Marilia Dancini

Medidas de Expectativa de Inflação nos Estados Unidos
Estudo Comparativo

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Ibmec São Paulo.

Orientador: Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Jr. – Ibmec SP

São Paulo
2009

Dancini, Marília
Medidas de Expectativa de Inflação nos Estados Unidos – Estudo Comparativo / Marília Dancini – São Paulo: Ibmec, 2009.
34 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Ibmec São Paulo.

Orientador: Prof. Dr. Eurilton Alves Araujo Júnior

1.Expectativa 2.Inflação 3.TIPS 4.Modelo

Marilia Dancini

Medidas de Expectativas de Inflação nos Estados Unidos – Estudo Comparativo

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Ibmec São Paulo.

Aprovado em Junho de 2009

EXAMINADORES

Prof. Dr. Eurilton Alves Araujo Junior

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito

Prof. Dr. Rogério da Costa Monteiro

Agradecimentos

Gostaria de agradecer primeiramente ao meu professor orientador Eurilton Araújo pela disponibilidade, paciência e orientação que foram muito importantes para a realização deste trabalho. Agradeço também ao meu pai, José Luiz Dancini pelo auxílio técnico, o qual possui grande domínio. Agradeço também aos meus chefes André Raduan e Emerson Codogno, pelos quais tenho grande admiração, pelas muitas lições de mercado, pela paciência e principalmente pela oportunidade. E por fim, aos amigos e familiares pelo apoio.

Resumo

DANCINI, Marilia. Medidas de Expectativa de Inflação nos Estados Unidos – Estudo Comparativo. São Paulo, 2009. 30p. Monografia – Faculdade de Economia Ibmec São Paulo

A utilização da taxa de inflação implícita como *proxy* para a expectativa da inflação do mercado americano, embora seja amplamente utilizada, não é isenta de viés. Esta medida é calculada extraindo-se a taxa dos títulos norte americanos indexados à inflação (*TIPS*) da taxa dos juros nominais (*Notes*). Porém, por serem estas negociadas no mercado aberto, englobam em si prêmios de liquidez e de risco. Este trabalho utilizou a alternativa criada pelo *Federal Reserve of Cleveland*, onde a série original da inflação implícita é ajustada de modo a extrair o viés causado por estes prêmios. Estudou-se as diferenças básicas entre as séries ajustada e não ajustada, a fim de compreender se esta discrepância seria de fato significativa. Comparando-se as duas séries, percebe-se que, embora elas reflitam as mesmas quebras de trajetória, apresentam diferenças estatisticamente significativas nos níveis de inflação, quer sejam positivas ou negativas, e na tendência da volatilidade. Finalmente, conhecer as diferenças entre os valores de ambas as taxas, ajustada e não ajustada, permite melhor acompanhamento do risco, principalmente em épocas de crise.

Palavras-Chave: Expectativa. Inflação. TIPS. Modelo.

Abstract

DANCINI, Marilia. Inflation Expectation Measurements in the United States – Comparative Study. São Paulo, 2009. 30p. Monografia – Faculdade de Economia Ibmec São Paulo

The use of the break even rate as a proxy for the american market inflation expectation, although in common practice, presents some bias. This end point in reached by extracting the Treasury Inflation-Protected Securities (TIPS) from the Notes' nominal yield. Nevertheless, because this datas are taken directly from the market, they carry intrinsic liquidity and risk premium. This work chose the Federal Reserve of Cleveland alternative series, where the original break even inflation rate is adjusted in a way to extract the bias caused by those two premiums. We studied the basic differences between adjusted and non-adjusted series, aiming to understand whether these differences could elicit any significance. By comparing them, one can realize that, although they reflect the same trend breaks, they present statistically significant differences on inflation level, weather positive or negative, and in its volatility trend. Finally, understanding the differences between both rate values, adjusted and non-adjusted, one might have better market risk monitoring, especially during crisis time.

Keywords: Expectation. Inflation. TIPS. Model.

