título corporativo emitido ao valor de face de R\$1000,00 estiver valendo R\$350,00 no mercado após o *default*, então o detentor do CDS receberá R\$ 650,00 do emissor. Vale destacar que este valor *after default* é chamado de *recovery rate*.

O entendimento do Credit Default Swap faz-se necessário pois este será utilizado como proxy da percepção diária de risco que os investidores têm da economia brasileira. Conforme visto e descrito, diversas variáveis afetam o processo de pass-through, algumas macroeconômicas e outras microeconômicas. Entretanto só obtemos informações da grande maioria destas variáveis de mês em mês, trimestres a trimestres ou de ano em ano. Acreditamos que, no dia a dia, a percepção de risco que os agentes econômicos têm de uma economia seja refletido na precificação e variação do CDS. Ou seja, se há o entendimento que os fundamentos macroeconômicos do Brasil estão se degradando, espera-se que o prêmio de risco (*CDS spread*) varie positivamente e o CDS fique mais caro. A lógica inversa também se aplicaria.

A série histórica diária dos diversos vértices do CDS foram obtidos no Terminal da Bloomberg do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

3.5 A Curva de Phillips.

A Curva de Phillips original foi elaborada por A.W. Phillips e buscava demonstrar a relação negativa existente entre inflação e desemprego no Reino Unido para cada ano de 1861 a 1957. Por ser muito forte, a evidência exposta por ele motivou Paul Samuelson e Robert Solow a replicar o estudo para economia americana com dados de 1900 a 1960. A partir deste momento Samuelson e Solow batizaram a relação como Curva de Phillips.

Na Curva de Phillips original temos que a variação de preços (π_t) depende da inflação esperada (π_t^e), do poder de mercado das firmas (μ), da taxa de desemprego (u_t) e do ponto de *brake-even* salarial dos trabalhadores (z) que é o mínimo que eles tem que receber para que o trabalho valha mais a pena do que o desemprego. O coeficiente α mede a sensibilidade da inflação à taxa de desemprego. A equação fica:

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + z) - \alpha u_t$$

Na década de 1970, porém, a relação falhou em meio a um cenário de desemprego e inflação elevados dos países da OCDE. A partir deste momento houve uma modificação na Curva de Phillips de forma a relacionar a taxa de desemprego com variações na taxa de inflação. Não somente, também se percebeu que a forma como eram formadas as expectativas inflacionárias muito tinha a ver com a inflação observada nos períodos anteriores. Desta forma foi inserida na equação uma componente da inflação defasada π_{t-1} e um parâmetro de intensidade inercial desta defasagem, θ . Após estas modificações temos a Curva de Phillips Modificada. A equação fica:

$$\pi_t - \theta\pi_{t-1} = (\mu + z) - \alpha u_t$$

Após as modificações citadas, há mais uma a ser feita e que é muito relevante. A inserção da Taxa Natural de Desemprego, u_n . Esta taxa, também conhecida como *Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment* (NAIRU), resume-se a taxa de desemprego que não gera nenhum impacto inflacionário, seja positivo ou negativo. Para encontrarmos esta taxa temos que:

$$\pi_t - \theta\pi_{t-1} = 0$$

$$0 = (\mu + z) - \alpha u_n$$

Portanto:

$$(\mu + z) = \alpha u_n$$

Temos então:

$$\pi_t - \theta\pi_{t-1} = \alpha u_n - \alpha u_t$$

Rearranjando:

$$\pi_t - \theta\pi_{t-1} = -\alpha(u_t - u_n)$$

Acima temos um dos fundamentos macroeconômicos mais relevantes da Teoria Macroeconômica, a Curva de Phillips Modificada. Esta relação foi uma das maiores contribuições econômicas quando nos referimos ao comportamento inflacionário.

4. Dados, o Modelo Teórico e a Metodologia.

4.1 Os Dados:

Os dados utilizados neste trabalho são todos diários que abrangem o período de 22 de setembro de 2009 até 02 de junho de 2015. Conforme dito anteriormente, os dados referentes aos vértices da inflação implícita foram todos fornecidos pela ANBIMA já calculados. Quanto a variação percentual da inflação implícita, esta foi obtida facilmente pela divisão da diferença entre a variável do período e uma defasagem pela variável com uma defasagem.

Com relação aos dados dos vértices do CDS, foram todos extraídos do terminal da Bloomberg disponibilizado no Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Referente aos dados da taxa de câmbio diária, estes foram extraídos do sistema de séries temporais do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas, IPEADATA. Em ambas as séries foram tiradas as variações percentuais.

Não somente a amostra foi limitada, como o número de vértices utilizados foram reduzidos por não haverem dados suficientes para os mesmos vértices do CDS e da Inflação Implícita (BEIR). Foram, ao todo, selecionados 6 vértices para estudo, 252 dias úteis, 504 dias úteis, 756 dias úteis, 1008 dias úteis, 1260 dias úteis e, por último, 1752 dias úteis.

4.2 O Modelo Teórico:

Iremos propor neste trabalho um modelo que comporte variações cambiais e o CDS com observações diárias. Algumas hipóteses simplificadoras foram utilizadas para inserir as modificações feitas neste trabalho acadêmico.

A primeira hipótese simplificadora é que, tratando-se de variações diárias, o efeito dos desvios da taxa de desemprego com relação a NAIRU, além dos desvios de variáveis como abertura comercial, hiato do produto e taxa de câmbio real com relação as suas respectivas tendências de longo prazo, são nulas sobre a BEIR. Não somente a divulgação do desemprego corrente e as demais informações ocorre em data em muito posteriori ao apreamento das LTNs e NTN-Bs, como entende-se que o mercado financeiro é formado por agentes econômicos com expectativas mais racionais, ou seja, com maior previsibilidade sobre variáveis macroeconômicas de longo prazo. Em outras palavras, no curto prazo (em um período de dias), o mercado tem implícito uma expectativa para as variáveis em questão cujos quais só são revistas de tempos em tempos, não variando diariamente. Portanto, exemplificando pela Curva de Phillips Modificada, nossa primeira hipótese seria:

$$-\alpha(u_t - u_n) = 0$$

A segunda hipótese é que a variação da inflação é formada por 2 componentes. Uma inercial, que reflete as condições macroeconômicas internas (tanto de oferta como de demanda doméstica), e uma componente contemporânea, que engloba condições macroeconômicas internas e externas (risco país e termos de troca).

Começando pela componente contemporânea, esta englobaria questões internas pois qualquer impacto que se refira ao risco-país seria captado pelo CDS e a piora nos termos de troca seriam captados pela taxa de câmbio e externas pois, de acordo com o pressuposto de que grande parte do mercado financeiro age com um grau mais elevado de racionalidade, qualquer evento que tenha ocorrido no dia e que impacte nos preços domésticos ou no risco país será, praticamente no mesmo momento, precificado na BEIR para seu respectivo vértice de impacto. Portanto, tratando-se de dados diários, iremos englobar na componente de choques contemporâneos do vértice j no período t , τ_{jt}^{ch} , a taxa de câmbio para captar a alteração nos termos de troca e o CDS como variável de controle pra o risco país.

Partindo da taxa de câmbio (E), chamaremos de vpd_t suas variações percentuais do dólar:

$$vpd_t = \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}}$$

Com relação ao Credit Default Swap (CDS), chamaremos de cds_{jt} as variações percentuais nos preços dos CDS referentes ao vértice j no período t . Portanto:

$$cgs_{jt} = \frac{CDS_{jt} - CDS_{jt-1}}{CDS_{jt-1}}$$

Desta forma temos que τ_{jt}^{ch} ficará descrito como:

$$\tau_{jt}^{ch} = \phi_{j1} * vpd_t + \phi_{j2} * cds_{jt} + e_{jt}$$

Onde e_{jt} é o erro associado à componente de choques do vértice j para o período t , ϕ_{j1} é o coeficiente que mede o impacto da variação percentual do dólar no período t para o vértice j e, por último, ϕ_{j2} é o coeficiente que mede o impacto da variação percentual do CDS no período t para o vértice j .

A componente inercial refletiria somente condições internas pois, apesar do mercado financeiro ser formado por agentes econômicos que agem com um grau mais elevado de racionalidade, ainda há na economia como um todo (não somente mercado financeiro) diversos agentes que não tem uma boa previsibilidade quanto o futuro das variáveis macroeconômicas e, portanto, demoram um pouco mais para reagir aos choques. Resta a estes uma interpretação defasada dos choques além de replicar variações dos preços passados (inclusive sua tendência de aceleração ou desaceleração) no

presente, conforme prega teoria econômica e razão pela qual se inseriu na Curva de Phillips a componente $\theta\pi_{t-1}$.

Incluiremos na componente inercial, cujo qual chamaremos τ_{jt}^{in} , variações percentuais da BEIR defasadas até p períodos e variações percentuais defasadas do câmbio em até q períodos nossa componente inercial da variação da inflação do vértice j no período t onde:

$$\begin{aligned} \tau_{jt}^{in} = & \sum_{i=1}^p \beta_{ji} * \left[\frac{\pi_{jt-i} - \pi_{jt-i-1}}{\pi_{jt-i-1}} \right] + \sum_{i=1}^q \omega_{ji} * \left[\frac{E_{t-i} - E_{t-1-i}}{E_{t-1-i}} \right] \\ & + \sum_{i=1}^r \varphi_{ji} * \left[\frac{CDS_{t-i} - CDS_{t-1-i}}{CDS_{t-1-i}} \right] + u_{jt} \end{aligned}$$

Onde π_{jt-i} é a BEIR encontrada para o vértice j no período t-i, β_{ji} é o coeficiente i que mede o impacto da variação percentual da BEIR para o vértice j no período t-i, p é o número de defasagens da BEIR, E_{t-i} é a taxa de câmbio no período t-i, ω_{ji} é o coeficiente i que mede o impacto da variação percentual do câmbio período t-i, q é o número de defasagens da taxa de câmbio e, por último, u_{jt} é o erro associado à componente inercial do vértice j no período i.

A variação da BEIR do período t correspondente ao vértice j, τ_{jt} , será dada por:

$$\tau_{jt} = \alpha_1 * \tau_{jt}^{in} + \alpha_2 * \tau_{jt}^{ch} + \epsilon_{jt}$$

Onde α_1 é o coeficiente que mede o impacto de τ_{jt}^{in} em τ_{jt} , α_2 é o coeficiente que mede o impacto de τ_{jt}^{ch} em τ_{jt} , e ϵ_{jt} é o coeficiente do erro do período t correspondente ao vértice j. Podemos reescrever a equação como:

$$\begin{aligned} \tau_{jt} = & \alpha_1 * \left(\sum_{i=1}^p \beta_{ji} * \left[\frac{\pi_{jt-i} - \pi_{jt-i-1}}{\pi_{jt-i-1}} \right] + \sum_{i=1}^q \omega_{ji} * \left[\frac{E_{t-i} - E_{t-1-i}}{E_{t-1-i}} \right] + \sum_{i=1}^r \varphi_{ji} * \left[\frac{CDS_{t-i} - CDS_{t-1-i}}{CDS_{t-1-i}} \right] \right. \\ & \left. + u_{jt} \right) + \alpha_2 * (\phi_{j1} * vpd_t + \phi_{j2} * cds_{jt} + e_{jt}) + \epsilon_{jt} \end{aligned}$$

Considerando:

$$z_{jt} = \alpha_1 * u_{jt} + \alpha_2 * e_{jt} + \epsilon_{jt}$$

Temos então,

$$\begin{aligned} \tau_{jt} = & \sum_{i=1}^p \psi_{ji} * \left[\frac{\pi_{jt-i} - \pi_{jt-i-1}}{\pi_{jt-i-1}} \right] + \sum_{i=1}^q \Omega_{ji} * \left[\frac{E_{t-i} - E_{t-1-i}}{E_{t-1-i}} \right] + \sum_{i=1}^r \theta_{ji} * \left[\frac{CDS_{t-i} - CDS_{t-1-i}}{CDS_{t-1-i}} \right] + \gamma_{j1} \\ & * vpd_t + \delta_{j2} * cds_{jt} + z_{jt} \end{aligned}$$

Onde:

$$\psi_{ji} = \alpha_1 * \beta_{ji}$$

$$\Omega_{ji} = \alpha_1 * \omega_{ji}$$

$$\theta_{ji} = \alpha_1 * \varphi_{ji}$$

$$\gamma_{j1} = \alpha_2 * \phi_{j1}$$

$$\delta_{j2} = \alpha_2 * \phi_{j2}$$

Na seção à seguir discutiremos a metodologia que usaremos para estimar o impacto diário do câmbio na inflação implícita (BEIR).

4.3 A metodologia

Primeiramente, antes de determinarmos a metodologia cujo qual estimaremos os coeficientes desejados, tivemos que verificar a existência de estacionariedade através do teste Dickley-Fuller Aumentado (ADF). A escolha de tal processo se deve ao fato de este ser o mais tradicional para o objetivo em questão.

O teste ADF consiste em testar a hipótese nula (H0) de existência de raiz unitária frente a hipótese alternativa (H1) de estacionariedade da série. Suponhamos uma variável Z_t onde $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$. O teste ADF avalia a estacionariedade a partir da equação:

$$\Delta Z_t = \alpha_1 + \alpha_2 * t + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^N \beta_i * \Delta Z_{t-i} + u_t$$

Onde H0: $\delta = 0$ e H1: $\delta < 0$. Se for possível rejeitar H0, a série será estacionária, caso contrário não podemos assegurar a estacionariedade da série temporal.

Após a análise quanto a estacionariedade das séries temporais, testaremos a existência de uma relação de cointegração das variáveis independentes e a variável dependente através do Teste de Cointegração de Engle-Granger. O teste em questão propões 3 passos para determinar se duas (ou mais) variáveis são cointegradas:

- 1- Execute o teste de raiz unitária nas variáveis de interesse e certifique-se que são I(1);
- 2- Estime a relação de longo prazo e obtenha \hat{u}_t , em que o circunflexo representa o parâmetro estimado;
- 3- Faça o teste de raiz unitária nos resíduos estimados, usando o procedimento ADF:

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_{i+1} \Delta \hat{u}_{t-i} + v_t$$

Onde a não rejeição de $H_0: \alpha = 0$ implica que os resíduos têm raiz unitária de modo que as variáveis não cointegram. Caso contrário, as variáveis serão cointegradas.

A ausência de cointegração entre a variável dependente e as variáveis independentes, acompanhado da estacionariedade das três séries, nos permite estimar os coeficientes de interesse através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários. O número de defasagens a ser utilizado para cada série temporal será equivalente ao encontrado pelo Critério de Akaike (AIC) durante os testes ADF.

Entretanto, não podemos ignorar uma possível existência de uma colinearidade entre as variáveis independentes, podendo acarretar em heteroscedasticidade. A heteroscedasticidade não compromete a ausência de viés e consistência do estimador, porém resulta em uma maior variância do erro. Portanto, será realizado o teste de White e, caso for rejeitada a hipótese nula de homocedasticidade, estimaremos os resultados corrigindo o modelo para a heteroscedasticidade.

5. Resultados.

O sistema utilizado para a análise das séries temporais foi o *Gretl*, programa gratuito. A variação percentual da inflação implícita para o vértice J, foi denominada VarPercentBeir_J. A variação percentual do *Credit Default Swap* para o vértice J foi denominada VarPercentCDS_J. A variação percentual da taxa de câmbio foi denominada VarPercentDOL.

Com relação a VarPercentDol, como se trata da mesma série temporal para todos os vértices e, afim de evitar repetições desnecessárias, faremos de forma antecipada o teste ADF. Os resultados, portanto, foram:

Tabela 1 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentDOL

incluindo 3 defasagens de (1-L)VarPercentDOL
(o máximo foi 23, critério AIC)
dimensão de amostragem 1482
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
diferenças defasadas: $F(3, 1476) = 2,638 [0,0482]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,966927
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -20,3638$
p-valor assintótico 2,511e-071

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2009-09-28:2015-06-02 (T = 1482)
Variável dependente: d_VarPercentDOL

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,000286100	0,000391394	-0,7310	0,4649	
VarPercentDOL_1	-0,966927	0,0474826	-20,36	2,51e-071	***
d_VarPercentDOL_1	0,0956859	0,0411841	2,323	0,0203	**
d_VarPercentDOL_2	0,0930893	0,0344033	2,706	0,0069	***
d_VarPercentDOL_3	0,0600089	0,0259866	2,309	0,0211	**
time	9,06727e-07	4,57350e-07	1,983	0,0476	**

AIC: -10293 BIC: -10261,2 HQC: -10281,1

Conforme podemos observar na Tabela 1, o p-valor assintótico do teste foi de 2,511e-071, ou seja, muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentDOL é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

5.1 Vértice de 252 dias úteis

Com relação ao vértice de 252 dias úteis, os resultados dos testes ADF para verificação de estacionariedade das séries temporais e do Teste de Cointegração de Engle-Granger foram:

Tabela 2 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentBEIR_252

incluindo 2 defasagens de (1-L)VarPercentBEIR_252
 (o máximo foi 23, critério AIC)
 dimensão de amostragem 1483
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: $F(2, 1478) = 7,708 [0,0005]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,688425
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -18,1353$
 p-valor assintótico 1,87e-059

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2009-09-25:2015-06-02 (T = 1483)
 Variável dependente: d_VarPercentBEIR_252

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000197937	0,000589250	0,3359	0,7370	
VarPercentBEIR~_1	-0,688425	0,0379605	-18,14	1,87e-059	***
d_VarPercentBE~_1	-0,130593	0,0334073	-3,909	9,68e-05	***
d_VarPercentBE~_2	-0,0716450	0,0259891	-2,757	0,0059	***
time	1,78055e-07	6,85713e-07	0,2597	0,7952	

AIC: -9081,89 BIC: -9055,38 HQC: -9072,01

Na Tabela 2, o p-valor assintótico do teste foi de 1,87e-059, ou seja, também muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentBEIR_252 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Tabela 3 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentCDS_252

incluindo 3 defasagens de (1-L)VarPercentCDS_252
 (o máximo foi 23, critério AIC)
 dimensão de amostragem 1482
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,002
 diferenças defasadas: $F(3, 1476) = 3,614 [0,0128]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,0692
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -20,2279$
 p-valor assintótico 1,32e-070

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2009-09-28:2015-06-02 (T = 1482)
 Variável dependente: d_VarPercentCDS_252

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,000791928	0,00309708	-0,2557	0,7982	
VarPercentCDS~_1	-1,06920	0,0528579	-20,23	1,32e-070	***
d_VarPercentCD~_1	0,00775087	0,0458481	0,1691	0,8658	
d_VarPercentCD~_2	0,0737510	0,0378528	1,948	0,0516	*
d_VarPercentCD~_3	0,0551108	0,0259778	2,121	0,0340	**

time 3,79443e-06 3,60734e-06 1,052 0,2930
 AIC: -4159,96 BIC: -4128,16 HQC: -4148,11

Na Tabela 3, o p-valor assintótico do teste foi de 1,32e-070, mais uma vez muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentCDS_252 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Verificada a estacionariedade das séries temporais, faremos agora o Teste de Cointegração de Engle-Granger. Foram utilizadas até 5 defasagens de todas as variáveis. O passo 1, que é a verificação de estacionariedade, já foi feito.