Sumário

1. Introdução **7**

2. Método **11**

3. Análise Descritiva **13**

4. Modelagem **15**

5. Previsões **16**

6. Discussão **17**

7. Conclusão **19**

Referências **20**

Apêndice **22**

Lista de Ilustrações

Figura 1: Gráfico conjunto da série ajustada e não ajustada **13**

Figura 2: Dados descritivos da série não ajustada **22**

Figura 3: Dados descritivos da série ajustada **22**

Figura 4: Correlograma da série não ajustada **23**

Figura 5: Correlograma da série ajustada **24**

Tabela 1: Teste de raiz unitária da série ajustada **25**

Tabela 2: Teste de raiz unitária da série não ajustada **25**

Tabela 3: Modelo da série ajustada explicando a série não ajustada **27**

Tabela 4: Melhor modelo para a série ajustada **28**

Tabela 5: Melhor modelo para a série não ajustada **29**

Figura 6: Previsão para a série não ajustada (fora-da-amostra) **30**

Figura 7: Comparação da previsão com a série original (ajustada) **30**

Figura 8: Previsão para a série ajustada (fora-da-amostra) **31**

Figura 9: Comparação da previsão com a série original (não ajustada) **31**

Figura 10: Gráfico de comparação entre previsões de desvio **32**

Figura 11: Diferença da série não ajustada para a série ajustada **32**

1. Introdução

A busca por uma boa estimação do comportamento de indicadores macroeconômicos é um assunto que interessa tanto pesquisadores acadêmicos como economistas de mercado. O profundo conhecimento de um indicador e a possibilidade de antever seus próximos movimentos permite uma melhor preparação dos agentes para a sua atuação na economia. Empresas com diferentes projeções de demanda decidem entre fornecer mais ou menos produto, a um preço maior ou menor, investir ou não na sua capacidade de produção. Consumidores, por sua vez, decidem entre consumir ou poupar, pagar à vista ou a prazo, tomar ou não um financiamento, financiar a curto ou longo prazo. O governo pode mudar suas políticas de atuação, a fim de diminuir os impactos negativos de um choque, aumentando ou reduzindo as taxas de juros ou ainda trabalhando na arrecadação de tributos. Os fundos de investimento podem mudar o seu portfólio buscando se adequar ao novo cenário de risco, comprando e vendendo ativos, aumentando ou reduzindo sua posição. Isto tudo é uma pequena parte de uma lista extensa de respostas de cada setor a choques que gerem mudanças de percepção do cenário macroeconômico.

Cada agente por si estuda a economia, cria um cenário mais provável para o futuro, e toma a sua decisão. Esta ação em conjunto tem o poder de mover a economia para outros estados. E assim, a antecipação de conseqüências futuras pode influenciar a economia a convergir para seu equilíbrio em um espaço de tempo muito mais curto. Esta idéia foi primeiramente explorada por Muth (1961), que analisou o impacto das expectativas do mercado nos preços de commodities agrícolas. Ele mostra que a ação dos especuladores é positiva à medida que antecipa e dissolve no tempo um choque que provocaria uma grande variação em um período específico. Esta ação reduziria, pois, a volatilidade dos preços e ainda assim seria rentável para os especuladores. A expectativa de um aumento dos preços devido a fatores climáticos adversos faria com que os operadores de commodities precificassem uma alta nos contratos, até o ponto onde não houvesse mais oportunidade de arbitragem. Assim, acontecendo o choque que se previa, o mercado não reagiria surpreso ou não aumentaria a volatilidade de preços, diminuindo a distorção do valor real do ativo.

Refinando um pouco mais os estudos sobre expectativas racionais, Lucas (1972) em uma pesquisa que lhe rendeu o Prêmio Nobel de Economia, discorreu sobre as evidências empíricas que sustentavam a teoria da neutralidade da moeda de Hume (1970), e a possibilidade dos agentes anteciparem os resultados esperados fazendo com que mudanças na economia real de fato ocorressem. Primeiramente, para Hume aumentos na base monetária

causavam aumentos nos preços na proporção de um para um, sem influências na economia real de longo prazo, não variando o quanto as pessoas iriam consumir ou trabalhar. Porém Lucas não se sentia satisfeito com a explicação simplista de que as conseqüências de uma mudança na base monetária eram tão previsíveis. Ele acreditava que havia muito mais complicações no início do processo de transmissão da moeda, podendo ter agentes que antevendo a situação pudessem atuar imediatamente na mudança de preços, caso ela não fosse esperada. A verdadeira pergunta que se buscava responder era em que condições e premissas a mudança na base monetária era neutra?

Depois de Lucas, vários esforços foram feitos na busca de uma resposta para esta questão. As expectativas racionais foram incluídas em outros modelos e podiam explicar movimentos contrários ao senso comum. Sobre a política monetária, Sargent e Wallace (1981) argumentavam que dentre todas as coisas que ela não influenciaria, como a economia real, se ela fosse interpretada como simples operação de mercado aberto não seria capaz de influenciar nem mesmo o nível de preços. Um aumento na taxa de juros hoje poderia ser entendido pelos agentes como um débito maior que o governo terá que arcar no futuro, sendo obrigado posteriormente a emitir moeda para saldar a dívida, o que causaria inflação. Assim sendo, os agentes se adiantariam e não reduziriam os preços de hoje. A credibilidade de uma política monetária depende do acompanhamento de uma política fiscal que, em épocas de contração monetária, realize em paralelo um corte nos gastos. Se assim fosse, a confiança no Banco Central faria com que o mercado começasse a baixar os preços no momento do anúncio da nova política contracionista.

Este ponto foi explorado por Roberts (1998), ele explica que depois da incorporação das expectativas racionais nos modelos, os economistas passaram a buscar o entendimento de porque o controle da inflação, mesmo sem o descompasso entre políticas, ainda requeria um alto custo de recessão. O Banco Central anunciando que irá aumentar os juros deveria estimular os agentes a se adiantarem, dando o impacto na economia de aumento de juros e redução nos preços sem a necessidade de contração econômica. Isso para ele mostrava que as expectativas racionais poderiam não ser tão racionais assim, o que levou Robert a estabelecer níveis de racionalidade. Os dados empíricos ainda exigiam significativos custos do governo no combate à inflação.

Racionais ou não, o comportamento das expectativas e o quanto ele se materializava no futuro passaram a ser alvos principais da curiosidade dos pesquisadores. Assim, um grande esforço vem sendo feito na literatura, a fim de estudar que fatores influenciam as expectativas e quão bem elas se adéquam aos dados que de fato ocorreram.

Kajanoja (2004), por exemplo, tentou modelar a expectativa de crescimento do PIB e a inflação através de dados de dividendos distribuídos pelas empresas e suas cotações na bolsa, que deveriam refletir a expectativa de atividade futura dos agentes. Embora suas projeções sejam parecidas com as expectativas de mercado em alguns períodos, ele considera que expectativas são quase impossíveis de serem estimadas e que o modelo apresenta problemas. Alguns parâmetros podem estar mal-especificados, algumas relações descritas não ocorrem empiricamente e há estimadores de comportamento não estável. Porém ele relembra que é um estudo de caráter experimental e que alguns resultados acabaram sendo próximos dos dados de mercado.

Fukac (2005), em seu trabalho sobre as expectativas de inflação do mercado Tcheco, realizou um teste estatístico que comparava a expectativa de inflação de uma pesquisa mensal feita pelo Banco Nacional da República Tcheca com as expectativas de inflação do mercado e posteriormente com a inflação efetiva. Seus resultados mostraram que a hipótese das expectativas da pesquisa serem iguais às expectativas do mercado não podem ser rejeitadas, de acordo com testes econométricos. Porém, estas expectativas não refletiram a inflação realizada, o que faria delas um mau previsor da inflação. Embora esse dado não nos forneça uma antecipação da inflação, ele possui uma grande influência no *money-market*, principalmente na PRIBOR[1], servindo de referência para inúmeras ações no lado real da economia.

Alonso, Blanco e Rio (2001) estudaram as expectativas de inflação no mercado Francês com base em títulos do governo indexados à inflação. O preço destes títulos, subtraído do preço dos títulos do mesmo emissor não-indexados deveria refletir a expectativa de inflação dos agentes. Porém, para títulos negociados no mercado aberto ele encontrou uma forte barreira: o viés de liquidez. A liquidez também estaria refletida nos preços, sendo pago um prêmio maior pelo título de menor liquidez, que não estaria refletindo necessariamente uma expectativa de aumento da inflação. Assim, os dados dos títulos estariam viesados, exceto se utilizássemos restrições muito fortes que não seriam observadas empiricamente.

Corning (2002) também se utilizou de títulos indexados para extrair a expectativa dos agentes. Estudou as TIPS, que são títulos norte-americanos indexados à inflação, e também chamou atenção para o problema do viés de liquidez, além do prêmio de risco. Para Corning, o volume de negociações de títulos indexados no mercado norte-americano estava crescendo

(1) Taxa dos depósitos interbancários da República Tcheca.

com o passar do tempo, o que nos faria esperar que futuramente cairiam os prêmios de liquidez, e os *spreads* de juros nos dariam cada vez melhor a expectativa de inflação. Porém, mesmo que isso aconteça, as TIPS poderiam ainda não refletir fielmente essas previsões, se fazendo necessário incluir medidas de volume na análise dos *spreads*.

Assim sendo, o objetivo deste estudo é continuar com o foco no comportamento das expectativas de inflação. Para agentes do mercado financeiro norte americano, percebeu-se que a medida mais utilizada por eles para refletir a expectativa de inflação do mercado eram as TIPS. Explicando melhor, o objeto de negociação deste título são os juros reais, e na data de vencimento o governo pagará os juros negociados mais a inflação do período. Quando subtraídos estes de um título de mesmo vencimento, mas que negocia os juros nominais, tem-se o chamado *break-even* da inflação, ou seja, o quanto o mercado espera que será a inflação média anual daquele período.