Tabela 4 - Teste de Cointegração das variáveis (VarPercentBEIR_252, VarPercentCDS_252 e VarPercentDOL)

Passo 2: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
 MQO, usando as observações 2009-09-22:2015-06-02 (T = 1486)
 Variável dependente: VarPercentBEIR_252

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,000271542	0,000602170	0,4509	0,6521
VarPercentCDS_252	-0,00167584	0,00537430	-0,3118	0,7552
VarPercentDOL	-0,0331517	0,0423178	-0,7834	0,4335
time	3,01712e-07	7,02406e-07	0,4295	0,6676
Média var. dependente	0,000479	D.P. var. dependente	0,011591	
Soma resíd. quadrados	0,199350	E.P. da regressão	0,011598	
R-quadrado	0,000764	R-quadrado ajustado	-0,001258	
Log da verossimilhança	4516,446	Critério de Akaike	-9024,891	
Critério de Schwarz	-9003,676	Critério Hannan-Quinn	-9016,984	
rô	0,198170	Durbin-Watson	1,601464	

Passo 3: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
 incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
 dimensão de amostragem 1480
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
 diferenças defasadas: $F(5, 1474) = 3,611 [0,0030]$
 valor estimado de (a - 1): -0,683821
 estatística de teste: $\tau_{ct}(3) = -13,9183$
 p-valor assintótico 1

Após os resultados do Teste de Cointegração de Engle-Granger observamos que o p-valor assintótico igual a 1 ao testarmos a raiz unitária em uhat mostra que não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, podemos concluir que não há cointegração entre as séries em questão.

Verificada a ausência de cointegração, rodaremos um MQO com as defasagens e faremos o Teste de Heteroscedasticidade de White nos resíduos da regressão. Seguem resultados do MQO e do teste de White.

Modelo 1 - MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: VarPercentBEIR_252

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,000389784	0,000296731	1,3136	0,1892	
VarPercentCDS_252	-0,00292053	0,00536388	-0,5445	0,5862	
VarPercentCDS_252_1	-0,00593814	0,00544661	-1,0902	0,2758	
VarPercentCDS_252_2	-0,0025612	0,00544299	-0,4705	0,6380	
VarPercentCDS_252_3	0,00539415	0,00543759	0,9920	0,3214	
VarPercentCDS_252_4	-0,00529839	0,00543951	-0,9741	0,3302	
VarPercentCDS_252_5	-0,00551597	0,00536654	-1,0278	0,3042	
VarPercentDOL	-0,0281376	0,0421736	-0,6672	0,5048	
VarPercentDOL_1	0,018869	0,042648	0,4424	0,6582	
VarPercentDOL_2	0,0670842	0,0425862	1,5753	0,1154	
VarPercentDOL_3	-0,015826	0,0425933	-0,3716	0,7103	
VarPercentDOL_4	-0,0403259	0,0426484	-0,9455	0,3445	
VarPercentDOL_5	-0,0593522	0,0420854	-1,4103	0,1587	
VarPercentBEIR_252_1	0,179952	0,0261026	6,8940	<0,0001	***
VarPercentBEIR_252_2	0,0623263	0,0265294	2,3493	0,0189	**
VarPercentBEIR_252_3	0,0768893	0,0266359	2,8867	0,0040	***
VarPercentBEIR_252_4	-0,0297004	0,0269747	-1,1010	0,2711	
VarPercentBEIR_252_5	0,0307223	0,026587	1,1555	0,2481	
Média var. dependente	0,000489	D.P. var. dependente		0,011589	
Soma resíd. quadrados	0,186664	E.P. da regressão		0,011296	
R-quadrado	0,060934	R-quadrado ajustado		0,050022	
F(17, 1463)	5,584192	P-valor(F)		2,19e-12	
Log da verossimilhança	4547,439	Critério de Akaike		-9058,878	
Critério de Schwarz	-8963,470	Critério Hannan-Quinn		-9023,312	
rô	0,001150	Durbin-Watson		1,997502	

Tabela 5 - Teste de White para a heteroscedasticidade
MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: uhat^2

	<i>coeficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	7,31243e-05	1,56490e-05	4,673	3,28e-06	***
VarPercentCDS_252	-0,000142839	0,000177482	-0,8048	0,4211	
VarPercentCDS_~_1	0,000374632	0,000181791	2,061	0,0395	**
VarPercentCDS_~_2	0,000172577	0,000179288	0,9626	0,3359	
VarPercentCDS_~_3	4,93287e-05	0,000182350	0,2705	0,7868	
VarPercentCDS_~_4	-3,66905e-05	0,000180951	-0,2028	0,8394	

VarPercentCDS~_5	-9,60050e-05	0,000178472	-0,5379	0,5907	
VarPercentDOL	-0,00180323	0,00141176	-1,277	0,2017	
VarPercentDOL_1	-0,00278877	0,00142530	-1,957	0,0506	*
VarPercentDOL_2	-0,00200969	0,00140383	-1,432	0,1525	
VarPercentDOL_3	-0,000176972	0,00141308	-0,1252	0,9004	
VarPercentDOL_4	0,000611557	0,00141236	0,4330	0,6651	
VarPercentDOL_5	0,000276545	0,00136973	0,2019	0,8400	
VarPercentBEIR~_1	-0,000216261	0,000842996	-0,2565	0,7976	
VarPercentBEIR~_2	0,000584051	0,000866062	0,6744	0,5002	
VarPercentBEIR~_3	0,000176157	0,000869536	0,2026	0,8395	
VarPercentBEIR~_4	0,000736274	0,000879504	0,8371	0,4027	
VarPercentBEIR~_5	-0,000182125	0,000860125	-0,2117	0,8323	
sq_VarPercentCDS~	-0,00171590	0,00153412	-1,118	0,2636	
X2_X3	0,00314508	0,00260682	1,206	0,2278	
X2_X4	0,00252841	0,00274896	0,9198	0,3579	
X2_X5	-0,00126821	0,00259098	-0,4895	0,6246	
X2_X6	0,00153863	0,00273102	0,5634	0,5733	
X2_X7	0,00304370	0,00273045	1,115	0,2652	
X2_X8	0,0109360	0,0234950	0,4655	0,6417	
X2_X9	0,0546423	0,0263088	2,077	0,0380	**
X2_X10	-0,0279388	0,0254969	-1,096	0,2734	
X2_X11	0,0661946	0,0256164	2,584	0,0099	***
X2_X12	-0,0261699	0,0269494	-0,9711	0,3317	
X2_X13	-0,00360186	0,0268965	-0,1339	0,8935	
X2_X14	0,00404831	0,0173088	0,2339	0,8151	
X2_X15	-0,00270287	0,0163719	-0,1651	0,8689	
X2_X16	0,0254666	0,0159937	1,592	0,1116	
X2_X17	0,0167960	0,0171602	0,9788	0,3279	
X2_X18	-0,0128570	0,0164037	-0,7838	0,4333	
sq_VarPercentC~_1	-0,000120639	0,00179488	-0,06721	0,9464	
X3_X4	0,000920689	0,00265263	0,3471	0,7286	
X3_X5	0,000821872	0,00281980	0,2915	0,7707	
X3_X6	0,00199072	0,00268696	0,7409	0,4589	
X3_X7	0,00383881	0,00270117	1,421	0,1555	
X3_X8	-0,0173113	0,0244918	-0,7068	0,4798	
X3_X9	0,00669948	0,0247673	0,2705	0,7868	
X3_X10	-0,0288835	0,0264092	-1,094	0,2743	
X3_X11	0,0299696	0,0270934	1,106	0,2689	
X3_X12	-0,00970020	0,0260743	-0,3720	0,7099	
X3_X13	-0,0295907	0,0264849	-1,117	0,2641	
X3_X14	-0,00188691	0,0173089	-0,1090	0,9132	
X3_X15	-0,0210102	0,0180714	-1,163	0,2452	
X3_X16	0,0132093	0,0158442	0,8337	0,4046	
X3_X17	0,00504674	0,0167543	0,3012	0,7633	
X3_X18	0,0238414	0,0171364	1,391	0,1644	
sq_VarPercentC~_2	-0,00213690	0,00177111	-1,207	0,2278	
X4_X5	-0,000589044	0,00262820	-0,2241	0,8227	
X4_X6	-0,00208077	0,00279931	-0,7433	0,4574	
X4_X7	0,000435333	0,00256562	0,1697	0,8653	
X4_X8	0,0281681	0,0261649	1,077	0,2819	
X4_X9	0,0312021	0,0248379	1,256	0,2093	
X4_X10	0,000192078	0,0247114	0,007773	0,9938	
X4_X11	0,0241018	0,0262667	0,9176	0,3590	
X4_X12	0,0402820	0,0268081	1,503	0,1332	
X4_X13	0,0324370	0,0257231	1,261	0,2075	
X4_X14	0,0185586	0,0171428	1,083	0,2792	
X4_X15	-0,0100222	0,0173898	-0,5763	0,5645	
X4_X16	-0,0130064	0,0170847	-0,7613	0,4466	
X4_X17	-0,00599205	0,0158342	-0,3784	0,7052	
X4_X18	-0,00578459	0,0164833	-0,3509	0,7257	
sq_VarPercentC~_3	0,000742855	0,00174339	0,4261	0,6701	
X5_X6	-0,00154771	0,00260239	-0,5947	0,5521	
X5_X7	0,000815192	0,00286232	0,2848	0,7758	
X5_X8	0,0352584	0,0257190	1,371	0,1706	
X5_X9	-0,0321828	0,0265252	-1,213	0,2252	

X5_X10	-0,0119818	0,0248677	-0,4818	0,6300	
X5_X11	-0,00694458	0,0248294	-0,2797	0,7798	
X5_X12	-0,0257723	0,0260087	-0,9909	0,3219	
X5_X13	0,0120346	0,0264994	0,4541	0,6498	
X5_X14	-0,0585375	0,0175036	-3,344	0,0008	***
X5_X15	-0,00785209	0,0172910	-0,4541	0,6498	
X5_X16	0,000400612	0,0173043	0,02315	0,9815	
X5_X17	-0,00672927	0,0170215	-0,3953	0,6927	
X5_X18	-0,0218299	0,0153442	-1,423	0,1551	
sq_VarPercentC~_4	0,000864227	0,00175856	0,4914	0,6232	
X6_X7	0,00128861	0,00256653	0,5021	0,6157	
X6_X8	-0,00640874	0,0251532	-0,2548	0,7989	
X6_X9	0,0234945	0,0256019	0,9177	0,3590	
X6_X10	0,0399700	0,0267719	1,493	0,1357	
X6_X11	-0,00656023	0,0250491	-0,2619	0,7934	
X6_X12	-0,0912605	0,0250519	-3,643	0,0003	***
X6_X13	0,00227737	0,0255114	0,08927	0,9289	
X6_X14	-0,0360830	0,0166964	-2,161	0,0309	**
X6_X15	-0,0186549	0,0184345	-1,012	0,3117	
X6_X16	0,000636599	0,0174282	0,03653	0,9709	
X6_X17	0,00137253	0,0168827	0,08130	0,9352	
X6_X18	-0,00489603	0,0164524	-0,2976	0,7661	
sq_VarPercentC~_5	-0,00153690	0,00170410	-0,9019	0,3673	
X7_X8	-0,0186716	0,0240696	-0,7757	0,4380	
X7_X9	-0,0251335	0,0252719	-0,9945	0,3202	
X7_X10	0,0194760	0,0252059	0,7727	0,4399	
X7_X11	-0,0249483	0,0268945	-0,9276	0,3538	
X7_X12	-0,00270449	0,0257040	-0,1052	0,9162	
X7_X13	0,0451778	0,0243392	1,856	0,0637	*
X7_X14	-0,0325161	0,0170664	-1,905	0,0570	*
X7_X15	0,0316352	0,0166134	1,904	0,0571	*
X7_X16	-0,0404037	0,0181280	-2,229	0,0260	**
X7_X17	-0,0172877	0,0177829	-0,9722	0,3312	
X7_X18	0,00325183	0,0162616	0,2000	0,8415	
sq_VarPercentDOL	0,0240018	0,105724	0,2270	0,8204	
X8_X9	-0,459598	0,175253	-2,622	0,0088	***
X8_X10	0,0362997	0,176136	0,2061	0,8368	
X8_X11	0,177239	0,166005	1,068	0,2859	
X8_X12	0,0719683	0,183483	0,3922	0,6949	
X8_X13	0,103242	0,185158	0,5576	0,5772	
X8_X14	-0,132398	0,119582	-1,107	0,2684	
X8_X15	0,175265	0,127971	1,370	0,1711	
X8_X16	0,00798314	0,135074	0,05910	0,9529	
X8_X17	-0,167573	0,125048	-1,340	0,1805	
X8_X18	0,00552495	0,127649	0,04328	0,9655	
sq_VarPercentD~_1	0,0972038	0,108433	0,8964	0,3702	
X9_X10	-0,0755541	0,176975	-0,4269	0,6695	
X9_X11	0,166225	0,176946	0,9394	0,3477	
X9_X12	-0,0747216	0,166310	-0,4493	0,6533	
X9_X13	0,332015	0,181032	1,834	0,0669	*
X9_X14	0,580130	0,122101	4,751	2,24e-06	***
X9_X15	0,00806119	0,125284	0,06434	0,9487	
X9_X16	0,120540	0,131647	0,9156	0,3600	
X9_X17	-0,00623077	0,137728	-0,04524	0,9639	
X9_X18	0,0254533	0,126759	0,2008	0,8409	
sq_VarPercentD~_2	-0,0152758	0,107911	-0,1416	0,8874	
X10_X11	0,0551272	0,175749	0,3137	0,7538	
X10_X12	-0,519587	0,177374	-2,929	0,0035	***
X10_X13	0,133214	0,162802	0,8183	0,4134	
X10_X14	-0,257826	0,119995	-2,149	0,0318	**
X10_X15	0,0689225	0,123118	0,5598	0,5757	
X10_X16	0,112727	0,129396	0,8712	0,3838	
X10_X17	-0,0347224	0,132582	-0,2619	0,7934	
X10_X18	-0,0637508	0,133036	-0,4792	0,6319	
sq_VarPercentD~_3	0,148923	0,107996	1,379	0,1681	

X11_X12	0,416092	0,176979	2,351	0,0189	**
X11_X13	0,207652	0,171902	1,208	0,2273	
X11_X14	0,240733	0,121582	1,980	0,0479	**
X11_X15	0,295424	0,126496	2,335	0,0197	**
X11_X16	0,151125	0,123857	1,220	0,2226	
X11_X17	-0,0389179	0,129442	-0,3007	0,7637	
X11_X18	-0,0417360	0,129150	-0,3232	0,7466	
sq_VarPercentD~_4	0,481131	0,109693	4,386	1,25e-05	***
X12_X13	-0,152109	0,170919	-0,8899	0,3737	
X12_X14	0,160241	0,120972	1,325	0,1855	
X12_X15	0,254223	0,124734	2,038	0,0417	**
X12_X16	-0,0957383	0,126759	-0,7553	0,4502	
X12_X17	-0,0404533	0,124109	-0,3259	0,7445	
X12_X18	0,142999	0,121650	1,175	0,2400	
sq_VarPercentD~_5	-0,0153676	0,104575	-0,1470	0,8832	
X13_X14	-0,0991657	0,0979642	-1,012	0,3116	
X13_X15	0,00953607	0,120599	0,07907	0,9370	
X13_X16	0,110229	0,129226	0,8530	0,3938	
X13_X17	0,185687	0,130050	1,428	0,1536	
X13_X18	0,0808130	0,123840	0,6526	0,5142	
sq_VarPercentB~_1	0,131518	0,0308848	4,258	2,21e-05	***
X14_X15	0,0585962	0,0623307	0,9401	0,3473	
X14_X16	-0,142197	0,0671664	-2,117	0,0344	**
X14_X17	0,169321	0,0681653	2,484	0,0131	**
X14_X18	0,180371	0,0737601	2,445	0,0146	**
sq_VarPercentB~_2	-0,00382818	0,0309667	-0,1236	0,9016	
X15_X16	-0,0255498	0,0627330	-0,4073	0,6839	
X15_X17	0,0111826	0,0713367	0,1568	0,8755	
X15_X18	0,0517867	0,0686138	0,7548	0,4505	
sq_VarPercentB~_3	0,0580587	0,0315466	1,840	0,0659	*
X16_X17	0,0719215	0,0659725	1,090	0,2758	
X16_X18	0,0401840	0,0726150	0,5534	0,5801	
sq_VarPercentB~_4	-0,00535138	0,0327808	-0,1632	0,8703	
X17_X18	-0,0451550	0,0733908	-0,6153	0,5385	
sq_VarPercentB~_5	0,0229778	0,0314422	0,7308	0,4650	

R-quadrado não-ajustado = 0,201614

Estatística de teste: $TR^2 = 298,590284$,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(170) > 298,590284) = 0,000000$

De acordo com o teste de White acima, há presença de heteroscedasticidade já que o p-valor $\neq 0$ e a hipótese nula de presença de homocedasticidade é rejeitada. Portanto, o MQO corrigido para heteroscedasticidade será:

Modelo 2 - Heteroscedasticidade-corrigida, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_252

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	0,000294025	0,000281483	1,0446	0,2964
VarPercentCDS_252	0,00158901	0,00499173	0,3183	0,7503
VarPercentCDS_252_1	-0,00564228	0,00502402	-1,1231	0,2616
VarPercentCDS_252_2	-0,00381577	0,00495961	-0,7694	0,4418
VarPercentCDS_252_3	0,00517538	0,00533464	0,9701	0,3321
VarPercentCDS_252_4	-0,00387961	0,00524199	-0,7401	0,4594

VarPercentCDS_252_5	-0,00205196	0,00531344	-0,3862	0,6994	
VarPercentDOL	-0,0474879	0,0410579	-1,1566	0,2476	
VarPercentDOL_1	0,0293296	0,0413478	0,7093	0,4782	
VarPercentDOL_2	0,0858146	0,0420981	2,0384	0,0417	**
VarPercentDOL_3	-0,0041913	0,04088	-0,1025	0,9184	
VarPercentDOL_4	-0,0230329	0,043511	-0,5294	0,5966	
VarPercentDOL_5	-0,0550742	0,0422002	-1,3051	0,1921	
VarPercentBEIR_252_1	0,243329	0,0297755	8,1721	<0,0001	***
VarPercentBEIR_252_2	0,0462623	0,0302516	1,5293	0,1264	
VarPercentBEIR_252_3	0,049531	0,0287185	1,7247	0,0848	*
VarPercentBEIR_252_4	-0,0415139	0,0291846	-1,4225	0,1551	
VarPercentBEIR_252_5	0,0251103	0,0275778	0,9105	0,3627	

Estatísticas baseadas nos dados ponderados:

Soma resíd. quadrados	8452,742	E.P. da regressão	2,403680
R-quadrado	0,063929	R-quadrado ajustado	0,053052
F(17, 1463)	5,877433	P-valor(F)	3,00e-13
Log da verossimilhança	-3391,231	Critério de Akaike	6818,462
Critério de Schwarz	6913,871	Critério Hannan-Quinn	6854,028
rô	-0,061419	Durbin-Watson	2,122604

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	0,000489	D.P. var. dependente	0,011589
Soma resíd. quadrados	0,187910	E.P. da regressão	0,011333

Podemos concluir que, se tratando do vértice de 252 dias úteis a um nível de confiança de 5%, apenas é estatisticamente significativa os coeficientes estimados para a primeira defasagem das variações da inflação implícita e a segunda defasagem das variações cambiais. Os respectivos p-valores dos coeficientes foram 0,0001 e 0,0417.

A interpretação dos coeficientes fica que a variação de 1% na BEIR do período anterior resulta numa variação de 0,2433 p.p. na BEIR deste período. Com relação ao câmbio, a variação de 1% na taxa de 2 períodos anteriores resulta numa variação de 0,0858 p.p. na BEIR deste período.

Como não houveram variáveis contemporâneas que impactassem a um nível significativo a BEIR referente ao vértice de 252 dias úteis, podemos concluir que apenas a componente inercial teve resultado significativo.

5.2 Vértice de 504 dias úteis

Com relação ao vértice de 504 dias úteis, os resultados dos testes ADF para verificação de estacionariedade das séries temporais e do Teste de Cointegração de Engle-Granger foram:

Tabela 6 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentBEIR_504

incluindo 0 defasagens de (1-L)VarPercentBEIR_504
 (o máximo foi 23, critério AIC)
 dimensão de amostragem 1485
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,004
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,786399
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -30,9695$
 p-valor 9,861e-089

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2009-09-23:2015-06-02 (T = 1485)
 Variável dependente: d_VarPercentBEIR_504

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	9,31294e-05	0,000497640	0,1871	0,8516
VarPercentBEIR~_1	-0,786399	0,0253927	-30,97	9,86e-089 ***
time	2,90854e-07	5,79671e-07	0,5018	0,6159

AIC: -9589,43 BIC: -9573,52 HQC: -9583,5

Na Tabela 6, o p-valor assintótico do teste foi de 9,861e-089, ou seja, também muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentBEIR_504 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Tabela 7 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentCDS_504

incluindo 2 defasagens de (1-L)VarPercentCDS_504
 (o máximo foi 23, critério AIC)
 dimensão de amostragem 1483
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,003
 diferenças defasadas: $F(2, 1478) = 3,719 [0,0245]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,84515
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -21,3993$
 p-valor assintótico 8,729e-077

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2009-09-25:2015-06-02 (T = 1483)
 Variável dependente: d_VarPercentCDS_504

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-1,28241e-05	0,00217584	-0,005894	0,9953
VarPercentCDS~_1	-0,845150	0,0394943	-21,40	8,73e-077 ***
d_VarPercentCD~_1	0,00183912	0,0339701	0,05414	0,9568
d_VarPercentCD~_2	0,0549352	0,0259545	2,117	0,0345 **
time	1,49384e-06	2,53308e-06	0,5897	0,5555

AIC: -5206,8 BIC: -5180,29 HQC: -5196,91

Na Tabela 7, o p-valor assintótico do teste foi de $8,729e-077$, mais uma vez muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentCDS_504 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Verificada a estacionariedade das séries temporais, faremos agora o Teste de Cointegração de Engle-Granger. Foram utilizadas até 5 defasagens de todas as variáveis. O passo 1, que é a verificação de estacionariedade, já foi feito.

Tabela 8 - Teste de Cointegração das variáveis (VarPercentBEIR_504, VarPercentCDS_504 e VarPercentDOL)

Passo 4: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
MQO, usando as observações 2009-09-22:2015-06-02 (T = 1486)
Variável dependente: VarPercentBEIR_252

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,000271542	0,000602170	0,4509	0,6521
VarPercentCDS_252	-0,00167584	0,00537430	-0,3118	0,7552
VarPercentDOL	-0,0331517	0,0423178	-0,7834	0,4335
tíme	3,01712e-07	7,02406e-07	0,4295	0,6676
Média var. dependente	0,000479	D.P. var. dependente	0,011591	
Soma resíd. quadrados	0,199350	E.P. da regressão	0,011598	
R-quadrado	0,000764	R-quadrado ajustado	-0,001258	
Log da verossimilhança	4516,446	Critério de Akaike	-9024,891	
Critério de Schwarz	-9003,676	Critério Hannan-Quinn	-9016,984	
rô	0,198170	Durbin-Watson	1,601464	

Passo 5: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
dimensão de amostragem 1480
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: $F(5, 1474) = 3,611 [0,0030]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,683821
estatística de teste: $\tau_{ct}(3) = -13,9183$
p-valor assintótico 1

Após os resultados do Teste de Cointegração de Engle-Granger observamos que o p-valor assintótico igual a 1 ao testarmos a raiz unitária em uhat mostra que não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, podemos concluir que não há cointegração entre as séries em questão.

Verificada a ausência de cointegração, rodaremos um MQO com as defasagens e faremos o Teste de Heteroscedasticidade de White nos resíduos da regressão. Seguem resultados do MQO e do teste de White.

Modelo 3 - MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: VarPercentBEIR_504

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000392777	0,000252019	1,559	0,1193	
VarPercentCDS_504	-0,00276368	0,00668933	-0,4131	0,6796	
VarPercentCDS_~_1	-0,000496697	0,00676522	-0,07342	0,9415	
VarPercentCDS_~_2	-0,00408523	0,00677378	-0,6031	0,5465	
VarPercentCDS_~_3	0,00514607	0,00677349	0,7597	0,4475	
VarPercentCDS_~_4	-0,00461780	0,00675932	-0,6832	0,4946	
VarPercentCDS_~_5	0,00725712	0,00670176	1,083	0,2790	
VarPercentDOL	-0,0500065	0,0374423	-1,336	0,1819	
VarPercentDOL_1	-0,00359962	0,0376709	-0,09555	0,9239	
VarPercentDOL_2	-0,0231215	0,0376293	-0,6145	0,5390	
VarPercentDOL_3	-0,0520288	0,0376036	-1,384	0,1667	
VarPercentDOL_4	-0,0216216	0,0375764	-0,5754	0,5651	
VarPercentDOL_5	-0,0649762	0,0373125	-1,741	0,0818	*
VarPercentBEIR~_1	0,215744	0,0261363	8,255	3,37e-016	***
VarPercentBEIR~_2	-0,0144108	0,0267657	-0,5384	0,5904	
VarPercentBEIR~_3	-0,00229942	0,0267502	-0,08596	0,9315	
VarPercentBEIR~_4	-0,0128587	0,0269281	-0,4775	0,6331	
VarPercentBEIR~_5	0,0187069	0,0266326	0,7024	0,4825	
Média var. dependente	0,000387	D.P. var. dependente	0,009805		
Soma resíd. quadrados	0,134547	E.P. da regressão	0,009590		
R-quadrado	0,054317	R-quadrado ajustado	0,043328		
F(17, 1463)	4,942940	P-valor(F)	1,61e-10		
Log da verossimilhança	4789,877	Critério de Akaike	-9543,754		
Critério de Schwarz	-9448,345	Critério Hannan-Quinn	-9508,188		
rô	0,000612	Durbin-Watson	1,995590		

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 45 (VarPercentCDS_504_1)

Tabela 9 - Teste de White para a heteroscedasticidade

MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: uhat^2

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	5,25458e-05	1,01794e-05	5,162	2,82e-07	***
VarPercentCDS_504	-0,000140661	0,000154407	-0,9110	0,3625	
VarPercentCDS_~_1	0,000130978	0,000155382	0,8429	0,3994	
VarPercentCDS_~_2	-0,000184029	0,000156740	-1,174	0,2406	
VarPercentCDS_~_3	-5,10962e-05	0,000159362	-0,3206	0,7485	
VarPercentCDS_~_4	-4,48449e-05	0,000159679	-0,2808	0,7789	
VarPercentCDS_~_5	-4,62586e-05	0,000160234	-0,2887	0,7729	
VarPercentDOL	-0,00104525	0,000921092	-1,135	0,2567	
VarPercentDOL_1	-0,000308541	0,000923485	-0,3341	0,7384	
VarPercentDOL_2	0,00153952	0,000918497	1,676	0,0940	*
VarPercentDOL_3	-0,000490540	0,000912553	-0,5375	0,5910	
VarPercentDOL_4	-0,000143237	0,000918627	-0,1559	0,8761	
VarPercentDOL_5	0,000835196	0,000896682	0,9314	0,3518	
VarPercentBEIR~_1	0,000353351	0,000610952	0,5784	0,5631	
VarPercentBEIR~_2	0,000304021	0,000627190	0,4847	0,6279	
VarPercentBEIR~_3	-0,000432001	0,000624016	-0,6923	0,4889	
VarPercentBEIR~_4	-0,000185297	0,000625782	-0,2961	0,7672	
VarPercentBEIR~_5	-8,95288e-05	0,000618964	-0,1446	0,8850	
sq_VarPercentCDS~	0,00106855	0,00189491	0,5639	0,5729	
X2_X3	0,00128555	0,00404417	0,3179	0,7506	
X2_X4	-0,00338861	0,00361087	-0,9384	0,3482	
X2_X5	-0,00685656	0,00386934	-1,772	0,0766	*
X2_X6	-0,00328594	0,00406812	-0,8077	0,4194	
X2_X7	0,000671946	0,00391025	0,1718	0,8636	
X2_X8	0,0254979	0,0223882	1,139	0,2550	

X2_X9	0,0197337	0,0235671	0,8373	0,4026	
X2_X10	-0,0164086	0,0235281	-0,6974	0,4857	
X2_X11	0,0445106	0,0240794	1,848	0,0648	*
X2_X12	0,0766659	0,0237149	3,233	0,0013	***
X2_X13	0,0433851	0,0247413	1,754	0,0797	*
X2_X14	-0,0147758	0,0173089	-0,8537	0,3935	
X2_X15	-0,0154907	0,0173851	-0,8910	0,3731	
X2_X16	0,0146056	0,0177496	0,8229	0,4107	
X2_X17	-0,0147221	0,0172810	-0,8519	0,3944	
X2_X18	0,0156679	0,0167853	0,9334	0,3508	
sq_VarPercentC~_1	-0,00125078	0,00213165	-0,5868	0,5575	
X3_X4	-0,00604980	0,00417182	-1,450	0,1473	
X3_X5	-0,00278892	0,00381169	-0,7317	0,4645	
X3_X6	0,00222420	0,00392015	0,5674	0,5706	
X3_X7	0,00218547	0,00416594	0,5246	0,5999	
X3_X8	0,0163328	0,0233600	0,6992	0,4846	
X3_X9	0,0371918	0,0228204	1,630	0,1034	
X3_X10	0,0253587	0,0240339	1,055	0,2916	
X3_X11	0,0174232	0,0245827	0,7088	0,4786	
X3_X12	0,00462637	0,0243043	0,1904	0,8491	
X3_X13	-0,0374682	0,0246576	-1,520	0,1289	
X3_X14	0,0240982	0,0170424	1,414	0,1576	
X3_X15	-0,0260520	0,0173990	-1,497	0,1345	
X3_X16	-0,00927464	0,0179340	-0,5172	0,6051	
X3_X17	0,0408906	0,0180696	2,263	0,0238	**
X3_X18	-0,0156970	0,0172145	-0,9119	0,3620	
sq_VarPercentC~_2	0,00264077	0,00212483	1,243	0,2142	
X4_X5	0,000494914	0,00417455	0,1186	0,9056	
X4_X6	-0,00343052	0,00378449	-0,9065	0,3649	
X4_X7	0,00447224	0,00389685	1,148	0,2513	
X4_X8	0,0359989	0,0232653	1,547	0,1220	
X4_X9	0,00983523	0,0233345	0,4215	0,6735	
X4_X10	-0,0343184	0,0232379	-1,477	0,1400	
X4_X11	-0,00926342	0,0238135	-0,3890	0,6973	
X4_X12	0,0277752	0,0249523	1,113	0,2659	
X4_X13	0,00320491	0,0239179	0,1340	0,8934	
X4_X14	0,00927828	0,0177951	0,5214	0,6022	
X4_X15	0,000839914	0,0169950	0,04942	0,9606	
X4_X16	-0,00792286	0,0173181	-0,4575	0,6474	
X4_X17	-0,00153885	0,0176951	-0,08696	0,9307	
X4_X18	-0,0103447	0,0178339	-0,5801	0,5620	
sq_VarPercentC~_3	0,00144563	0,00215967	0,6694	0,5034	
X5_X6	0,00264108	0,00416389	0,6343	0,5260	
X5_X7	0,000728063	0,00380321	0,1914	0,8482	
X5_X8	0,0325261	0,0232825	1,397	0,1626	
X5_X9	0,0461252	0,0237156	1,945	0,0520	*
X5_X10	-0,0489244	0,0235037	-2,082	0,0376	**
X5_X11	-0,0376706	0,0233477	-1,613	0,1069	
X5_X12	0,00227989	0,0240017	0,09499	0,9243	
X5_X13	-0,0197507	0,0244515	-0,8077	0,4194	
X5_X14	-0,0409644	0,0168660	-2,429	0,0153	**
X5_X15	0,000691907	0,0179324	0,03858	0,9692	
X5_X16	0,00551460	0,0170370	0,3237	0,7462	
X5_X17	-0,00780717	0,0173839	-0,4491	0,6534	
X5_X18	0,000483183	0,0172624	0,02799	0,9777	
sq_VarPercentC~_4	-0,000144348	0,00215395	-0,06702	0,9466	
X6_X7	0,00122934	0,00412717	0,2979	0,7659	
X6_X8	0,0107203	0,0232629	0,4608	0,6450	
X6_X9	0,0169991	0,0231554	0,7341	0,4630	
X6_X10	-0,0214917	0,0242515	-0,8862	0,3757	
X6_X11	-0,0114926	0,0235212	-0,4886	0,6252	
X6_X12	-0,0228918	0,0229950	-0,9955	0,3197	
X6_X13	-0,0313851	0,0226730	-1,384	0,1665	
X6_X14	-0,0256484	0,0183089	-1,401	0,1615	
X6_X15	-0,0243570	0,0173131	-1,407	0,1597	

X6_X16	0,00847490	0,0178584	0,4746	0,6352	
X6_X17	0,0124953	0,0168500	0,7416	0,4585	
X6_X18	-0,0134029	0,0174448	-0,7683	0,4424	
sq_VarPercentC~_5	-0,000794624	0,00211522	-0,3757	0,7072	
X7_X8	-0,0107146	0,0230362	-0,4651	0,6419	
X7_X9	-0,0260409	0,0235660	-1,105	0,2694	
X7_X10	0,00735986	0,0233093	0,3157	0,7522	
X7_X11	0,00911884	0,0240765	0,3787	0,7049	
X7_X12	0,00973283	0,0238612	0,4079	0,6834	
X7_X13	-0,0263818	0,0232654	-1,134	0,2570	
X7_X14	-0,0198682	0,0180469	-1,101	0,2711	
X7_X15	-0,00730945	0,0180651	-0,4046	0,6858	
X7_X16	-0,0135960	0,0170885	-0,7956	0,4264	
X7_X17	0,0206173	0,0178023	1,158	0,2470	
X7_X18	0,00438286	0,0168713	0,2598	0,7951	
sq_VarPercentDOL	-0,00676366	0,0707482	-0,09560	0,9239	
X8_X9	-0,162753	0,118451	-1,374	0,1697	
X8_X10	-0,0601018	0,121210	-0,4959	0,6201	
X8_X11	-0,0894621	0,115786	-0,7726	0,4399	
X8_X12	-0,0274566	0,121977	-0,2251	0,8219	
X8_X13	0,108080	0,130002	0,8314	0,4059	
X8_X14	0,165901	0,0936418	1,772	0,0767	*
X8_X15	0,148924	0,0875891	1,700	0,0893	*
X8_X16	0,119809	0,0990490	1,210	0,2267	
X8_X17	0,0751683	0,0900609	0,8346	0,4041	
X8_X18	-0,0775960	0,0984852	-0,7879	0,4309	
sq_VarPercentD~_1	-0,151564	0,0728006	-2,082	0,0375	**
X9_X10	0,00814062	0,119488	0,06813	0,9457	
X9_X11	-0,182310	0,123773	-1,473	0,1410	
X9_X12	-0,0975893	0,116808	-0,8355	0,4036	
X9_X13	0,121381	0,121428	0,9996	0,3177	
X9_X14	0,0181220	0,0895341	0,2024	0,8396	
X9_X15	-0,00759212	0,0967947	-0,07844	0,9375	
X9_X16	0,0815756	0,0859400	0,9492	0,3427	
X9_X17	0,0116661	0,100959	0,1156	0,9080	
X9_X18	-0,0316757	0,0892648	-0,3549	0,7228	
sq_VarPercentD~_2	0,0790715	0,0735990	1,074	0,2829	
X10_X11	0,180165	0,118174	1,525	0,1276	
X10_X12	-0,172189	0,124163	-1,387	0,1657	
X10_X13	0,0485849	0,113495	0,4281	0,6687	
X10_X14	0,0582105	0,0987687	0,5894	0,5557	
X10_X15	0,0326958	0,0926488	0,3529	0,7242	
X10_X16	-0,00413543	0,0966971	-0,04277	0,9659	
X10_X17	-0,0322506	0,0849041	-0,3798	0,7041	
X10_X18	-0,0813131	0,0995697	-0,8166	0,4143	
sq_VarPercentD~_3	0,118156	0,0750251	1,575	0,1155	
X11_X12	0,281637	0,118995	2,367	0,0181	**
X11_X13	0,0624887	0,120797	0,5173	0,6050	
X11_X14	0,323882	0,0885993	3,656	0,0003	***
X11_X15	0,00869614	0,0994562	0,08744	0,9303	
X11_X16	0,0376331	0,0910582	0,4133	0,6795	
X11_X17	0,203599	0,0978993	2,080	0,0377	**
X11_X18	0,0643353	0,0835462	0,7701	0,4414	
sq_VarPercentD~_4	0,101097	0,0751151	1,346	0,1786	
X12_X13	0,116099	0,118202	0,9822	0,3262	
X12_X14	0,276759	0,0917902	3,015	0,0026	***
X12_X15	0,0294958	0,0901664	0,3271	0,7436	
X12_X16	0,0880942	0,0997121	0,8835	0,3771	
X12_X17	-0,00186284	0,0922141	-0,02020	0,9839	
X12_X18	0,154981	0,0946521	1,637	0,1018	
sq_VarPercentD~_5	0,176937	0,0731409	2,419	0,0157	**
X13_X14	0,0826182	0,0898666	0,9193	0,3581	
X13_X15	0,0986358	0,0946678	1,042	0,2976	
X13_X16	-0,121705	0,0879322	-1,384	0,1666	
X13_X17	0,00807837	0,101435	0,07964	0,9365	

X13_X18	-0,102005	0,0918441	-1,111	0,2669	
sq_VarPercentB~_1	0,0834202	0,0284797	2,929	0,0035	***
X14_X15	0,0665989	0,0589142	1,130	0,2585	
X14_X16	0,0790956	0,0572741	1,381	0,1675	
X14_X17	0,152788	0,0651049	2,347	0,0191	**
X14_X18	0,0295056	0,0570436	0,5172	0,6051	
sq_VarPercentB~_2	0,0696638	0,0282909	2,462	0,0139	**
X15_X16	0,00390970	0,0587258	0,06658	0,9469	
X15_X17	-0,0620432	0,0618562	-1,003	0,3160	
X15_X18	0,0494758	0,0648852	0,7625	0,4459	
sq_VarPercentB~_3	-0,0103396	0,0285410	-0,3623	0,7172	
X16_X17	0,0789668	0,0576155	1,371	0,1707	
X16_X18	0,0359153	0,0599740	0,5988	0,5494	
sq_VarPercentB~_4	0,0367485	0,0298791	1,230	0,2190	
X17_X18	0,0287371	0,0624385	0,4602	0,6454	
sq_VarPercentB~_5	0,0272259	0,0294320	0,9250	0,3551	

R-quadrado não-ajustado = 0,177862

Estatística de teste: $TR^2 = 263,413608$,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(170) > 263,413608) = 0,000006$

De acordo com o teste de White acima, há presença de heteroscedasticidade já que o p-valor = 0,000006 e a hipótese nula de presença de homocedasticidade é rejeitada. Portanto, o MQO corrigido para heteroscedasticidade será:

Modelo 4 - Heteroscedasticidade-corrigida, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_504

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000389002	0,000238057	1,634	0,1025	
VarPercentCDS_504	-0,00766227	0,00672467	-1,139	0,2547	
VarPercentCDS~_1	0,000952177	0,00687934	0,1384	0,8899	
VarPercentCDS~_2	-0,00306488	0,00668636	-0,4584	0,6467	
VarPercentCDS~_3	0,00717976	0,00622784	1,153	0,2492	
VarPercentCDS~_4	-0,00150656	0,00609596	-0,2471	0,8048	
VarPercentCDS~_5	0,00592416	0,00621436	0,9533	0,3406	
VarPercentDOL	-0,0337652	0,0386125	-0,8745	0,3820	
VarPercentDOL_1	0,0336436	0,0379272	0,8871	0,3752	
VarPercentDOL_2	-0,0281355	0,0372413	-0,7555	0,4501	
VarPercentDOL_3	-0,0619796	0,0350004	-1,771	0,0768	*
VarPercentDOL_4	-0,0340208	0,0382290	-0,8899	0,3737	
VarPercentDOL_5	-0,0571915	0,0370106	-1,545	0,1225	
VarPercentBEIR~_1	0,253174	0,0305207	8,295	2,43e-016	***
VarPercentBEIR~_2	0,00863683	0,0291210	0,2966	0,7668	
VarPercentBEIR~_3	-0,0305357	0,0275554	-1,108	0,2680	
VarPercentBEIR~_4	-0,00362332	0,0290014	-0,1249	0,9006	
VarPercentBEIR~_5	0,00799136	0,0278151	0,2873	0,7739	

Estatísticas baseadas nos dados ponderados:

Soma resíd. quadrados	8311,728	E.P. da regressão	2,383546
R-quadrado	0,055326	R-quadrado ajustado	0,044349
F(17, 1463)	5,040145	P-valor(F)	8,41e-11
Log da verossimilhança	-3378,773	Critério de Akaike	6793,547
Critério de Schwarz	6888,955	Critério Hannan-Quinn	6829,113
rô	-0,035768	Durbin-Watson	2,068276

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente 0,000387 D.P. var. dependente 0,009805
 Soma resíd. quadrados 0,135150 E.P. da regressão 0,009611

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 53 (VarPercentBEIR_504_4)

Podemos concluir que, se tratando do vértice de 504 dias úteis a um nível de confiança de 5%, apenas é estatisticamente significativa os coeficientes estimados para a primeira defasagem das variações da inflação implícita. O respectivo p-valor do coeficiente foi 2,43e-016 (aproximadamente zero).