Este dado, embora seja amplamente utilizado, possui uma série de problemas já descritos pelos autores acima. Enquanto nos títulos indexados não se corre o risco de um aumento na inflação, pois negociam-se os juros reais, com os *Notes* você pode ser surpreendido. Então, embutido nos retornos deste, deve haver um prêmio por tomar este risco. Este prêmio acaba por superestimar a inflação esperada pelo mercado na sua derivação.

Além disso, os Notes tem um volume de negociação muito grande, enquanto as TIPS não são tão líquidas. Os investidores que optarem por atuar nos títulos indexados exigirão um prêmio pela possibilidade de não conseguirem vender o ativo tão facilmente no futuro. O viés de liquidez, porém, atua na direção contrária ao viés de risco, subestimando a expectativa do mercado.

O objetivo deste estudo seria, então, analisar a estrutura do *break-even* e compará-la com uma série ajustada por prêmios de liquidez e risco. Se ambas apresentarem o mesmo comportamento, então não haverá a necessidade de se fazer tais ajustes. Porém, se apresentarem estruturas diferentes, então deve-se tomar cuidado pois a escolha de apenas uma série poderia subestimar ou superestimar as expectativas do mercado.

2. Método

Assim como Cornig (2002) e Alonso, Blanco e Rio (2001), o método utilizado aqui para a série de expectativa de inflação é o spread entre títulos nominais pré-fixados (*Notes)* e os títulos indexados à inflação (*TIPS*). Para a comparação, utilizaremos por outro lado uma série que leve em conta o viés do prêmio de liquidez e prêmio de risco, fazendo as devidas correções.

O *Federal Reserve Bank of Cleaveland* possui uma série de dados de TIPS ajustados por esses prêmios, que serão utilizadas neste estudo como a série não viesada. Os dados são extraídos de Treasury Notes e TIPS, ambos de 10 anos, porém sofrem ajustes que procuram diminuir o viés.

Estes dados foram ajustados segundo a seguinte metodologia, tirada do site desta instituição, onde primeiramente foram estabelecidas três premissas:

- Embora em menor escala, os *bonds* nominais ainda possuem um prêmio de liquidez que é correlacionado com o prêmio de liquidez das TIPS.

- Este prêmio de liquidez pode ser calculado segundo a diferença entre os *notes* negociado no mercado primário (compras diretamente com o Treasury) e o negociado no mercado secundário (comprado de outros investidores). O prêmio para as TIPS é maior uma vez que são títulos menos líquidos.

- Por último, temos que a diferença entre as expectativas do relatório *Survey of Professional Forecasters* (SPF) e das TIPS é baseada neste prêmio de liquidez. E diferenças nesta pesquisa para a inflação real não são movidas por prêmio de liquidez.

Assim, eles calculam o prêmio de liquidez subtraindo o preço dos *notes* de 10 anos do mercado primário do secundário. Este resultado será a variável explicativa da regressão do *spread* entre a SPF e as TIPS, segundo a seguinte fórmula:

$$Y = a + b\,x + c\,x^2 \qquad (1)$$

Onde ‘Y’ é o *spread*, e ‘x’ o prêmio de liquidez. O coeficiente ‘a’ é interpretado como sendo o prêmio de risco, uma vez que é constante e positivo. O resultado para ‘b’ e ‘c’ são respectivamente -12,7 e 20,9.

Encontrados os coeficientes, o ajuste da série de TIPS será a série não ajustada subtraída pelos prêmios, dado pela seguinte fórmula:

$$TA = TNA - 0.9485 + 12.7\,x - 20.9\,x^2 \qquad (2)$$

Onde:

TA = Tips ajustadas

TNA = Tips não ajustadas

x = prêmio de liquidez

Nesta equação fica claro o efeito oposto que cada prêmio tem sobre o ajuste. Como o prêmio de risco faz a inflação parecer maior do que realmente é, temos uma constante negativa para corrigir esta diferença. Já o prêmio por liquidez, uma vez que ele será sempre um número positivo e menor do que um, reduziria a inflação esperada, porém ele é corrigido por um termo quadrático com uma resultante positiva.

Esta nova série nos dá um indicador diferente para a inflação, e o que vamos perceber mais a frente é que olhar para esta série e não para o break-even nos dá outra visão do comportamento da inflação.