A interpretação do coeficiente fica que a variação de 1% na BEIR do período anterior resulta numa variação de 0,2531 p.p. na BEIR deste período. Como não houveram variáveis contemporâneas que impactassem a um nível significativo a BEIR referente ao vértice de 504 dias úteis, podemos concluir que apenas a componente inercial teve resultado significativo.

5.3 Vértice de 756 dias úteis

Com relação ao vértice de 756 dias úteis, os resultados dos testes ADF para verificação de estacionariedade das séries temporais e do Teste de Cointegração de Engle-Granger foram:

Tabela 10 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentBEIR_756

incluindo 0 defasagens de (1-L)VarPercentBEIR_756
 (o máximo foi 23, critério AIC)
 dimensão de amostragem 1485
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,004
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,843141
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -32,7983$
 p-valor 8,312e-090

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2009-09-23:2015-06-02 (T = 1485)
 Variável dependente: d_VarPercentBEIR_756

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000121520	0,000517273	-0,2349	0,8143
VarPercentBEIR~_1	-0,843141	0,0257069	-32,80	8,31e-090 ***
time	4,94289e-07	6,02648e-07	0,8202	0,4122

AIC: -9474,67 BIC: -9458,76 HQC: -9468,74

Na Tabela 10, o p-valor assintótico do teste foi de 8,312e-090, ou seja, também muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz

unitária. VarPercentBEIR_756 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Tabela 11 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentCDS_756

incluindo 3 defasagens de (1-L)VarPercentCDS_756
(o máximo foi 23, critério AIC)
dimensão de amostragem 1482
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
diferenças defasadas: $F(3, 1476) = 4,125 [0,0063]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,8852
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -19,9479$
p-valor assintótico 4,053e-069

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2009-09-28:2015-06-02 (T = 1482)
Variável dependente: d_VarPercentCDS_756

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-8,35044e-06	0,00183769	-0,004544	0,9964	
VarPercentCDS_~_1	-0,885200	0,0443756	-19,95	4,05e-069	***
d_VarPercentCD~_1	0,0731250	0,0388407	1,883	0,0599	*
d_VarPercentCD~_2	0,112853	0,0333211	3,387	0,0007	***
d_VarPercentCD~_3	0,0515552	0,0259668	1,985	0,0473	**
tíme	1,26256e-06	2,13867e-06	0,5903	0,5550	

AIC: -5706,96 BIC: -5675,15 HQC: -5695,1

Na Tabela 11, o p-valor assintótico do teste foi de 4,053e-069, mais uma vez muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentCDS_756 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Verificada a estacionariedade das séries temporais, faremos agora o Teste de Cointegração de Engle-Granger. Foram utilizadas até 5 defasagens de todas as variáveis. O passo 1, que é a verificação de estacionariedade, já foi feito.

Tabela 12 - Teste de Cointegração das variáveis (VarPercentBEIR_756, VarPercentCDS_756 e VarPercentDOL)

Passo 2: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
MQO, usando as observações 2009-09-22:2015-06-02 (T = 1486)
Variável dependente: VarPercentBEIR_252

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,000271542	0,000602170	0,4509	0,6521
VarPercentCDS_252	-0,00167584	0,00537430	-0,3118	0,7552
VarPercentDOL	-0,0331517	0,0423178	-0,7834	0,4335
tíme	3,01712e-07	7,02406e-07	0,4295	0,6676
Média var. dependente	0,000479	D.P. var. dependente		0,011591
Soma resíd. quadrados	0,199350	E.P. da regressão		0,011598
R-quadrado	0,000764	R-quadrado ajustado		-0,001258

Log da verossimilhança	4516,446	Critério de Akaike	-9024,891
Critério de Schwarz	-9003,676	Critério Hannan-Quinn	-9016,984
rô	0,198170	Durbin-Watson	1,601464

Passo 3: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
dimensão de amostragem 1480
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: $F(5, 1474) = 3,611 [0,0030]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,683821
estatística de teste: $\tau_{ct}(3) = -13,9183$
p-valor assintótico 1

Após os resultados do Teste de Cointegração de Engle-Granger observamos que o p-valor assintótico igual a 1 ao testarmos a raiz unitária em uhat mostra que não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, podemos concluir que não há cointegração entre as séries em questão.

Verificada a ausência de cointegração, rodaremos um MQO com as defasagens e faremos o Teste de Heteroscedasticidade de White nos resíduos da regressão. Seguem resultados do MQO e do teste de White.

Modelo 5: MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: VarPercentBEIR_756

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000327639	0,000261386	1,253	0,2102	
VarPercentCDS_756	0,00118536	0,00830013	0,1428	0,8865	
VarPercentCDS~_1	0,00270247	0,00842022	0,3209	0,7483	
VarPercentCDS~_2	-0,00197256	0,00843058	-0,2340	0,8150	
VarPercentCDS~_3	-0,00177759	0,00843181	-0,2108	0,8331	
VarPercentCDS~_4	0,00115479	0,00841358	0,1373	0,8908	
VarPercentCDS~_5	0,00826499	0,00831261	0,9943	0,3203	
VarPercentDOL	-0,0378912	0,0393080	-0,9640	0,3352	
VarPercentDOL_1	-0,00305450	0,0395493	-0,07723	0,9384	
VarPercentDOL_2	-0,0241673	0,0394959	-0,6119	0,5407	
VarPercentDOL_3	-0,101607	0,0394397	-2,576	0,0101	**
VarPercentDOL_4	-0,0127897	0,0394190	-0,3245	0,7456	
VarPercentDOL_5	-0,0279895	0,0391351	-0,7152	0,4746	
VarPercentBEIR~_1	0,157347	0,0262068	6,004	2,42e-09	***
VarPercentBEIR~_2	-0,0139734	0,0266063	-0,5252	0,5995	
VarPercentBEIR~_3	-0,0340411	0,0266286	-1,278	0,2013	
VarPercentBEIR~_4	0,0138896	0,0267355	0,5195	0,6035	
VarPercentBEIR~_5	0,00906044	0,0267843	0,3383	0,7352	
Média var. dependente	0,000293	D.P. var. dependente	0,010078		
Soma resíd. quadrados	0,145057	E.P. da regressão	0,009957		
R-quadrado	0,035027	R-quadrado ajustado	0,023814		
F(17, 1463)	3,123772	P-valor(F)	0,000018		
Log da verossimilhança	4734,183	Critério de Akaike	-9432,366		
Critério de Schwarz	-9336,958	Critério Hannan-Quinn	-9396,800		
rô	0,000635	Durbin-Watson	1,992737		

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 33 (VarPercentDOL_1)

Tabela 13 - Teste de White para a heteroscedasticidade

MQ0, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: uhat²

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	6,02548e-05	1,02608e-05	5,872	5,44e-09	***
VarPercentCDS_756	0,000128961	0,000189159	0,6818	0,4955	
VarPercentCDS_~_1	4,14515e-05	0,000192003	0,2159	0,8291	
VarPercentCDS_~_2	5,31422e-05	0,000193994	0,2739	0,7842	
VarPercentCDS_~_3	-0,000373903	0,000199849	-1,871	0,0616	*
VarPercentCDS_~_4	2,39854e-05	0,000198247	0,1210	0,9037	
VarPercentCDS_~_5	-3,70013e-06	0,000198141	-0,01867	0,9851	
VarPercentDOL	-0,000527417	0,000937551	-0,5625	0,5738	
VarPercentDOL_1	0,000381774	0,000947458	0,4029	0,6871	
VarPercentDOL_2	0,000367487	0,000946245	0,3884	0,6978	
VarPercentDOL_3	-0,000613335	0,000942378	-0,6508	0,5153	
VarPercentDOL_4	0,000466725	0,000931461	0,5011	0,6164	
VarPercentDOL_5	0,000862505	0,000909813	0,9480	0,3433	
VarPercentBEIR~_1	0,000645577	0,000594687	1,086	0,2779	
VarPercentBEIR~_2	0,000588292	0,000601329	0,9783	0,3281	
VarPercentBEIR~_3	-0,000495108	0,000601966	-0,8225	0,4110	
VarPercentBEIR~_4	8,94730e-05	0,000605096	0,1479	0,8825	
VarPercentBEIR~_5	0,000710034	0,000598613	1,186	0,2358	
sq_VarPercentCDS~	0,00195592	0,00268241	0,7292	0,4660	
X2_X3	-0,000287137	0,00573198	-0,05009	0,9601	
X2_X4	-0,00213998	0,00496283	-0,4312	0,6664	
X2_X5	-0,00946238	0,00611322	-1,548	0,1219	
X2_X6	0,0108100	0,00596185	1,813	0,0700	*
X2_X7	0,000740955	0,00578632	0,1281	0,8981	
X2_X8	-0,0182835	0,0271595	-0,6732	0,5009	
X2_X9	-0,00416446	0,0271191	-0,1536	0,8780	
X2_X10	-0,00753279	0,0259538	-0,2902	0,7717	
X2_X11	-0,0115804	0,0303625	-0,3814	0,7030	
X2_X12	0,0333668	0,0297495	1,122	0,2622	
X2_X13	-0,0259869	0,0295672	-0,8789	0,3796	
X2_X14	-0,0513427	0,0211115	-2,432	0,0152	**
X2_X15	-0,0451180	0,0201544	-2,239	0,0253	**
X2_X16	-0,00945611	0,0199749	-0,4734	0,6360	
X2_X17	-0,0225190	0,0199255	-1,130	0,2586	
X2_X18	-0,00473620	0,0183780	-0,2577	0,7967	
sq_VarPercentC~_1	-0,00577412	0,00311753	-1,852	0,0642	*
X3_X4	-0,00783699	0,00584759	-1,340	0,1804	
X3_X5	-0,00395349	0,00528704	-0,7478	0,4547	
X3_X6	0,00596003	0,00616327	0,9670	0,3337	
X3_X7	-0,00677228	0,00624200	-1,085	0,2781	
X3_X8	0,00460787	0,0260160	0,1771	0,8594	
X3_X9	0,0787209	0,0280313	2,808	0,0051	***
X3_X10	0,0302421	0,0273206	1,107	0,2685	
X3_X11	0,0402864	0,0270243	1,491	0,1363	
X3_X12	0,0485131	0,0307258	1,579	0,1146	
X3_X13	-0,0125016	0,0294071	-0,4251	0,6708	
X3_X14	-0,00143952	0,0205184	-0,07016	0,9441	
X3_X15	0,0139120	0,0217132	0,6407	0,5218	
X3_X16	0,0201331	0,0205636	0,9791	0,3277	
X3_X17	0,0495318	0,0201709	2,456	0,0142	**
X3_X18	0,00714951	0,0205290	0,3483	0,7277	
sq_VarPercentC~_2	0,00493740	0,00321257	1,537	0,1246	
X4_X5	0,00310969	0,00607649	0,5118	0,6089	
X4_X6	0,00765029	0,00544384	1,405	0,1602	
X4_X7	0,00937147	0,00596650	1,571	0,1165	

X4_X8	0,000357022	0,0283774	0,01258	0,9900	
X4_X9	0,00883921	0,0267460	0,3305	0,7411	
X4_X10	-0,0225636	0,0283245	-0,7966	0,4258	
X4_X11	-0,0620014	0,0273186	-2,270	0,0234	**
X4_X12	-0,00752343	0,0274978	-0,2736	0,7844	
X4_X13	-0,0530608	0,0306458	-1,731	0,0836	*
X4_X14	0,00928252	0,0213051	0,4357	0,6631	
X4_X15	-0,0246300	0,0212880	-1,157	0,2475	
X4_X16	-0,0398026	0,0219358	-1,815	0,0698	*
X4_X17	-0,0190852	0,0207479	-0,9199	0,3578	
X4_X18	-0,00757072	0,0202420	-0,3740	0,7085	
sq_VarPercentC~_3	-0,00277097	0,00329165	-0,8418	0,4000	
X5_X6	0,00267690	0,00603697	0,4434	0,6575	
X5_X7	0,00611811	0,00537255	1,139	0,2550	
X5_X8	0,0485253	0,0286563	1,693	0,0906	*
X5_X9	0,0639120	0,0287438	2,224	0,0264	**
X5_X10	-0,0343734	0,0274848	-1,251	0,2113	
X5_X11	-0,00268113	0,0283543	-0,09456	0,9247	
X5_X12	0,00542270	0,0274190	0,1978	0,8433	
X5_X13	-0,0230297	0,0270955	-0,8499	0,3955	
X5_X14	-0,0415181	0,0194629	-2,133	0,0331	**
X5_X15	0,00310415	0,0214448	0,1448	0,8849	
X5_X16	0,0139821	0,0211457	0,6612	0,5086	
X5_X17	0,00192179	0,0218411	0,08799	0,9299	
X5_X18	-0,00849428	0,0206920	-0,4105	0,6815	
sq_VarPercentC~_4	-0,000627908	0,00326249	-0,1925	0,8474	
X6_X7	-0,00540831	0,00586788	-0,9217	0,3569	
X6_X8	-0,0104648	0,0279271	-0,3747	0,7079	
X6_X9	-0,0213660	0,0286787	-0,7450	0,4564	
X6_X10	-0,0744597	0,0288920	-2,577	0,0101	**
X6_X11	-0,0160481	0,0267405	-0,6001	0,5485	
X6_X12	0,0148207	0,0276046	0,5369	0,5914	
X6_X13	0,00373324	0,0256237	0,1457	0,8842	
X6_X14	-0,0344326	0,0226678	-1,519	0,1290	
X6_X15	-0,0257108	0,0200088	-1,285	0,1990	
X6_X16	0,0116806	0,0211752	0,5516	0,5813	
X6_X17	-0,0166618	0,0210242	-0,7925	0,4282	
X6_X18	-0,00969147	0,0217486	-0,4456	0,6560	
sq_VarPercentC~_5	0,00174869	0,00311474	0,5614	0,5746	
X7_X8	0,00631833	0,0283327	0,2230	0,8236	
X7_X9	0,0438924	0,0277725	1,580	0,1143	
X7_X10	-0,0287791	0,0284754	-1,011	0,3124	
X7_X11	0,0196139	0,0282666	0,6939	0,4879	
X7_X12	0,0273202	0,0267103	1,023	0,3066	
X7_X13	-0,0358886	0,0271052	-1,324	0,1857	
X7_X14	-0,0113180	0,0212953	-0,5315	0,5952	
X7_X15	-0,0418339	0,0217251	-1,926	0,0544	*
X7_X16	-0,00548623	0,0196584	-0,2791	0,7802	
X7_X17	0,0333748	0,0205250	1,626	0,1042	
X7_X18	-0,0388973	0,0204304	-1,904	0,0571	*
sq_VarPercentDOL	0,0904578	0,0715816	1,264	0,2066	
X8_X9	-0,110601	0,120679	-0,9165	0,3596	
X8_X10	0,0653367	0,124244	0,5259	0,5991	
X8_X11	0,0123492	0,123628	0,09989	0,9204	
X8_X12	-0,0876286	0,125337	-0,6991	0,4846	
X8_X13	0,0654352	0,134045	0,4882	0,6255	
X8_X14	0,161623	0,0880286	1,836	0,0666	*
X8_X15	0,189061	0,0910208	2,077	0,0380	**
X8_X16	0,188871	0,0962364	1,963	0,0499	**
X8_X17	0,0843982	0,0924427	0,9130	0,3614	
X8_X18	0,0218424	0,0938990	0,2326	0,8161	
sq_VarPercentD~_1	-0,168039	0,0737537	-2,278	0,0229	**
X9_X10	-0,0761157	0,123070	-0,6185	0,5364	
X9_X11	-0,206929	0,126008	-1,642	0,1008	
X9_X12	-0,244920	0,123566	-1,982	0,0477	**

X9_X13	0,0157487	0,124471	0,1265	0,8993	
X9_X14	0,0635838	0,0870598	0,7303	0,4653	
X9_X15	0,0363399	0,0904111	0,4019	0,6878	
X9_X16	-0,00353739	0,0889867	-0,03975	0,9683	
X9_X17	-0,0348091	0,0975889	-0,3567	0,7214	
X9_X18	-0,0167509	0,0938770	-0,1784	0,8584	
sq_VarPercentD~_2	0,0639424	0,0752703	0,8495	0,3958	
X10_X11	0,146066	0,121942	1,198	0,2312	
X10_X12	0,137859	0,127113	1,085	0,2783	
X10_X13	0,266711	0,121775	2,190	0,0287	**
X10_X14	0,0993384	0,0973793	1,020	0,3079	
X10_X15	0,108178	0,0899608	1,203	0,2294	
X10_X16	0,202978	0,0906965	2,238	0,0254	**
X10_X17	0,100263	0,0880710	1,138	0,2551	
X10_X18	0,0657920	0,0964718	0,6820	0,4954	
sq_VarPercentD~_3	0,0998282	0,0764982	1,305	0,1921	
X11_X12	0,0954437	0,120846	0,7898	0,4298	
X11_X13	0,156691	0,123045	1,273	0,2031	
X11_X14	0,283885	0,0915294	3,102	0,0020	***
X11_X15	0,00501656	0,0982547	0,05106	0,9593	
X11_X16	0,0759208	0,0900886	0,8427	0,3995	
X11_X17	0,225980	0,0922891	2,449	0,0145	**
X11_X18	0,0702433	0,0898772	0,7815	0,4346	
sq_VarPercentD~_4	-0,0137393	0,0757269	-0,1814	0,8561	
X12_X13	-0,143878	0,119981	-1,199	0,2307	
X12_X14	0,0547480	0,0888231	0,6164	0,5378	
X12_X15	0,103708	0,0934500	1,110	0,2673	
X12_X16	0,0530524	0,0998347	0,5314	0,5952	
X12_X17	0,0332883	0,0906056	0,3674	0,7134	
X12_X18	0,178299	0,0898065	1,985	0,0473	**
sq_VarPercentD~_5	0,105500	0,0727131	1,451	0,1470	
X13_X14	0,0536399	0,0894471	0,5997	0,5488	
X13_X15	0,215134	0,0900498	2,389	0,0170	**
X13_X16	-0,193799	0,0950100	-2,040	0,0416	**
X13_X17	-0,0331032	0,0984687	-0,3362	0,7368	
X13_X18	0,0617379	0,0900046	0,6859	0,4929	
sq_VarPercentB~_1	0,0805548	0,0291137	2,767	0,0057	***
X14_X15	-0,00970986	0,0516000	-0,1882	0,8508	
X14_X16	0,0747134	0,0546709	1,367	0,1720	
X14_X17	-0,00999511	0,0569915	-0,1754	0,8608	
X14_X18	0,0792741	0,0542105	1,462	0,1439	
sq_VarPercentB~_2	0,0703121	0,0295729	2,378	0,0176	**
X15_X16	-0,0248987	0,0527762	-0,4718	0,6372	
X15_X17	-0,00113972	0,0539972	-0,02111	0,9832	
X15_X18	-0,000571135	0,0567456	-0,01006	0,9920	
sq_VarPercentB~_3	0,0167947	0,0305479	0,5498	0,5826	
X16_X17	0,101875	0,0531253	1,918	0,0554	*
X16_X18	0,108008	0,0585677	1,844	0,0654	*
sq_VarPercentB~_4	0,0756867	0,0304433	2,486	0,0130	**
X17_X18	0,0838672	0,0548283	1,530	0,1263	
sq_VarPercentB~_5	0,0298916	0,0304942	0,9802	0,3272	

R-quadrado não-ajustado = 0,188342

Estatística de teste: $TR^2 = 278,933949$,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(170) > 278,933949) = 0,000000$

De acordo com o teste de White acima, há presença de heteroscedasticidade já que o p-valor = 0,000000 e a hipótese nula de presença de homocedasticidade é rejeitada. Portanto, o MQO corrigido para heteroscedasticidade será:

Modelo 6: Heteroscedasticidade-corrigida, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_756

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000409854	0,000244507	1,676	0,0939	*
VarPercentCDS_756	-0,00179982	0,00793028	-0,2270	0,8205	
VarPercentCDS_~_1	0,00224588	0,00803850	0,2794	0,7800	
VarPercentCDS_~_2	-0,00234818	0,00815702	-0,2879	0,7735	
VarPercentCDS_~_3	0,00483643	0,00798133	0,6060	0,5446	
VarPercentCDS_~_4	0,000497387	0,00742304	0,06701	0,9466	
VarPercentCDS_~_5	0,00691230	0,00634483	1,089	0,2761	
VarPercentDOL	-0,0298049	0,0379201	-0,7860	0,4320	
VarPercentDOL_1	0,0289205	0,0374189	0,7729	0,4397	
VarPercentDOL_2	-0,0347873	0,0362356	-0,9600	0,3372	
VarPercentDOL_3	-0,104028	0,0377116	-2,759	0,0059	***
VarPercentDOL_4	0,000289541	0,0393111	0,007365	0,9941	
VarPercentDOL_5	-0,00740396	0,0386939	-0,1913	0,8483	
VarPercentBEIR~_1	0,177741	0,0303419	5,858	5,78e-09	***
VarPercentBEIR~_2	0,0109924	0,0288197	0,3814	0,7029	
VarPercentBEIR~_3	-0,0475762	0,0289230	-1,645	0,1002	
VarPercentBEIR~_4	0,0110270	0,0280437	0,3932	0,6942	
VarPercentBEIR~_5	0,0176690	0,0275480	0,6414	0,5214	

Estatísticas baseadas nos dados ponderados:

Soma resíd. quadrados	8231,982	E.P. da regressão	2,372084
R-quadrado	0,035773	R-quadrado ajustado	0,024568
F(17, 1463)	3,192757	P-valor(F)	0,000012
Log da verossimilhança	-3371,635	Critério de Akaike	6779,269
Critério de Schwarz	6874,678	Critério Hannan-Quinn	6814,835
rô	-0,019009	Durbin-Watson	2,031875

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	0,000293	D.P. var. dependente	0,010078
Soma resíd. quadrados	0,145462	E.P. da regressão	0,009971

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 41 (VarPercentDOL_4)

Podemos concluir que, se tratando do vértice de 756 dias úteis a um nível de confiança de 5%, apenas é estatisticamente significativa os coeficientes estimados para a primeira defasagem das variações da inflação implícita e para a terceira defasagem das variações cambiais. Os respectivos p-valores dos coeficientes foram 2,43e-016 (aproximadamente zero) e 0,0059.

A interpretação do coeficiente fica que a variação de 1% na BEIR do período anterior resulta numa variação de 0,1777p.p. na BEIR deste período. Com relação às variações cambiais, a variação de 1% da terceira defasagem impacta em -0,1040 p.p. na variação da BEIR deste período. Como não houveram variáveis contemporâneas que impactassem a um nível significativo a BEIR referente ao vértice de 756 dias úteis, podemos concluir que apenas a componente inercial teve resultado significativo.

5.4 Vértice de 1008 dias úteis

Com relação ao vértice de 756 dias úteis, os resultados dos testes ADF para verificação de estacionariedade das séries temporais e do Teste de Cointegração de Engle-Granger foram:

Tabela 14 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentBEIR_1008

incluindo 0 defasagens de (1-L)VarPercentBEIR_1008
(o máximo foi 23, critério AIC)
dimensão de amostragem 1485
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,004
valor estimado de $(a - 1)$: -0,830774
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -32,1904$
p-valor 1,401e-089

Regressão de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2009-09-23:2015-06-02 (T = 1485)
Variável dependente: d_VarPercentBEIR_1008

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000249827	0,000522251	-0,4784	0,6325
VarPercentBEIR~_1	-0,830774	0,0258081	-32,19	1,40e-089 ***
time	5,92012e-07	6,08533e-07	0,9729	0,3308

AIC: -9446,66 BIC: -9430,75 HQC: -9440,73

Na Tabela 14, o p-valor assintótico do teste foi de 1,401e-089, ou seja, também muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentBEIR_1008 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Tabela 15 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentCDS_1008

incluindo 3 defasagens de (1-L)VarPercentCDS_1008
(o máximo foi 23, critério AIC)
dimensão de amostragem 1482
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: $F(3, 1476) = 3,557 [0,0139]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,98153
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -20,5252$
p-valor assintótico 3,506e-072

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2009-09-28:2015-06-02 (T = 1482)
Variável dependente: d_VarPercentCDS_1008

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	5,35727e-05	0,00179257	0,02989	0,9762
VarPercentCDS~_1	-0,981530	0,0478207	-20,53	3,51e-072 ***
d_VarPercentCD~_1	0,0795616	0,0416051	1,912	0,0560 *
d_VarPercentCD~_2	0,103517	0,0348634	2,969	0,0030 ***
d_VarPercentCD~_3	0,0738807	0,0259447	2,848	0,0045 ***

time 1,22773e-06 2,08611e-06 0,5885 0,5563
 AIC: -5780,66 BIC: -5748,86 HQC: -5768,81

Na Tabela 15, o p-valor assintótico do teste foi de 3,506e-072, mais uma vez muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentCDS_1008 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Verificada a estacionariedade das séries temporais, faremos agora o Teste de Cointegração de Engle-Granger. Foram utilizadas até 5 defasagens de todas as variáveis. O passo 1, que é a verificação de estacionariedade, já foi feito.

**Tabela 16 - Teste de Cointegração das variáveis
 (VarPercentBEIR_1008, VarPercentCDS_1008 e VarPercentDOL)**

Passo 2: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
 MQO, usando as observações 2009-09-22:2015-06-02 (T = 1486)
 Variável dependente: VarPercentBEIR_1008

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000346637	0,000529175	-0,6551	0,5125
VarPercentDOL	-0,0215695	0,0395580	-0,5453	0,5857
VarPercentCDS_10~	0,00304674	0,00864977	0,3522	0,7247
time	7,82226e-07	6,17244e-07	1,267	0,2053
Média var. dependente	0,000230	D.P. var. dependente	0,010187	
Soma resíd. quadrados	0,153912	E.P. da regressão	0,010191	
R-quadrado	0,001246	R-quadrado ajustado	-0,000776	
Log da verossimilhança	4708,642	Critério de Akaike	-9409,285	
Critério de Schwarz	-9388,069	Critério Hannan-Quinn	-9401,378	
rô	0,168702	Durbin-Watson	1,651657	

Passo 3: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
 incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
 dimensão de amostragem 1480
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(5, 1474) = 1,755 [0,1192]$
 valor estimado de (a - 1): -0,922947
 estatística de teste: $\tau_{ct}(3) = -16,1902$
 p-valor assintótico 1

Após os resultados do Teste de Cointegração de Engle-Granger observamos que o p-valor assintótico igual a 1 ao testarmos a raiz unitária em uhat mostra que não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, podemos concluir que não há cointegração entre as séries em questão.

Verificada a ausência de cointegração, rodaremos um MQO com as defasagens e faremos o Teste de Heteroscedasticidade de White nos resíduos da regressão. Seguem resultados do MQO e do teste de White.

Modelo 7: MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: VarPercentBEIR_1008

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000277882	0,000262888	1,057	0,2907	
VarPercentDOL	-0,0370390	0,0400307	-0,9253	0,3550	
VarPercentDOL_1	-0,0154526	0,0400343	-0,3860	0,6996	
VarPercentDOL_2	0,00855713	0,0400723	0,2135	0,8309	
VarPercentDOL_3	-0,0959473	0,0400409	-2,396	0,0167	**
VarPercentDOL_4	-0,0481607	0,0400660	-1,202	0,2295	
VarPercentDOL_5	-0,00299667	0,0392614	-0,07633	0,9392	
VarPercentCDS_10~	0,00271466	0,00858699	0,3161	0,7519	
VarPercentCDS_~_1	0,0108220	0,00875435	1,236	0,2166	
VarPercentCDS_~_2	-0,0182472	0,00874726	-2,086	0,0371	**
VarPercentCDS_~_3	0,00781636	0,00876208	0,8921	0,3725	
VarPercentCDS_~_4	0,00346482	0,00873359	0,3967	0,6916	
VarPercentCDS_~_5	0,00272300	0,00873616	0,3117	0,7553	
VarPercentBEIR~_1	0,175218	0,0264055	6,636	4,54e-011	***
VarPercentBEIR~_2	-0,0155246	0,0269431	-0,5762	0,5646	
VarPercentBEIR~_3	-0,0501246	0,0270066	-1,856	0,0637	*
VarPercentBEIR~_4	0,0436522	0,0270603	1,613	0,1069	
VarPercentBEIR~_5	-0,0428246	0,0270540	-1,583	0,1137	
Média var. dependente	0,000239	D.P. var. dependente	0,010189		
Soma resíd. quadrados	0,146956	E.P. da regressão	0,010022		
R-quadrado	0,043486	R-quadrado ajustado	0,032372		
F(17, 1463)	3,912530	P-valor(F)	1,33e-07		
Log da verossimilhança	4724,550	Critério de Akaike	-9413,100		
Critério de Schwarz	-9317,691	Critério Hannan-Quinn	-9377,534		
nô	-0,001136	Durbin-Watson	1,981692		

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 42 (VarPercentDOL_5)

Tabela 17 - Teste de White para a heteroscedasticidade
MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: uhat^2

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	4,29094e-05	9,55052e-06	4,493	7,65e-06	***
VarPercentDOL	-0,000416765	0,000874362	-0,4767	0,6337	
VarPercentDOL_1	-0,000579566	0,000875638	-0,6619	0,5082	
VarPercentDOL_2	2,01098e-05	0,000874236	0,02300	0,9817	
VarPercentDOL_3	0,000297645	0,000878003	0,3390	0,7347	
VarPercentDOL_4	4,37731e-05	0,000871883	0,05021	0,9600	
VarPercentDOL_5	0,000322081	0,000841956	0,3825	0,7021	
VarPercentCDS_10~	0,000146871	0,000182382	0,8053	0,4208	
VarPercentCDS_~_1	0,000230416	0,000184181	1,251	0,2111	
VarPercentCDS_~_2	9,02009e-05	0,000183996	0,4902	0,6241	
VarPercentCDS_~_3	-0,000250417	0,000186288	-1,344	0,1791	
VarPercentCDS_~_4	0,000108289	0,000186628	0,5802	0,5619	
VarPercentCDS_~_5	0,000101634	0,000187872	0,5410	0,5886	
VarPercentBEIR~_1	0,00118327	0,000561741	2,106	0,0354	**

VarPercentBEIR~_2	0,000143875	0,000575998	0,2498	0,8028	
VarPercentBEIR~_3	0,000660545	0,000567958	1,163	0,2450	
VarPercentBEIR~_4	0,000489746	0,000577905	0,8474	0,3969	
VarPercentBEIR~_5	0,000267959	0,000560043	0,4785	0,6324	
sq_VarPercentDOL	0,0634601	0,0715163	0,8874	0,3751	
X2_X3	-0,118500	0,114285	-1,037	0,3000	
X2_X4	0,0969941	0,116023	0,8360	0,4033	
X2_X5	0,0915957	0,123852	0,7396	0,4597	
X2_X6	0,0137461	0,119100	0,1154	0,9081	
X2_X7	0,104339	0,123761	0,8431	0,3993	
X2_X8	-0,0120042	0,0264207	-0,4543	0,6497	
X2_X9	0,0279712	0,0235474	1,188	0,2351	
X2_X10	-0,0247414	0,0259033	-0,9551	0,3397	
X2_X11	0,0103867	0,0273277	0,3801	0,7039	
X2_X12	0,00237616	0,0260400	0,09125	0,9273	
X2_X13	-0,00264509	0,0258085	-0,1025	0,9184	
X2_X14	0,0891253	0,0801792	1,112	0,2665	
X2_X15	0,120401	0,0890396	1,352	0,1765	
X2_X16	0,253644	0,0898778	2,822	0,0048	***
X2_X17	0,0731654	0,0882979	0,8286	0,4075	
X2_X18	-0,109106	0,0896286	-1,217	0,2237	
sq_VarPercentD~_1	-0,197160	0,0723297	-2,726	0,0065	***
X3_X4	-0,0578792	0,114546	-0,5053	0,6134	
X3_X5	-0,159556	0,117221	-1,361	0,1737	
X3_X6	-0,221573	0,121616	-1,822	0,0687	*
X3_X7	-0,0307228	0,115301	-0,2665	0,7899	
X3_X8	0,0335057	0,0270715	1,238	0,2161	
X3_X9	0,0787808	0,0274337	2,872	0,0041	***
X3_X10	0,0303915	0,0235335	1,291	0,1968	
X3_X11	0,0463955	0,0263948	1,758	0,0790	*
X3_X12	0,0199555	0,0269856	0,7395	0,4597	
X3_X13	0,0328271	0,0256787	1,278	0,2013	
X3_X14	0,0124359	0,0823343	0,1510	0,8800	
X3_X15	-0,0484990	0,0812756	-0,5967	0,5508	
X3_X16	0,0246189	0,0865740	0,2844	0,7762	
X3_X17	-0,0919801	0,0906403	-1,015	0,3104	
X3_X18	-0,00853550	0,0880208	-0,09697	0,9228	
sq_VarPercentD~_2	0,118107	0,0736786	1,603	0,1092	
X4_X5	0,103696	0,115675	0,8964	0,3702	
X4_X6	0,105293	0,118690	0,8871	0,3752	
X4_X7	0,154352	0,117517	1,313	0,1893	
X4_X8	-0,0275293	0,0250088	-1,101	0,2712	
X4_X9	0,0204168	0,0274633	0,7434	0,4574	
X4_X10	-0,0636257	0,0276839	-2,298	0,0217	**
X4_X11	-0,0149002	0,0242337	-0,6149	0,5388	
X4_X12	-0,0135933	0,0266902	-0,5093	0,6106	
X4_X13	-0,0448753	0,0271461	-1,653	0,0985	*
X4_X14	0,236530	0,0898483	2,633	0,0086	***
X4_X15	0,145231	0,0857180	1,694	0,0904	*
X4_X16	0,226657	0,0818387	2,770	0,0057	***
X4_X17	0,160825	0,0862663	1,864	0,0625	*
X4_X18	-0,0112443	0,0902329	-0,1246	0,9008	
sq_VarPercentD~_3	0,126377	0,0738584	1,711	0,0873	*
X5_X6	0,0880190	0,115257	0,7637	0,4452	
X5_X7	0,272626	0,114540	2,380	0,0174	**
X5_X8	-0,0304782	0,0294766	-1,034	0,3013	
X5_X9	-0,0261452	0,0263980	-0,9904	0,3222	
X5_X10	0,00393615	0,0276874	0,1422	0,8870	
X5_X11	-0,0237557	0,0277313	-0,8566	0,3918	
X5_X12	-0,0175857	0,0240125	-0,7324	0,4641	
X5_X13	-0,00307336	0,0266593	-0,1153	0,9082	
X5_X14	0,251240	0,0852229	2,948	0,0033	***
X5_X15	-0,185648	0,0924994	-2,007	0,0450	**
X5_X16	0,223916	0,0862108	2,597	0,0095	***
X5_X17	0,273920	0,0829166	3,304	0,0010	***