Vale lembrar que a validação deste método depende da aceitação de suas premissas que por sua vez podem ser contestadas. A diferença de preços dos títulos em mercado primário e secundário podem não representar fielmente o prêmio de liquidez. O governo, dependendo da razão de ser da sua política monetária pode oferecer ágio ou deságio para a compra do papel, que no mercado secundário quando a troca se dá com investidores, possa ser desconsiderado e precificado a partir de um preço justo.

A criação de medidas de mensuração do prêmio de risco e liquidez é um assunto muito controverso passível de críticas e alternativas.

3. Análise Descritiva dos Dados

Uma primeira olhada nas duas medidas de expectativa já nos mostra que elas possuem comportamentos bem distintos ao longo do tempo. Se olharmos apenas para o *break-even* até meados de 2003, corremos o sério risco de estar subestimando a expectativa de inflação do mercado.

Em meados de 1998, os EUA estavam passando por uma fase muito próspera da sua economia com queda nos preços e queda no desemprego. Neste momento, economias emergentes como Rússia, México e Países Asiático passavam por fortes crises, porém os efeitos destas crises na economia norte americana foram na verdade positivos. A desvalorização cambial asiática fez com que os preços de suas exportações sofressem forte queda, barateando produtos como eletrônicos e automóveis. Além disso, a atividade mais fraca desses países reduziu a demanda por petróleo e outras commodities, reduzindo seus preços. O resultado dessas forças foi uma menor pressão inflacionária, e conseqüente queda nos índices de preços norte-americanos.

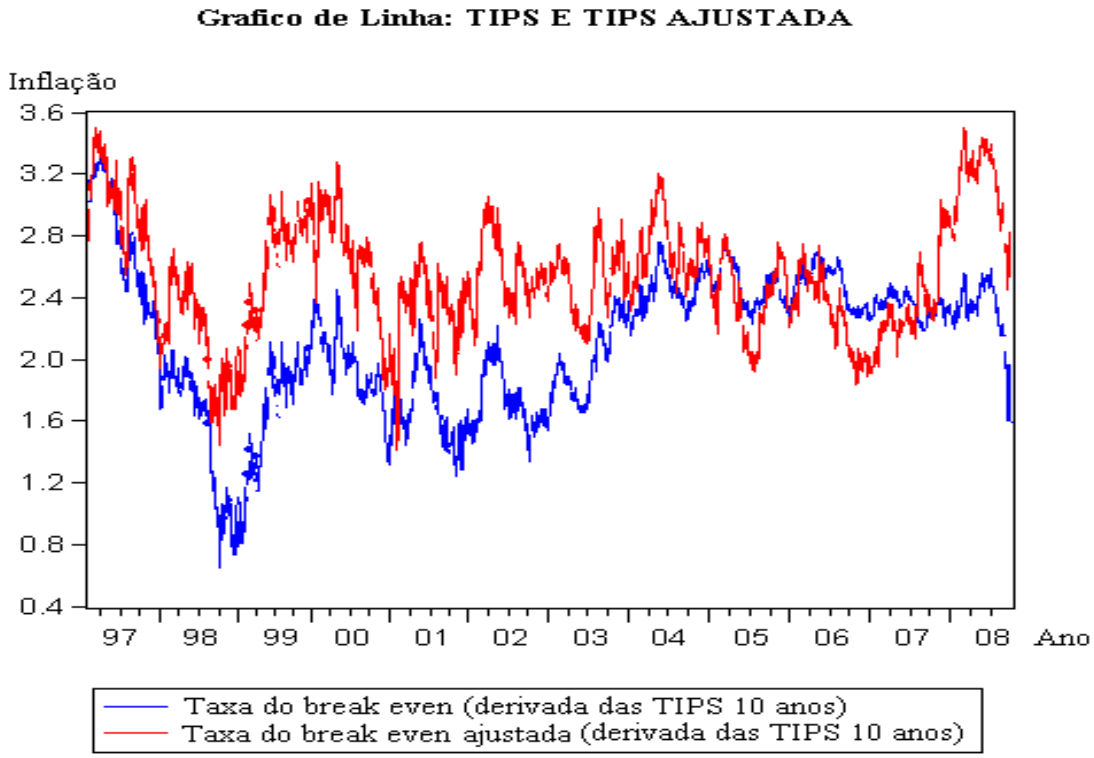


Figura 1: Gráfico conjunto da série ajustada e não ajustada.
Fonte: Federal Bank of Clevelend

A crise também estimulou outro movimento global: a procura por rendimentos livres-de-risco. A fuga de capital dos países emergentes abriu espaço para grandes investimentos em

treasuries, que eram consideradas mais seguras. As Notes representaram uma grande fatia deste bolo, aumentando fortemente o volume de negociações e sua liquidez. O aumento da liquidez de *treasuries* nominais aumenta também o prêmio de liquidez dos títulos indexados, e portanto, a diferença das duas séries nesta época deixa clara a subestimação da expectativa de inflação.