X5_X18	-0,0422614	0,0879812	-0,4803	0,6311	
sq_VarPercentD~_4	0,0656298	0,0730023	0,8990	0,3688	
X6_X7	-0,113571	0,110536	-1,027	0,3044	
X6_X8	-0,00228228	0,0276096	-0,08266	0,9341	
X6_X9	0,0635819	0,0290422	2,189	0,0288	**
X6_X10	0,000325386	0,0265975	0,01223	0,9902	
X6_X11	0,00401467	0,0275236	0,1459	0,8841	
X6_X12	-0,00125401	0,0275347	-0,04554	0,9637	
X6_X13	0,0270219	0,0240401	1,124	0,2612	
X6_X14	0,138018	0,0841422	1,640	0,1012	
X6_X15	0,0613957	0,0868343	0,7070	0,4797	
X6_X16	0,0107211	0,0916705	0,1170	0,9069	
X6_X17	0,0979591	0,0872249	1,123	0,2616	
X6_X18	0,0942039	0,0831329	1,133	0,2573	
sq_VarPercentD~_5	0,108633	0,0661273	1,643	0,1007	
X7_X8	-0,00624301	0,0272077	-0,2295	0,8185	
X7_X9	-0,00127836	0,0272336	-0,04694	0,9626	
X7_X10	-0,0563939	0,0284176	-1,984	0,0474	**
X7_X11	-0,0223556	0,0259133	-0,8627	0,3885	
X7_X12	0,0429590	0,0241722	1,777	0,0758	*
X7_X13	-0,0432185	0,0257721	-1,677	0,0938	*
X7_X14	0,0147282	0,0820663	0,1795	0,8576	
X7_X15	0,0560061	0,0850536	0,6585	0,5103	
X7_X16	-0,0599842	0,0884824	-0,6779	0,4979	
X7_X17	0,0457042	0,0899534	0,5081	0,6115	
X7_X18	0,0229007	0,0851769	0,2689	0,7881	
sq_VarPercentCDS~	0,00143130	0,00288538	0,4961	0,6199	
X8_X9	-0,00595205	0,00554307	-1,074	0,2831	
X8_X10	-0,00145707	0,00514420	-0,2832	0,7770	
X8_X11	-0,000488947	0,00604532	-0,08088	0,9355	
X8_X12	0,00399952	0,00560533	0,7135	0,4757	
X8_X13	-0,00159026	0,00522351	-0,3044	0,7608	
X8_X14	-0,0218411	0,0194480	-1,123	0,2616	
X8_X15	-0,0258369	0,0196879	-1,312	0,1896	
X8_X16	0,0195012	0,0185543	1,051	0,2934	
X8_X17	-0,0267902	0,0189915	-1,411	0,1586	
X8_X18	0,0199385	0,0177624	1,123	0,2619	
sq_VarPercentC~_1	-0,00502565	0,00333097	-1,509	0,1316	
X9_X10	-0,00344528	0,00567996	-0,6066	0,5442	
X9_X11	-6,45818e-05	0,00536399	-0,01204	0,9904	
X9_X12	-0,000384783	0,00614832	-0,06258	0,9501	
X9_X13	-0,00445183	0,00566309	-0,7861	0,4319	
X9_X14	-0,000394243	0,0183900	-0,02144	0,9829	
X9_X15	0,0123310	0,0199856	0,6170	0,5373	
X9_X16	-0,00753962	0,0198642	-0,3796	0,7043	
X9_X17	0,0518528	0,0187009	2,773	0,0056	***
X9_X18	-0,00103986	0,0191950	-0,05417	0,9568	
sq_VarPercentC~_2	0,00267526	0,00332054	0,8057	0,4206	
X10_X11	0,00388993	0,00590232	0,6591	0,5100	
X10_X12	-0,00307821	0,00533729	-0,5767	0,5642	
X10_X13	0,0175484	0,00622036	2,821	0,0049	***
X10_X14	-0,0305314	0,0193501	-1,578	0,1148	
X10_X15	-0,0361778	0,0195986	-1,846	0,0651	*
X10_X16	-0,0159037	0,0202519	-0,7853	0,4324	
X10_X17	-0,00226952	0,0199933	-0,1135	0,9096	
X10_X18	-0,0118601	0,0190498	-0,6226	0,5337	
sq_VarPercentC~_3	-0,00285152	0,00337380	-0,8452	0,3982	
X11_X12	0,00244076	0,00589068	0,4143	0,6787	
X11_X13	0,00478404	0,00540818	0,8846	0,3765	
X11_X14	0,00964225	0,0190171	0,5070	0,6122	
X11_X15	0,0257891	0,0196945	1,309	0,1906	
X11_X16	-0,0313389	0,0193524	-1,619	0,1056	
X11_X17	-0,0301001	0,0200181	-1,504	0,1329	
X11_X18	0,00845182	0,0197616	0,4277	0,6689	
sq_VarPercentC~_4	-0,00178365	0,00331629	-0,5378	0,5908	

X12_X13	-0,00675839	0,00582163	-1,161	0,2459	
X12_X14	-0,0439158	0,0210087	-2,090	0,0368	**
X12_X15	0,0253491	0,0195449	1,297	0,1949	
X12_X16	0,00492537	0,0195635	0,2518	0,8013	
X12_X17	-0,00400595	0,0192403	-0,2082	0,8351	
X12_X18	-9,30160e-05	0,0196952	-0,004723	0,9962	
sq_VarPercentC~_5	0,00187567	0,00329003	0,5701	0,5687	
X13_X14	-0,0417319	0,0203413	-2,052	0,0404	**
X13_X15	-0,0317205	0,0214204	-1,481	0,1389	
X13_X16	-0,0133025	0,0198841	-0,6690	0,5036	
X13_X17	0,00520153	0,0196479	0,2647	0,7913	
X13_X18	-0,0316300	0,0193824	-1,632	0,1029	
sq_VarPercentB~_1	0,00986763	0,0298711	3,303	0,0010	***
X14_X15	-0,0696523	0,0489589	-1,423	0,1551	
X14_X16	0,0317788	0,0508955	0,6244	0,5325	
X14_X17	0,187241	0,0530031	3,533	0,0004	***
X14_X18	-0,104581	0,0504965	-2,071	0,0385	**
sq_VarPercentB~_2	0,0834944	0,0290422	2,875	0,0041	***
X15_X16	0,0476747	0,0510169	0,9345	0,3502	
X15_X17	-0,231235	0,0506463	-4,566	5,45e-06	***
X15_X18	-0,0592123	0,0527908	-1,122	0,2622	
sq_VarPercentB~_3	0,0291329	0,0295605	0,9855	0,3245	
X16_X17	0,0768360	0,0515818	1,490	0,1366	
X16_X18	0,126687	0,0567415	2,233	0,0257	**
sq_VarPercentB~_4	0,176308	0,0292187	6,034	2,08e-09	***
X17_X18	0,0892085	0,0523466	1,704	0,0886	*
sq_VarPercentB~_5	0,0843197	0,0308998	2,729	0,0064	***

R-quadrado não-ajustado = 0,311420

Estatística de teste: $TR^2 = 461,212976$,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(170) > 461,212976) = 0,000000$

De acordo com o teste de White acima, há presença de heteroscedasticidade já que o p-valor = 0,000000 e a hipótese nula de presença de homocedasticidade é rejeitada. Portanto, o MQO corrigido para heteroscedasticidade será:

Modelo 8: Heteroscedasticidade-corrigida, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02
(T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_1008

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000393234	0,000237172	1,658	0,0975	*
VarPercentDOL	-0,0381745	0,0377229	-1,012	0,3117	
VarPercentDOL_1	0,00203969	0,0370803	0,05501	0,9561	
VarPercentDOL_2	-0,0168277	0,0332971	-0,5054	0,6134	
VarPercentDOL_3	-0,0905898	0,0363154	-2,495	0,0127	**
VarPercentDOL_4	-0,0277166	0,0370728	-0,7476	0,4548	
VarPercentDOL_5	0,00625766	0,0373594	0,1675	0,8670	
VarPercentCDS_10~	-0,00492153	0,00788956	-0,6238	0,5329	
VarPercentCDS_~_1	0,0112632	0,00853062	1,320	0,1869	
VarPercentCDS_~_2	-0,0122689	0,00803335	-1,527	0,1269	
VarPercentCDS_~_3	0,0116786	0,00758973	1,539	0,1241	
VarPercentCDS_~_4	0,00307859	0,00723730	0,4254	0,6706	
VarPercentCDS_~_5	0,00617229	0,00683747	0,9027	0,3668	
VarPercentBEIR~_1	0,208034	0,0286387	7,264	6,08e-013	***
VarPercentBEIR~_2	0,00371539	0,0276702	0,1343	0,8932	
VarPercentBEIR~_3	-0,0832777	0,0284973	-2,922	0,0035	***
VarPercentBEIR~_4	0,0481585	0,0295804	1,628	0,1037	

VarPercentBEIR~_5 -0,0156853 0,0295569 -0,5307 0,5957

Estatísticas baseadas nos dados ponderados:

Soma resíd. quadrados	8372,604	E.P. da regressão	2,392259
R-quadrado	0,050076	R-quadrado ajustado	0,039038
F(17, 1463)	4,536660	P-valor(F)	2,35e-09
Log da verossimilhança	-3384,177	Critério de Akaike	6804,354
Critério de Schwarz	6899,763	Critério Hannan-Quinn	6839,920
rô	-0,033497	Durbin-Watson	2,043256

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	0,000239	D.P. var. dependente	0,010189
Soma resíd. quadrados	0,147791	E.P. da regressão	0,010051

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 33 (VarPercentDOL_1)

Podemos concluir que, se tratando do vértice de 1008 dias úteis a um nível de confiança de 5%, apenas é estatisticamente significativa os coeficientes estimados para a primeira e terceira defasagem das variações da inflação implícita e para a terceira defasagem das variações cambiais. Os respectivos p-valores dos coeficientes foram 6,08e-013 (aproximadamente zero), 0,0035 e 0,0127.

A interpretação do coeficiente fica que a variação de 1% na BEIR do período anterior resulta numa variação de 0,2080p.p. na BEIR deste período. A variação de 1% na BEIR de três períodos atrás acarreta numa variação de -0,0832p.p. na BEIR deste período. Com relação às variações cambiais, a variação de 1% da terceira defasagem impacta em -0,0905p.p. na variação da BEIR deste período. Como não houveram variáveis contemporâneas que impactassem a um nível significativo a BEIR referente ao vértice de 1008 dias úteis, podemos concluir que apenas a componente inercial teve resultado significativo.

5.5 Vértice de 1260 dias úteis

Com relação ao vértice de 1260 dias úteis, os resultados dos testes ADF para verificação de estacionariedade das séries temporais e do Teste de Cointegração de Engle-Granger foram:

Tabela 18 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentBEIR_1260

incluindo 0 defasagens de (1-L)VarPercentBEIR_1260
(o máximo foi 23, critério AIC)
dimensão de amostragem 1485
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,005
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,846293
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -32,943$
 p-valor 7,674e-090

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2009-09-23:2015-06-02 (T = 1485)

Variável dependente: d_VarPercentBEIR_1260

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000381846	0,000551631	-0,6922	0,4889
VarPercentBEIR~_1	-0,846293	0,0256896	-32,94	7,67e-090 ***
time	7,75755e-07	6,42764e-07	1,207	0,2277

AIC: -9284,33 BIC: -9268,42 HQC: -9278,4

Na Tabela 18, o p-valor assintótico do teste foi de 7,674e-090, ou seja, também muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentBEIR_1260 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Tabela 19 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentCDS_1260

incluindo 3 defasagens de $(1-L)$ VarPercentCDS_1260

(o máximo foi 23, critério AIC)

dimensão de amostragem 1482

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000

diferenças defasadas: $F(3, 1476) = 4,426 [0,0042]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,926162

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -20,3933$

p-valor assintótico 1,752e-071

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2009-09-28:2015-06-02 (T = 1482)

Variável dependente: d_VarPercentCDS_1260

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,000102588	0,00154026	0,06660	0,9469
VarPercentCDS~_1	-0,926162	0,0454150	-20,39	1,75e-071 ***
d_VarPercentCD~_1	0,0918488	0,0395395	2,323	0,0203 **
d_VarPercentCD~_2	0,120702	0,0336423	3,588	0,0003 ***
d_VarPercentCD~_3	0,0636309	0,0259323	2,454	0,0143 **
time	8,92811e-07	1,79226e-06	0,4981	0,6185

AIC: -6230,36 BIC: -6198,55 HQC: -6218,5

Na Tabela 19, o p-valor assintótico do teste foi de 1,752e-071, mais uma vez muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentCDS_1260 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Verificada a estacionariedade das séries temporais, faremos agora o Teste de Cointegração de Engle-Granger. Foram utilizadas até 5 defasagens de todas as variáveis. O passo 1, que é a verificação de estacionariedade, já foi feito.

**Tabela 20 - Teste de Cointegração das variáveis
(VarPercentBEIR_1260, VarPercentCDS_1260 e VarPercentDOL)**

Passo 2: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2009-09-22:2015-06-02 (T = 1486)

Variável dependente: VarPercentBEIR_1260

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000483435	0,000557101	-0,8678	0,3857
VarPercentDOL	0,00233075	0,0420883	0,05538	0,9558
VarPercentCDS_12~	0,0153997	0,0105864	1,455	0,1460
time	9,35390e-07	6,49832e-07	1,439	0,1502
Média var. dependente	0,000227	D.P. var. dependente	0,010736	
Soma resíd. quadrados	0,170576	E.P. da regressão	0,010728	
R-quadrado	0,003371	R-quadrado ajustado	0,001353	
Log da verossimilhança	4632,265	Critério de Akaike	-9256,530	
Critério de Schwarz	-9235,314	Critério Hannan-Quinn	-9248,623	
rô	0,152547	Durbin-Watson	1,693292	

Passo 3: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat

dimensão de amostragem 1480

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(5, 1474) = 0,807 [0,5448]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,927168
 estatística de teste: $\tau_{ct}(3) = -16,1593$
 p-valor assintótico 1

Após os resultados do Teste de Cointegração de Engle-Granger observamos que o p-valor assintótico igual a 1 ao testarmos a raiz unitária em uhat mostra que não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, podemos concluir que não há cointegração entre as séries em questão.

Verificada a ausência de cointegração, rodaremos um MQO com as defasagens e faremos o Teste de Heteroscedasticidade de White nos resíduos da regressão. Seguem resultados do MQO e do teste de White.

Modelo 9: MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_1260

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,000270515	0,000277916	0,9734	0,3305
VarPercentDOL	-0,00761862	0,0423900	-0,1797	0,8574
VarPercentDOL_1	-0,0459210	0,0424552	-1,082	0,2796
VarPercentDOL_2	-0,00372595	0,0424502	-0,08777	0,9301

VarPercentDOL_3	-0,0742426	0,0424203	-1,750	0,0803	*
VarPercentDOL_4	-0,0580854	0,0423919	-1,370	0,1708	
VarPercentDOL_5	-0,00482021	0,0419066	-0,1150	0,9084	
VarPercentCDS_12~	0,0147476	0,0106062	1,390	0,1646	
VarPercentCDS_~_1	0,0144366	0,0108022	1,336	0,1816	
VarPercentCDS_~_2	-0,0140448	0,0108044	-1,300	0,1938	
VarPercentCDS_~_3	0,00421791	0,0107953	0,3907	0,6961	
VarPercentCDS_~_4	0,00178989	0,0107812	0,1660	0,8682	
VarPercentCDS_~_5	0,0107737	0,0107357	1,004	0,3158	
VarPercentBEIR~_1	0,156260	0,0261416	5,977	2,84e-09	***
VarPercentBEIR~_2	-0,0280444	0,0265415	-1,057	0,2909	
VarPercentBEIR~_3	0,00261421	0,0266800	0,09798	0,9220	
VarPercentBEIR~_4	-0,00523131	0,0266847	-0,1960	0,8446	
VarPercentBEIR~_5	-0,0407148	0,0266591	-1,527	0,1269	
Média var. dependente	0,000239	D.P. var. dependente	0,010734		
Soma resíd. quadrados	0,164361	E.P. da regressão	0,010599		
R-quadrado	0,036198	R-quadrado ajustado	0,024999		
F(17, 1463)	3,232195	P-valor(F)	9,15e-06		
Log da verossimilhança	4641,665	Critério de Akaike	-9247,331		
Critério de Schwarz	-9151,922	Critério Hannan-Quinn	-9211,765		
rô	0,000542	Durbin-Watson	1,996499		

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 34 (VarPercentDOL_2)

Tabela 21 - Teste de White para a heteroscedasticidade MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: $uhat^2$

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	6,18042e-05	1,06382e-05	5,810	7,85e-09	***
VarPercentDOL	0,000312977	0,000996979	0,3139	0,7536	
VarPercentDOL_1	0,000369734	0,00100331	0,3685	0,7126	
VarPercentDOL_2	0,00102174	0,00100365	1,018	0,3089	
VarPercentDOL_3	0,000347902	0,000996879	0,3490	0,7272	
VarPercentDOL_4	0,000797788	0,000990665	0,8053	0,4208	
VarPercentDOL_5	0,000339519	0,000965590	0,3516	0,7252	
VarPercentCDS_12~	1,65258e-05	0,000244780	0,06751	0,9462	
VarPercentCDS_~_1	0,000150379	0,000246872	0,6091	0,5425	
VarPercentCDS_~_2	-0,000343619	0,000249576	-1,377	0,1688	
VarPercentCDS_~_3	-0,000326860	0,000254100	-1,286	0,1986	
VarPercentCDS_~_4	-0,000172370	0,000253319	-0,6804	0,4963	
VarPercentCDS_~_5	0,000225303	0,000250306	0,9001	0,3682	
VarPercentBEIR~_1	0,000970885	0,000589025	1,648	0,0995	*
VarPercentBEIR~_2	0,000666093	0,000603423	1,104	0,2699	
VarPercentBEIR~_3	0,000848175	0,000599416	1,415	0,1573	
VarPercentBEIR~_4	0,000194102	0,000601876	0,3225	0,7471	
VarPercentBEIR~_5	0,000881002	0,000587739	1,499	0,1341	
sq_VarPercentDOL	0,0687517	0,0772690	0,8898	0,3738	
X2_X3	-0,0515233	0,129798	-0,3969	0,6915	
X2_X4	0,0571679	0,132433	0,4317	0,6660	
X2_X5	0,135412	0,139234	0,9725	0,3310	
X2_X6	-0,0596187	0,132002	-0,4516	0,6516	
X2_X7	-0,0164396	0,140155	-0,1173	0,9066	
X2_X8	-0,0215164	0,0358587	-0,6000	0,5486	
X2_X9	0,0544182	0,0331207	1,643	0,1006	
X2_X10	-0,00516564	0,0352958	-0,1464	0,8837	
X2_X11	-0,0287533	0,0359993	-0,7987	0,4246	
X2_X12	0,0295329	0,0331901	0,8898	0,3737	
X2_X13	-0,00348182	0,0362562	-0,09603	0,9235	
X2_X14	0,0510169	0,0794516	0,6421	0,5209	

X2_X15	-0,0458522	0,0978395	-0,4686	0,6394	
X2_X16	0,315932	0,0945165	3,343	0,0009	***
X2_X17	-0,108951	0,0956828	-1,139	0,2550	
X2_X18	0,155403	0,0945833	1,643	0,1006	
sq_VarPercentD~_1	-0,118539	0,0785972	-1,508	0,1317	
X3_X4	0,0369324	0,128199	0,2881	0,7733	
X3_X5	-0,101572	0,134155	-0,7571	0,4491	
X3_X6	-0,129857	0,138103	-0,9403	0,3472	
X3_X7	0,0848284	0,130394	0,6506	0,5154	
X3_X8	0,0661043	0,0367037	1,801	0,0719	*
X3_X9	0,0203784	0,0371322	0,5488	0,5832	
X3_X10	0,0209090	0,0335849	0,6226	0,5337	
X3_X11	0,0496781	0,0368316	1,349	0,1776	
X3_X12	0,0264742	0,0360623	0,7341	0,4630	
X3_X13	0,0270948	0,0333016	0,8136	0,4160	
X3_X14	-0,00840013	0,0870355	-0,09651	0,9231	
X3_X15	0,0504502	0,0805678	0,6262	0,5313	
X3_X16	0,145301	0,0971689	1,495	0,1351	
X3_X17	-0,114877	0,0966809	-1,188	0,2350	
X3_X18	0,111897	0,0952443	1,175	0,2403	
sq_VarPercentD~_2	0,0726588	0,0798956	0,9094	0,3633	
X4_X5	0,142872	0,129938	1,100	0,2717	
X4_X6	0,127827	0,136548	0,9361	0,3494	
X4_X7	-0,0239987	0,136271	-0,1761	0,8602	
X4_X8	-0,0307627	0,0330313	-0,9313	0,3519	
X4_X9	-0,0415513	0,0374690	-1,109	0,2677	
X4_X10	-0,0346622	0,0375091	-0,9241	0,3556	
X4_X11	-0,0137166	0,0346218	-0,3962	0,6920	
X4_X12	-0,0234029	0,0371386	-0,6302	0,5287	
X4_X13	-0,000195266	0,0359826	-0,005427	0,9957	
X4_X14	0,275357	0,0928395	2,966	0,0031	***
X4_X15	-0,00567131	0,0877702	-0,06462	0,9485	
X4_X16	0,408917	0,0804276	5,084	4,23e-07	***
X4_X17	-0,0170649	0,0963572	-0,1771	0,8595	
X4_X18	0,00700184	0,0956190	0,07323	0,9416	
sq_VarPercentD~_3	0,111672	0,0807027	1,384	0,1667	
X5_X6	0,108929	0,126598	0,8604	0,3897	
X5_X7	0,121314	0,133094	0,9115	0,3622	
X5_X8	-0,0329963	0,0399310	-0,8263	0,4088	
X5_X9	-0,0410613	0,0345919	-1,187	0,2354	
X5_X10	-0,0113530	0,0378726	-0,2998	0,7644	
X5_X11	-0,0216430	0,0378280	-0,5721	0,5673	
X5_X12	-0,0130426	0,0338858	-0,3849	0,7004	
X5_X13	-0,00715452	0,0363956	-0,1966	0,8442	
X5_X14	0,327033	0,0896268	3,649	0,0003	***
X5_X15	-0,161809	0,0964016	-1,678	0,0935	*
X5_X16	0,364922	0,0875569	4,168	3,28e-05	***
X5_X17	-0,0221726	0,0823450	-0,2693	0,7878	
X5_X18	0,120540	0,0961967	1,253	0,2104	
sq_VarPercentD~_4	0,0100759	0,0805389	0,1251	0,9005	
X6_X7	-0,234478	0,127974	-1,832	0,0671	*
X6_X8	0,00293468	0,0373561	0,07856	0,9374	
X6_X9	0,0713633	0,0390259	1,829	0,0677	*
X6_X10	-0,0353311	0,0345111	-1,024	0,3061	
X6_X11	-0,000993679	0,0374667	-0,02652	0,9788	
X6_X12	-0,00903189	0,0368478	-0,2451	0,8064	
X6_X13	0,0650322	0,0342158	1,901	0,0576	*
X6_X14	0,0983326	0,0899133	1,094	0,2743	
X6_X15	0,116558	0,0916522	1,272	0,2037	
X6_X16	-0,203172	0,0961406	-2,113	0,0348	**
X6_X17	0,190721	0,0894445	2,132	0,0332	**
X6_X18	0,234042	0,0846359	2,765	0,0058	***
sq_VarPercentD~_5	0,0537444	0,0751297	0,7154	0,4745	
X7_X8	0,0497894	0,0367182	1,356	0,1753	
X7_X9	-0,0384692	0,0340022	-1,131	0,2581	