Caso ambas as séries explicassem exatamente o mesmo movimento, ao regredir uma série contra a outra, em um exercício de tentar explicá-las, esperaríamos ter uma constante igual a zero, ou qualquer número positivo representando um prêmio constante, e um $\alpha = 1$.

A Tabela 3 mostra que os dados não apresentam movimentos coordenados, e portanto é relevante a sua diferenciação no momento de extrair deles a expectativa de mercado. Seguimos, então, estudando a estrutura de cada um deles para tentar entender as suas diferenças.

Uma breve análise descritiva já deixa claras as diferenças entre as duas séries. Pelos indicadores de média da série ajustada e sua variância, como ilustra a Figura 3, percebemos que os dados estão bem concentrados em torno da média, onde está aproximadamente a metade deles. O excesso de curtose sendo quase zero também indica uma concentração, parecendo assim uma variação em nível com reversões à média histórica. Já na série sem ajuste de prêmios, como mostra a Figura 2, podemos perceber que os dados possuem maior variância, e a maioria dos valores estão acima da média, como mostra a mediana e a assimetria. Ao contrário da serie ajustada, esta não indica reversão à média histórica, mas sim uma mudança no patamar das expectativas.

A Figura 4 mostra o correlograma da série não ajustada que apresenta um decaimento lento e gradual das correlações, indicando a não estacionaridade da série. Dois testes de presença de raiz unitária, Dickey-Fuller (Tabela 2) e KPSS, comprovam a necessidade de utilizar os dados em diferença. Já na série ajustada, o próprio gráfico de linha já nos deixa dúvidas sobre a sua estacionaridade. Os testes de raiz unitária (Tabela 1) não asseguram sua presença, e se permitirmos uma pequena expansão no nível de confiança do teste podemos dizer que a série já pode ser considerada estacionária. Porém, as tentativas de ajustar um modelo ARMA nos mostraram que as raízes dos modelos são muito próximas de um, então para fins de obter uma maior confiança no modelo, optou-se por utilizar a série em diferença.

4. Modelagem

Para melhor compreender a estrutura das séries utilizamos um modelo parcimonioso baseado nos próprios dados. O modelo possui operadores auto-regressivos, com defasagens da variável dependente, e operadores de médias-móveis, com defasagens do erro, do tipo:
Auto-regressivo:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \ldots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \tag{1}$$

Média Móvel:

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \ldots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, \tag{2}$$

Para encontrar o modelo ARIMA que melhor explica estas séries de dados, partiu-se de um modelo geral (6,1,6). A partir deste modelo mais geral, percebeu-se que constantemente tínhamos raízes do MA muito próxima das raízes do AR, formando um falso ARIMA, pois uma vez que os números são iguais, eles se cancelam e o efeito da informação passa a ser zero. Além disso, os modelos auto-regressivos sozinhos, apresentaram melhores estimadores, segundo o critério Swartz. Assim, optou-se por não utilizar médias móveis, e utilizar apenas os auto-regressivos na especificação do modelo. Para ambas as séries encontrou-se que o melhor modelo foi o ARIMA (3,1,0).

Partindo daí, o teste de heterocedasticidade deu indícios de que poderia haver uma estrutura de volatilidade em ambas as séries. Para ambas as séries encontrou-se um ARCH de segunda ordem, um GARCH de primeira ordem e um TARCH de primeira ordem. Isto confirma o fato estilizado presente na maioria das séries financeiras, que seria uma assimetria na volatilidade, ou seja, os dados se comportam de maneiras diferentes com notícias boas e ruins.

Os coeficientes de ambos os modelos podem ser observados nas Tabelas 4 e 5. Os modelos mostram que, embora o valor do parâmetro AR(3) é semelhante para as duas séries de dados, os parâmetros de volatilidade são significativamente distintos, resultando em comportamentos diferenciados.

5. Previsões

Conhecida a estrutura que melhor ajusta os dados de expectativa de inflação, resta saber se ela seria capaz de antecipar algum movimento dos dados, e o quão precisa seria esta previsão. Para isto, restringimos nossa amostra, retirando o último ano de 30/09/2007 a 30/09/2008, reestimamos o modelo, e então fez-se a previsão.

A previsão utilizada foi a estática que consiste em estimar o próximo movimento baseado em toda a informação que se tem até ali, ou seja, cada ponto é previsto a partir dos dados originais até t-1, com dados fora da amostra. Os resultados estão presentes nas Figuras 6 e 8. A seguir, comparou-se esta série de previsão com os dados originais, resultando nas Figuras 7 e 9 . Esta mostrou-se uma boa previsão para a série de dados. Os erros giram em torno do zero chegando por volta de 0.15%.