X7_X10	-8,39566e-05	0,0382306	-0,002196	0,9982	
X7_X11	0,00741375	0,0338287	0,2192	0,8266	
X7_X12	0,00814805	0,0346643	2,351	0,0189	**
X7_X13	-0,0118828	0,0353530	-0,3361	0,7368	
X7_X14	-0,0269410	0,0903224	-0,2983	0,7655	
X7_X15	-0,171549	0,0922341	-1,860	0,0631	*
X7_X16	0,191780	0,0911911	2,103	0,0357	**
X7_X17	-0,107997	0,0944370	-1,144	0,2530	
X7_X18	0,00106262	0,0888852	0,01196	0,9905	
sq_VarPercentCDS~	0,00102763	0,00419662	0,2449	0,8066	
X8_X9	-0,00547413	0,00866723	-0,6316	0,5278	
X8_X10	-0,00885436	0,00721978	-1,226	0,2203	
X8_X11	0,00989231	0,00896279	1,104	0,2699	
X8_X12	-0,000761298	0,00775835	-0,09813	0,9218	
X8_X13	-0,00771298	0,00803886	-0,9595	0,3375	
X8_X14	-0,00723831	0,0236683	-0,3058	0,7598	
X8_X15	0,0186446	0,0256590	0,7266	0,4676	
X8_X16	-0,0561423	0,0226243	-2,481	0,0132	**
X8_X17	0,0402543	0,0240834	1,671	0,0949	*
X8_X18	-0,00252193	0,0218702	-0,1153	0,9082	
sq_VarPercentC~_1	-0,00153294	0,00484551	-0,3164	0,7518	
X9_X10	0,00203664	0,00894618	0,2277	0,8200	
X9_X11	-0,000752219	0,00771452	-0,09751	0,9223	
X9_X12	-0,00905761	0,00910098	-0,9952	0,3198	
X9_X13	0,00214911	0,00777778	0,2763	0,7824	
X9_X14	0,0126481	0,0237164	0,5333	0,5939	
X9_X15	-0,00511654	0,0241705	-0,2117	0,8324	
X9_X16	-0,0224576	0,0262442	-0,8557	0,3923	
X9_X17	0,0566058	0,0229908	2,462	0,0139	**
X9_X18	-0,0297871	0,0242520	-1,228	0,2196	
sq_VarPercentC~_2	0,00128861	0,00488724	0,2637	0,7921	
X10_X11	0,000240198	0,00928805	0,02586	0,9794	
X10_X12	0,00584304	0,00782440	0,7468	0,4553	
X10_X13	0,00347036	0,00926058	0,3747	0,7079	
X10_X14	-0,0482885	0,0246607	-1,958	0,0504	*
X10_X15	-0,0154487	0,0242422	-0,6373	0,5241	
X10_X16	-0,0211076	0,0248577	-0,8491	0,3960	
X10_X17	0,0103489	0,0266639	0,3881	0,6980	
X10_X18	-0,00746486	0,0233186	-0,3201	0,7489	
sq_VarPercentC~_3	-0,00175148	0,00503112	-0,3481	0,7278	
X11_X12	0,000287916	0,00911781	0,03158	0,9748	
X11_X13	0,000427252	0,00785597	0,05439	0,9566	
X11_X14	-0,0231063	0,0233930	-0,9877	0,3235	
X11_X15	0,0228991	0,0247106	0,9267	0,3543	
X11_X16	-0,0498641	0,0243962	-2,044	0,0412	**
X11_X17	0,0230847	0,0246026	0,9383	0,3483	
X11_X18	-0,00517879	0,0260112	-0,1991	0,8422	
sq_VarPercentC~_4	-0,00482091	0,00510037	-0,9452	0,3447	
X12_X13	-0,0141173	0,00904167	-1,561	0,1187	
X12_X14	-0,0411267	0,0261046	-1,575	0,1154	
X12_X15	0,00378832	0,0233753	0,1621	0,8713	
X12_X16	0,0287537	0,0247652	1,161	0,2458	
X12_X17	-0,00146236	0,0242707	-0,06025	0,9520	
X12_X18	-0,0184800	0,0242997	-0,7605	0,4471	
sq_VarPercentC~_5	-0,00313221	0,00514289	-0,6090	0,5426	
X13_X14	-0,0611880	0,0262222	-2,333	0,0198	**
X13_X15	-0,0222214	0,0260854	-0,8519	0,3944	
X13_X16	0,00675609	0,0237271	0,2847	0,7759	
X13_X17	0,0342155	0,0246060	1,391	0,1646	
X13_X18	-0,0784828	0,0240206	-3,267	0,0011	***
sq_VarPercentB~_1	0,0597892	0,0283331	2,110	0,0350	**
X14_X15	0,00585141	0,0479202	0,1221	0,9028	
X14_X16	0,198046	0,0471444	4,201	2,84e-05	***
X14_X17	-0,107487	0,0498917	-2,154	0,0314	**
X14_X18	-0,00329349	0,0501176	-0,06572	0,9476	

sq_VarPercentB~_2	0,0660251	0,0292784	2,255	0,0243	**
X15_X16	-0,0681422	0,0491258	-1,387	0,1656	
X15_X17	0,0350729	0,0489140	0,7170	0,4735	
X15_X18	0,0579212	0,0507946	1,140	0,2544	
sq_VarPercentB~_3	0,0848150	0,0293821	2,887	0,0040	***
X16_X17	0,00200012	0,0495828	0,04034	0,9678	
X16_X18	0,148038	0,0545878	2,712	0,0068	***
sq_VarPercentB~_4	0,0121953	0,0296042	0,4119	0,6804	
X17_X18	0,0855764	0,0488570	1,752	0,0801	*
sq_VarPercentB~_5	0,186851	0,0303086	6,165	9,37e-010	***

R-quadrado não-ajustado = 0,246910

Estatística de teste: $TR^2 = 365,674436$,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(170) > 365,674436) = 0,000000$

De acordo com o teste de White acima, há presença de heteroscedasticidade já que o p-valor = 0,000000 e a hipótese nula de presença de homocedasticidade é rejeitada. Portanto, o MQO corrigido para heteroscedasticidade será:

Modelo 10: Heteroscedasticidade-corrigida, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_1260

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000291465	0,000260069	1,121	0,2626	
VarPercentDOL	-0,0338286	0,0407716	-0,8297	0,4068	
VarPercentDOL_1	-0,0319350	0,0399116	-0,8001	0,4238	
VarPercentDOL_2	-0,0157116	0,0410761	-0,3825	0,7021	
VarPercentDOL_3	-0,0603351	0,0394584	-1,529	0,1265	
VarPercentDOL_4	-0,0582984	0,0403439	-1,445	0,1487	
VarPercentDOL_5	-0,000871343	0,0398839	-0,02185	0,9826	
VarPercentCDS_12~	0,00773975	0,0104299	0,7421	0,4582	
VarPercentCDS_~_1	0,0196722	0,0102679	1,916	0,0556	*
VarPercentCDS_~_2	-0,0131203	0,00951044	-1,380	0,1679	
VarPercentCDS_~_3	0,00314503	0,00997191	0,3154	0,7525	
VarPercentCDS_~_4	0,00331729	0,00918607	0,3611	0,7181	
VarPercentCDS_~_5	0,0130240	0,0100578	1,295	0,1956	
VarPercentBEIR~_1	0,170659	0,0282221	6,047	1,87e-09	***
VarPercentBEIR~_2	-0,00426901	0,0277589	-0,1538	0,8778	
VarPercentBEIR~_3	-0,00636932	0,0271140	-0,2349	0,8143	
VarPercentBEIR~_4	-0,0111213	0,0290116	-0,3833	0,7015	
VarPercentBEIR~_5	-0,0198306	0,0296333	-0,6692	0,5035	

Estatísticas baseadas nos dados ponderados:

Soma resíd. quadrados	7804,867	E.P. da regressão	2,309727
R-quadrado	0,035834	R-quadrado ajustado	0,024630
F(17, 1463)	3,198427	P-valor(F)	0,000011
Log da verossimilhança	-3332,181	Critério de Akaike	6700,362
Critério de Schwarz	6795,771	Critério Hannan-Quinn	6735,928
rô	-0,014348	Durbin-Watson	2,026172

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	0,000239	D.P. var. dependente	0,010734
Soma resíd. quadrados	0,164825	E.P. da regressão	0,010614

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 42 (VarPercentDOL_5)

Podemos concluir que, se tratando do vértice de 1260 dias úteis a um nível de confiança de 5%, apenas é estatisticamente significativa os coeficientes estimados para a primeira e defasagem da variação da inflação implícita. O respectivo p-valor do coeficiente foi 1,87e-09 (aproximadamente zero).

A interpretação do coeficiente fica que a variação de 1% na BEIR do período anterior resulta numa variação de 0,1706 p.p. na BEIR deste período. Como não houveram variáveis contemporâneas que impactassem a um nível significativo a BEIR referente ao vértice de 1260 dias úteis, podemos concluir que apenas a componente inercial teve resultado significativo.

5.6 Vértice de 1764 dias úteis

Com relação ao vértice de 1764 dias úteis, os resultados dos testes ADF para verificação de estacionariedade das séries temporais e do Teste de Cointegração de Engle-Granger foram:

Tabela 22 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentBEIR_1764

incluindo 0 defasagens de (1-L)VarPercentBEIR_1764
(o máximo foi 23, critério AIC)
dimensão de amostragem 1485
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,006
valor estimado de $(a - 1)$: -0,84064
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -32,7502$
p-valor 8,568e-090

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2009-09-23:2015-06-02 (T = 1485)

Variável dependente: d_VarPercentBEIR_1764

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000447786	0,000594516	-0,7532	0,4515
VarPercentBEIR~_1	-0,840640	0,0256683	-32,75	8,57e-090 ***
time	8,38576e-07	6,92710e-07	1,211	0,2263

AIC: -9062,11 BIC: -9046,21 HQC: -9056,18

Na Tabela 22, o p-valor assintótico do teste foi de 8,568e-090, ou seja, também muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. VarPercentBEIR_1764 é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Tabela 23 - Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VarPercentCDS_1764

incluindo 3 defasagens de $(1-L)\text{VarPercentCDS}_{1764}$
 (o máximo foi 23, critério AIC)
 dimensão de amostragem 1482
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: $F(3, 1476) = 8,500 [0,0000]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,957315
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -21,337$
 p-valor assintótico 1,85e-076

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2009-09-28:2015-06-02 (T = 1482)
 Variável dependente: $d_VarPercentCDS_{1764}$

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000126482	0,00135679	0,09322	0,9257	
VarPercentCDS_~_1	-0,957315	0,0448663	-21,34	1,85e-076	***
d_VarPercentCD~_1	0,134754	0,0389503	3,460	0,0006	***
d_VarPercentCD~_2	0,164136	0,0332376	4,938	8,78e-07	***
d_VarPercentCD~_3	0,0998112	0,0258395	3,863	0,0001	***
time	8,08335e-07	1,57875e-06	0,5120	0,6087	

AIC: -6606,3 BIC: -6574,49 HQC: -6594,44

Na Tabela 23, o p-valor assintótico do teste foi de 1,85e-076, mais uma vez muito próximo de zero. Portanto rejeitamos a hipótese nula de que há presença de raiz unitária. $\text{VarPercentCDS}_{1764}$ é estacionária considerando a um grau de confiança de 99%.

Verificada a estacionariedade das séries temporais, faremos agora o Teste de Cointegração de Engle-Granger. Foram utilizadas até 5 defasagens de todas as variáveis. O passo 1, que é a verificação de estacionariedade, já foi feito.

Tabela 24 - Teste de Cointegração das variáveis
 ($\text{VarPercentBEIR}_{1764}$, $\text{VarPercentCDS}_{1764}$ e VarPercentDOL)

Passo 2: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
 MQO, usando as observações 2009-09-22:2015-06-02 (T = 1486)
 Variável dependente: $\text{VarPercentBEIR}_{1764}$

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000573571	0,000601091	-0,9542	0,3401
VarPercentDOL	-0,0227849	0,0449196	-0,5072	0,6121
VarPercentCDS_17~	0,0176889	0,0127302	1,390	0,1649
time	1,04100e-06	7,01131e-07	1,485	0,1378

Média var. dependente	0,000206	D.P. var. dependente	0,011580
Soma resíd. quadrados	0,198580	E.P. da regressão	0,011576
R-quadrado	0,002777	R-quadrado ajustado	0,000758
Log da verossimilhança	4519,319	Critério de Akaike	-9030,638
Critério de Schwarz	-9009,423	Critério Hannan-Quinn	-9022,731
rô	0,159366	Durbin-Watson	1,679614

Passo 3: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
 incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
 dimensão de amostragem 1480
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(5, 1474) = 1,574 [0,1643]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,976361
 estatística de teste: $\tau_{ct}(3) = -16,845$
 p-valor assintótico 1

Após os resultados do Teste de Cointegração de Engle-Granger observamos que o p-valor assintótico igual a 1 ao testarmos a raiz unitária em uhat mostra que não é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, podemos concluir que não há cointegração entre as séries em questão.

Verificada a ausência de cointegração, rodaremos um MQO com as defasagens e faremos o Teste de Heteroscedasticidade de White nos resíduos da regressão. Seguem resultados do MQO e do teste de White.

Modelo 11: MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_1764

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000263149	0,000299668	0,8781	0,3800	
VarPercentDOL	-0,0229012	0,0451168	-0,5076	0,6118	
VarPercentDOL_1	-0,00942000	0,0452968	-0,2080	0,8353	
VarPercentDOL_2	-0,00665082	0,0452853	-0,1469	0,8833	
VarPercentDOL_3	-0,0659953	0,0452498	-1,458	0,1449	
VarPercentDOL_4	-0,0842789	0,0452212	-1,864	0,0626	*
VarPercentDOL_5	-0,0313665	0,0447660	-0,7007	0,4836	
VarPercentCDS_17~	0,0164167	0,0128500	1,278	0,2016	
VarPercentCDS_~_1	-0,00212014	0,0130819	-0,1621	0,8713	
VarPercentCDS_~_2	0,00731590	0,0130334	0,5613	0,5747	
VarPercentCDS_~_3	-0,00452978	0,0130013	-0,3484	0,7276	
VarPercentCDS_~_4	0,0216164	0,0130287	1,659	0,0973	*
VarPercentCDS_~_5	0,00474840	0,0129485	0,3667	0,7139	
VarPercentBEIR~_1	0,162355	0,0261547	6,208	7,00e-010	***
VarPercentBEIR~_2	-0,0328185	0,0265223	-1,237	0,2161	
VarPercentBEIR~_3	-0,00765237	0,0266466	-0,2872	0,7740	
VarPercentBEIR~_4	-0,0403537	0,0266781	-1,513	0,1306	
VarPercentBEIR~_5	-0,0154893	0,0266202	-0,5819	0,5607	
Média var. dependente	0,000222	D.P. var. dependente	0,011576		
Soma resíd. quadrados	0,191276	E.P. da regressão	0,011434		
R-quadrado	0,035486	R-quadrado ajustado	0,024278		
F(17, 1463)	3,166240	P-valor(F)	0,000014		
Log da verossimilhança	4529,367	Critério de Akaike	-9022,734		
Critério de Schwarz	-8927,325	Critério Hannan-Quinn	-8987,168		
rô	0,000031	Durbin-Watson	1,997510		

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 34 (VarPercentDOL_2)

Tabela 25 - Teste de White para a heteroscedasticidade
MQO, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)
Variável dependente: uhat^2

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	8,49980e-05	1,57530e-05	5,396	8,09e-08	***
VarPercentDOL	-0,000817632	0,00150267	-0,5441	0,5865	
VarPercentDOL_1	-9,20943e-05	0,00151740	-0,06069	0,9516	
VarPercentDOL_2	0,00104653	0,00150275	0,6964	0,4863	
VarPercentDOL_3	0,00175086	0,00147901	1,184	0,2367	
VarPercentDOL_4	0,000537676	0,00147136	0,3654	0,7149	
VarPercentDOL_5	0,000671185	0,00143430	0,4680	0,6399	
VarPercentCDS_17~	-0,000514064	0,000421446	-1,220	0,2228	
VarPercentCDS_~_1	0,000648345	0,000429485	1,510	0,1314	
VarPercentCDS_~_2	-0,000337168	0,000433050	-0,7786	0,4364	
VarPercentCDS_~_3	-0,000788650	0,000435390	-1,811	0,0703	*
VarPercentCDS_~_4	-0,000571071	0,000426777	-1,338	0,1811	
VarPercentCDS_~_5	1,86245e-05	0,000431459	0,04317	0,9656	
VarPercentBEIR~_1	0,000511505	0,000834574	0,6129	0,5401	
VarPercentBEIR~_2	0,00170957	0,000851896	2,007	0,0450	**
VarPercentBEIR~_3	0,000851688	0,000846350	1,006	0,3145	
VarPercentBEIR~_4	-0,000263136	0,000843143	-0,3121	0,7550	
VarPercentBEIR~_5	0,00255394	0,000836294	3,054	0,0023	***
sq_VarPercentDOL	0,0927009	0,113131	0,8194	0,4127	
X2_X3	0,0350283	0,192416	0,1820	0,8556	
X2_X4	0,0811825	0,200467	0,4050	0,6856	
X2_X5	0,260577	0,197596	1,319	0,1875	
X2_X6	-0,219073	0,192800	-1,136	0,2561	
X2_X7	0,442428	0,206134	2,146	0,0320	**
X2_X8	-0,0702223	0,0589048	-1,192	0,2334	
X2_X9	0,0391574	0,0568579	0,6887	0,4911	
X2_X10	-0,0406666	0,0615711	-0,6605	0,5091	
X2_X11	-0,00849799	0,0617226	-0,1377	0,8905	
X2_X12	0,0504970	0,0590545	0,8551	0,3927	
X2_X13	-0,0308809	0,0601161	-0,5137	0,6076	
X2_X14	0,139617	0,121315	1,151	0,2500	
X2_X15	0,178726	0,139716	1,279	0,2011	
X2_X16	0,194982	0,138612	1,407	0,1598	
X2_X17	-0,195539	0,123429	-1,584	0,1134	
X2_X18	-0,0649938	0,129733	-0,5010	0,6165	
sq_VarPercentD~_1	-0,129514	0,116885	-1,108	0,2680	
X3_X4	0,170494	0,190629	0,8944	0,3713	
X3_X5	-0,0887768	0,201027	-0,4416	0,6588	
X3_X6	-0,136246	0,197868	-0,6886	0,4912	
X3_X7	0,0558437	0,193728	0,2883	0,7732	
X3_X8	0,0505444	0,0631781	0,8000	0,4238	
X3_X9	0,0750957	0,0609689	1,232	0,2183	
X3_X10	-0,0470651	0,0587063	-0,8017	0,4229	
X3_X11	0,0623570	0,0630702	0,9887	0,3230	
X3_X12	0,104747	0,0615016	1,703	0,0888	*
X3_X13	0,0374647	0,0601958	0,6224	0,5338	
X3_X14	0,117920	0,124365	0,9482	0,3432	
X3_X15	-0,0671589	0,126291	-0,5318	0,5950	
X3_X16	0,0983029	0,141497	0,6947	0,4873	
X3_X17	-0,0950089	0,141842	-0,6698	0,5031	
X3_X18	-0,0141545	0,125730	-0,1126	0,9104	
sq_VarPercentD~_2	0,0243141	0,119567	0,2034	0,8389	
X4_X5	0,420097	0,193220	2,174	0,0299	**
X4_X6	0,149541	0,203499	0,7348	0,4626	
X4_X7	-0,0934418	0,196100	-0,4765	0,6338	
X4_X8	-0,0635165	0,0579142	-1,097	0,2730	

X4_X9	-0,0444244	0,0634032	-0,7007	0,4836	
X4_X10	0,0419443	0,0626320	0,6697	0,5032	
X4_X11	-0,0630521	0,0600042	-1,051	0,2935	
X4_X12	-0,0632207	0,0633966	-0,9972	0,3188	
X4_X13	-0,000780420	0,0616713	-0,01265	0,9899	
X4_X14	0,162048	0,137606	1,178	0,2392	
X4_X15	0,171463	0,124421	1,378	0,1684	
X4_X16	0,209779	0,126900	1,653	0,0985	*
X4_X17	0,0404064	0,141721	0,2851	0,7756	
X4_X18	-0,175517	0,143403	-1,224	0,2212	
sq_VarPercentD~_3	0,161482	0,118689	1,361	0,1739	
X5_X6	-0,138637	0,191546	-0,7238	0,4693	
X5_X7	0,561928	0,193858	2,899	0,0038	***
X5_X8	-0,0400921	0,0653852	-0,6132	0,5399	
X5_X9	0,0349530	0,0591904	0,5905	0,5549	
X5_X10	-0,200027	0,0629727	-3,176	0,0015	***
X5_X11	0,0645976	0,0615023	1,050	0,2938	
X5_X12	0,0405549	0,0581284	0,6977	0,4855	
X5_X13	-0,0968357	0,0602991	-1,606	0,1085	
X5_X14	-0,000467533	0,129751	-0,003603	0,9971	
X5_X15	0,160569	0,141712	1,133	0,2574	
X5_X16	0,223202	0,126458	1,765	0,0778	*
X5_X17	0,0504122	0,127361	0,3958	0,6923	
X5_X18	0,0787863	0,139748	0,5638	0,5730	
sq_VarPercentD~_4	-0,0982114	0,118525	-0,8286	0,4075	
X6_X7	-0,00270317	0,189733	-0,01425	0,9886	
X6_X8	-0,00896514	0,0642223	-0,1396	0,8890	
X6_X9	0,0611426	0,0656056	0,9320	0,3515	
X6_X10	-0,0351027	0,0599193	-0,5858	0,5581	
X6_X11	0,0255738	0,0619577	0,4128	0,6798	
X6_X12	0,0370316	0,0599546	0,6177	0,5369	
X6_X13	0,0523192	0,0584988	0,8944	0,3713	
X6_X14	0,0988720	0,120428	0,8210	0,4118	
X6_X15	-0,0329374	0,130379	-0,2526	0,8006	
X6_X16	-0,214244	0,140993	-1,520	0,1289	
X6_X17	0,259793	0,127117	2,044	0,0412	**
X6_X18	-0,0933798	0,127519	-0,7323	0,4641	
sq_VarPercentD~_5	-0,0491139	0,112760	-0,4356	0,6632	
X7_X8	-0,0267203	0,0625891	-0,4269	0,6695	
X7_X9	-0,0206274	0,0608427	-0,3390	0,7346	
X7_X10	0,0104578	0,0641321	0,1631	0,8705	
X7_X11	0,00417274	0,0586307	0,07117	0,9433	
X7_X12	-0,0521886	0,0596823	-0,8744	0,3820	
X7_X13	-0,00654587	0,0583593	-0,1122	0,9107	
X7_X14	-0,123419	0,134343	-0,9187	0,3584	
X7_X15	-0,0488974	0,124095	-0,3940	0,6936	
X7_X16	0,184526	0,127762	1,444	0,1489	
X7_X17	-0,0992143	0,141328	-0,7020	0,4828	
X7_X18	0,0521669	0,125456	0,4158	0,6776	
sq_VarPercentCDS~	0,00306714	0,00704926	0,4351	0,6636	
X8_X9	-0,00765081	0,0173163	-0,4418	0,6587	
X8_X10	0,0164347	0,0140922	1,166	0,2437	
X8_X11	0,0147533	0,0180544	0,8172	0,4140	
X8_X12	0,00925183	0,0162721	0,5686	0,5697	
X8_X13	-0,00126281	0,0149755	-0,08433	0,9328	
X8_X14	0,00485180	0,0382133	0,1270	0,8990	
X8_X15	-0,0576056	0,0385268	-1,495	0,1351	
X8_X16	-0,0168657	0,0332463	-0,5073	0,6120	
X8_X17	0,0295704	0,0377290	0,7838	0,4333	
X8_X18	-0,0117585	0,0373713	-0,3146	0,7531	
sq_VarPercentC~_1	-0,0151693	0,00859220	-1,765	0,0777	*
X9_X10	-0,0148616	0,0172147	-0,8633	0,3881	
X9_X11	0,00433450	0,0146688	0,2955	0,7677	
X9_X12	-0,00512811	0,0181709	-0,2822	0,7778	
X9_X13	-0,00466472	0,0166468	-0,2802	0,7794	

X9_X14	0,0245421	0,0388837	0,6312	0,5280	
X9_X15	0,0368330	0,0391432	0,9410	0,3469	
X9_X16	-0,0425580	0,0389954	-1,091	0,2753	
X9_X17	0,0852439	0,0340739	2,502	0,0125	**
X9_X18	-0,0371580	0,0382596	-0,9712	0,3316	
sq_VarPercentC~_2	0,00149166	0,00850614	0,1754	0,8608	
X10_X11	0,00853828	0,0173752	0,4914	0,6232	
X10_X12	0,00574973	0,0147067	0,3910	0,6959	
X10_X13	-0,00885439	0,0180201	-0,4914	0,6233	
X10_X14	-0,0680368	0,0410829	-1,656	0,0979	*
X10_X15	-0,0292918	0,0387674	-0,7556	0,4500	
X10_X16	0,0327016	0,0398579	0,8205	0,4121	
X10_X17	0,0256665	0,0398202	0,6446	0,5193	
X10_X18	0,0290965	0,0357882	0,8130	0,4164	
sq_VarPercentC~_3	0,00633572	0,00859709	0,7370	0,4613	
X11_X12	0,00512850	0,0169992	0,3017	0,7629	
X11_X13	0,0144704	0,0139279	1,039	0,2990	
X11_X14	-0,0194505	0,0380786	-0,5108	0,6096	
X11_X15	-0,0293741	0,0411052	-0,7146	0,4750	
X11_X16	-0,0508839	0,0389637	-1,306	0,1918	
X11_X17	0,0290631	0,0402763	0,7216	0,4707	
X11_X18	-0,0468098	0,0390080	-1,200	0,2304	
sq_VarPercentC~_4	-0,00247275	0,00921292	-0,2684	0,7884	
X12_X13	0,00127370	0,0167714	0,07594	0,9395	
X12_X14	-0,000460736	0,0411560	-0,01119	0,9911	
X12_X15	0,0468674	0,0391496	1,197	0,2315	
X12_X16	0,0108080	0,0397322	0,2720	0,7856	
X12_X17	-0,0367727	0,0388127	-0,9474	0,3436	
X12_X18	0,0221617	0,0399511	0,5547	0,5792	
sq_VarPercentC~_5	-0,00463933	0,00923842	-0,5022	0,6156	
X13_X14	0,00365708	0,0420695	0,08693	0,9307	
X13_X15	-0,0196300	0,0412840	-0,4755	0,6345	
X13_X16	-0,0215202	0,0402009	-0,5353	0,5925	
X13_X17	0,0434969	0,0407462	1,068	0,2859	
X13_X18	-0,0717894	0,0383567	-1,872	0,0615	*
sq_VarPercentB~_1	0,0333694	0,0294861	1,132	0,2580	
X14_X15	0,00753511	0,0656218	0,1148	0,9086	
X14_X16	0,0635195	0,0627848	1,012	0,3119	
X14_X17	-0,215821	0,0674728	-3,199	0,0014	***
X14_X18	0,0888536	0,0699080	1,271	0,2040	
sq_VarPercentB~_2	0,0655373	0,0305058	2,148	0,0319	**
X15_X16	0,0623453	0,0677373	0,9204	0,3575	
X15_X17	0,158931	0,0622900	2,551	0,0108	**
X15_X18	0,125753	0,0707683	1,777	0,0758	*
sq_VarPercentB~_3	0,0336750	0,0312421	1,078	0,2813	
X16_X17	0,0502192	0,0685877	0,7322	0,4642	
X16_X18	0,0179508	0,0668506	0,2685	0,7883	
sq_VarPercentB~_4	0,0331450	0,0330078	1,004	0,3155	
X17_X18	0,0380524	0,0701805	0,5422	0,5878	
sq_VarPercentB~_5	0,119305	0,0331022	3,604	0,0003	***

R-quadrado não-ajustado = 0,146267

Estatística de teste: $TR^2 = 216,621556$,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(170) > 216,621556) = 0,009044$

De acordo com o teste de White acima, há presença de heteroscedasticidade já que o p-valor = 0,009044 e a hipótese nula de presença de homocedasticidade é rejeitada. Portanto, o MQO corrigido para heteroscedasticidade será:

Modelo 12: Heteroscedasticidade-corrigida, usando as observações 2009-09-29:2015-06-02 (T = 1481)

Variável dependente: VarPercentBEIR_1764

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,000287562	0,000278727	1,032	0,3024	
VarPercentDOL	-0,0304461	0,0461758	-0,6594	0,5098	
VarPercentDOL_1	-0,0337642	0,0404739	-0,8342	0,4043	
VarPercentDOL_2	-0,0183148	0,0445172	-0,4114	0,6808	
VarPercentDOL_3	-0,0788579	0,0426310	-1,850	0,0645	*
VarPercentDOL_4	-0,0906890	0,0426126	-2,128	0,0335	**
VarPercentDOL_5	-0,00489131	0,0395934	-0,1235	0,9017	
VarPercentCDS_17~	0,0124439	0,0119761	1,039	0,2989	
VarPercentCDS_~_1	-0,00304961	0,0119690	-0,2548	0,7989	
VarPercentCDS_~_2	0,00418081	0,0108129	0,3866	0,6991	
VarPercentCDS_~_3	-0,00305046	0,0116334	-0,2622	0,7932	
VarPercentCDS_~_4	0,0187155	0,00788701	2,373	0,0178	**
VarPercentCDS_~_5	-0,00149981	0,0114817	-0,1306	0,8961	
VarPercentBEIR~_1	0,178648	0,0291695	6,124	1,17e-09	***
VarPercentBEIR~_2	-0,00201204	0,0283059	-0,07108	0,9433	
VarPercentBEIR~_3	-0,000366789	0,0281553	-0,01303	0,9896	
VarPercentBEIR~_4	-0,0352788	0,0273061	-1,292	0,1966	
VarPercentBEIR~_5	-0,0202861	0,0295233	-0,6871	0,4921	

Estatísticas baseadas nos dados ponderados:

Soma resíd. quadrados	8563,318	E.P. da regressão	2,419351
R-quadrado	0,038351	R-quadrado ajustado	0,027177
F(17, 1463)	3,432093	P-valor(F)	2,70e-06
Log da verossimilhança	-3400,855	Critério de Akaike	6837,711
Critério de Schwarz	6933,119	Critério Hannan-Quinn	6873,276
rô	-0,014838	Durbin-Watson	2,027393

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	0,000222	D.P. var. dependente	0,011576
Soma resíd. quadrados	0,191802	E.P. da regressão	0,011450

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 92 (VarPercentBEIR_1764_3)

Podemos concluir que, se tratando do vértice de 1764 dias úteis a um nível de confiança de 5%, apenas é estatisticamente significativa os coeficientes estimados para a primeira e defasagem da variação da inflação implícita, a quarta defasagem da variação cambial e a quarta defasagem das variações do CDS. Os respectivos p-valores dos coeficientes foram 1,17e-09 (aproximadamente zero), 0,0335 e 0,0178.

A interpretação do coeficiente fica que a variação de 1% na BEIR do período anterior resulta numa variação de 0,1786 p.p. na BEIR deste período. A variação de 1% na taxa do câmbio do quarto período anterior resulta numa variação de 0,0906p.p. na BEIR deste período. Já a variação de 1% no CDS do quarto período anterior resulta numa variação de 0,0187p.p. na BEIR deste período. Como não houveram variáveis contemporâneas que impactassem a um nível significativo a BEIR referente ao vértice de 1764 dias úteis, podemos concluir que apenas a componente inercial teve resultado significativo.

6. Conclusões.

Após a observação dos resultados dos testes e das regressões propostas, concluímos que, para o nível de significância de 5%, há impactos relevantes na inflação implícita oriundos de choques cambiais defasados. Vale ressaltar que, em nenhum momento, os choques cambiais contemporâneos impactaram de forma significativa na variação da inflação implícita.

Um dado relevante que pudemos observar é que, quanto mais distante for o vértice da inflação implícita, mais defasado é o impacto da taxa das variações cambiais nas variações. Quando começamos a análise pelo vértice 252, obtemos um coeficiente de 0,0858 (8,58%) para a segunda defasagem da variação cambial. Olhando para o vértice 756, obtemos -0,1040 (-10,40%) para a terceira defasagem. No vértice 1008, a terceira defasagem da variação cambial tem um coeficiente de -0,0905 (-9,05%). No vértice de 1764, a quarta defasagem das variações cambiais apresentou o coeficiente de 0,0906 (9,06%). Ou seja, quanto mais distante o vértice, maior a defasagem influente.

Com relação aos coeficientes, observações interessantes podem ser feitas. Primeiro quanto ao impacto deles na BEIR, todos estão entre 8,5 a 10,5%. É uma diferença pequena se pararmos para pensar que estamos tratando de anos de diferença entre um vértice e outro. Em segundo lugar, destacam-se os sinais dos coeficientes que, por vezes eram positivos e, por outras vezes, negativo.

É normal se esperar que haja uma relação positiva entre câmbio e inflação. Entretanto, a inflação implícita (BEIR) é resultado de uma divisão de um título pré-fixado (LTN) pela componente pré-fixada da NTN-B. Pode ser que a relação negativa se quando, durante uma variação cambial positiva, a componente pré-fixada da NTN-B suba e a LTN não, reduzindo a BEIR.

Uma outra conclusão interessante é a ausência de relações contemporâneas entre as variáveis. O modelo mostrou claramente que as expectativas adaptativas se mostram muito fortes, principalmente quando olhamos para os coeficientes das defasagens (principalmente a primeira defasagem) da BEIR. Essa conclusão dialoga com o trabalho de Kohlscheen (2010) onde este mostra que os modelos de previsão inflacionária dos agentes econômicos consideram muito mais expectativas adaptativas.

Portanto, exceto para os vértices 504 e 1260, conseguimos estimar a um nível de significância de 5% coeficientes que mostram que as variações cambiais defasadas tem impacto de curto prazo na BEIR para dados diários. Questões como a dos sinais dos coeficientes ficam para futuros estudos em torno do tema. Novamente, discussões sobre a formação de expectativas inflacionárias são sempre muito interessantes e despertam o ímpeto da pesquisa, principalmente quando abordamos a história brasileira.

7- Referências Bibliográficas

- **Blanchard, O. 2011.** “Macroeconomia”- 5ª Edição (São Paulo: Pearson Prentice Hall)
- **Bueno, R. D. L. S. 2011.** “Econometria de Séries Temporais” – 2º Edição (São Paulo: Cengage Learning)
- **Caires, Marcio Lobo. 2013.** “*Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil 2013.*” - 55f. Dissertação (Mestrado) – (Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo)
- **Campa, J.M., Goldberg, L.S. 2002.** “*Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?*” (Federal Reserve Bank of New York)
- **Carvalho, F.A. 2012.** “Uma Breve Análise de Medidas Alternativas à Mediana na Pesquisa de Expectativas de Inflação do Banco Central do Brasil” (Banco Central do Brasil - Trabalhos para discussão n. 264)
- **Cerisola, M. e G. Gelos. 2009.** “*What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis.*” (Applied Economics, 41, 10, 1215–1227.)
- **Gagnon, J.; Ihrig, J. 2000.** “*Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through.*” (International Journal of Finance and Economics)
- **Goldfajn, I.; Werlang, S. 2000.** “*The Pass-Through from Depreciation to Inflation.*” (Working Paper Series n. 5)
- **Hull, John C. 2012.** “*Option, Futures, and Other Derivatives.*”- 8th ed. (Toronto: Pearson Prentice Hall)
- **Kohlscheen, Emanuel. 2010.** “Uma Nota sobre os Erros de Previsão da Inflação de Curto Prazo”. (Banco Central do Brasil – Trabalhos para Discussão n. 227)
- **Minella, A.; Freitas, P.; Goldfajn, I.; Muinhos, M. 2003.** “*Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility.*”

(Banco Central do Brasil - Working Paper Series n. 77)

- **McCarthy, Jonathan. 2000.** “*Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies.*” (Federal Reserve Bank of New York)
- **Nogueira Junior, R.P. 2007.** “*Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through*” (Revista de Economia Aplicada, 11: 189-208)
- **Svensson, Lars E.O. 1994.** “*Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*” (IMF Working Papers n. 94/114)
- **Taylor, J. B. 2000.** “*Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms.*” (European Economic Review, 44: 1389-1408)
- **Vicente, José V. M.; Graminho, Flávia M. 2014.** “*Decompondo a Inflação Implícita*” (Banco Central do Brasil – Trabalhos para Discussão n. 359)
- **Val, F.F.; Barbedo, C.H.S.; Maia, M.V. 2010.** “*Expectativas Inflacionárias e Inflação Implícita no Mercado Brasileiro.*” (Banco Central do Brasil - Trabalhos para Discussão n. 225)