Isto mostra que o modelo AR(3) com a estrutura de volatilidade captou bem o comportamento da série de dados, embora ele seja um modelo parcimonioso.

6. Discussão

Uma vez especificado o modelo e seus resultados, seguimos discutindo sobre os pontos de destaque neste estudo. Primeiramente, o que pudemos perceber é que as séries ajustada e não ajustada possuem semelhanças entre si. O gráfico nos mostra que elas tendem a acompanhar o mesmo caminho e as mesmas quebras de tendência e reversão de movimento, ou seja, ambas apresentam as mesmas tendências de alta e queda da expectativa de inflação. As estruturas dos dados também são semelhantes na medida que foi possível aplicar o mesmo modelo para explicar ambos os comportamentos. Isso nos mostra que o prêmio não viésa esse tipo de informação. Ele não é capaz de distorcer os dados a ponto de alterar trajetórias de aumento nas expectativas. Também não é capaz de incluir ou retirar a relevância do número de defasagens que explica a série de dados e sua volatilidade, ou seja, não altera sua estrutura.

A principal mudança que pudemos enxergar, causadora do viés nos dados de inflação implícita é no nível. Os prêmios de rico e liquidez adicionam ou subtraem da inflação implícita um valor, que varia ao longo do tempo, e que oras subestima, oras superestima o valor esperado pelo mercado. A figura 11 mostra essas variações e o período em que elas ocorreram.

Outra diferença significativa nos chama a atenção: o fato da série ajustada ser muito próxima de uma série estacionária. A análise descritiva mostrou que a média e a mediana dos dados são muito próximas, a assimetria é próxima de zero e a curtose é próxima de 3, que seria o valor da curtose de uma distribuição normal. O teste de raiz unitária, rejeitou a sua presença, e portanto poderia ser considerada estacionária. Isso nos mostra que sem o viés do risco, a série de expectativas de inflação varia em torno de uma média, que poderíamos dizer que seria a inflação média de longo prazo da economia norte americana. Ela sempre converge para valores de 2,5%, o que nos dá um bom estimador para a inflação “natural” do país.

Por outro lado, esta análise também nos permite conhecer o outro lado dos dados: as variações dos prêmios de risco e liquidez. Sendo estas a única diferença entre uma série e outra, sabemos que qualquer discrepância entre elas será uma variação no movimento destes prêmios, e portanto, passa a ser mensurável e passível de acompanhamento esta variação. Em posse das duas séries, se faz possível conhecer melhor os dados e saber o que está por trás do movimento atual.

Outro valor pelo qual podemos acompanhar o nível de stress do mercado é a volatilidade. Na série ajustada, a volatilidade dos dados apresenta maiores variações em

épocas de incertezas, porém esta variação tende a voltar para o zero. Já nos dados não ajustados, a previsão de volatilidade começa em 2007, próxima a 0,1% e chega a atingir 0,35% em setembro de 2009 com o desenrolar da crise, sendo que esse trajeto foi marcado por uma tendência não linear de alta. Se imaginarmos que o aumento na volatilidade das expectativas pode estar relacionado à uma falta de consenso de mercado, estes números podem nos dizer muito sobre a forma de condução da política monetária.

O Fed constantemente publica números e previsões de inflação, os quais, em um ambiente de confiança na política, deveriam estar em linha com a expectativa do mercado e, portanto ser passível de poucas surpresas. Porém, se o mercado discorda dos números oficiais, começará a faltar um consenso, que adicionaria volatilidade ao preço deste ativo. Assim sendo, a tendência de alta ocorrida a partir de 2007, poderia ser interpretada como uma redução paulatina da crença do mercado na condução da política monetária e sua eficácia. Um governo confiável e eficiente na sua política deveria possuir um nível de volatilidade baixo e em torno de zero. No caso dos EUA, o resultado no desdobro da crise foi uma alta necessidade de aumentar os gastos, e uma incerteza do mercado quanto à capacidade do governo de controlar este ônus fiscal e, portanto o impacto da inflação num segundo momento.

7. Conclusão

O objetivo deste estudo era comparar duas séries específicas que funcionam como uma *proxy* para a expectativa de inflação do mercado, o *break-even* da inflação e um *break-even* ajustado pelo prêmio de risco e de liquidez. Estas séries apresentaram comportamentos bem distintos, como explicado nas sessões anteriores, que nos permitem afirmar que não seguem o mesmo movimento ao longo do tempo, e portanto, oferecem diferentes respostas a uma mesma pergunta.

Ao mesmo tempo, vimos que ambas as séries podem ser explicadas pela mesma estrutura auto-regressiva e pelas mesmas estruturas de volatilidade.

A diferenciação das duas séries nos deu uma idéia da influência dos prêmios na distorção dos dados, e nos mostrou que a série ajustada varia em torno de uma média de longo-prazo.

Os modelos construídos nos deram uma boa previsão de movimentos futuros da expectativa e principalmente da sua volatilidade, melhorando o acompanhamento do humor do mercado.

O estudo das expectativas de inflação norte americanas e sua profunda compreensão são de suma importância, uma vez que os EUA possui um mercado financeiro tradicional com longas séries históricas.

Essa informação pode auxiliar futuros estudos semelhantes para o comportamento das expectativas de inflação em outros mercados que, embora ainda não sejam tão desenvolvidos, são crescentes e estão em processo de amadurecimento.

Referências

FRANCISCO A., BIANCO R. and RIO A. (2001). Estimating inflation expectations using french government inflation-indexed bonds. *Banco de España Working Papers* 0111.

FUKAC M. 2005. Inflation Expectations in the Czech Interbank market. *Center for Economic Researsh and Graduate Education Academy of Science of the Czech Republic*. 1211 - 3298

HUME D. (1970) Writings on Economics. Editora Eugene Rotwein. Madison: University of Wisconsin Press.

KAJANOJA L. (2004). Extracting growth and inflation expectations from financial market data. *Bank of Finland*. Discussion Paper No. 2/2004.

LUCAS R. E. Jr (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, Elsevier vol. 4 (2), 103-124.

MUTH J. F.(1961) Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, Volume 29, Issue 3, 315-335.

ROBERTS J.M. (1998) Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy. *Federal Reserve Board FEDS Paper*. 98-43.

SARGENT T. S. and WALLACE N. (1981) Some Unpleasent monetarist arithmetic. *Quarterly Review, Federal Reserv Bank of Minneapolis*. Issue Fall.

SHEN P. and CORNING J. (2002) Can TIPS help identify long-term inflation expectations? *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 86 (4), 61-87.

Série de Tips ajustadas extraídas do site http://www.clevelandfed.org, acessado no dia 20/09/2008.

Apêndice:

Figura 2: Dados descritivos da série não ajustada

Série Tips Não Ajustada	
Amostra: 3/2/1997 a 30/9/2008	
Observações: 2882	
Média	2,1
Mediana	2,22
Maximo	3,33
Mínimo	0,64
Desvio	0,46
Assimetria	-0,34
Curtose	3,24
Jarque-Bera	65,38
Probabilidade	0,0000

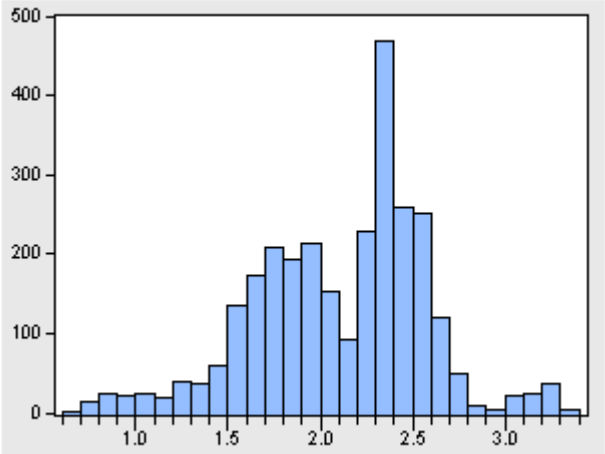
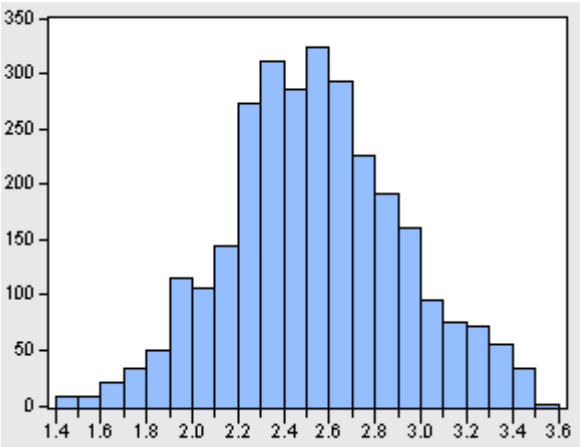


Figura 3: Dados descritivos da série ajustada



Série Tips Ajustada	
Amostra: 3/2/1997 a 30/9/2008	
Observações: 2882	
Média	2,538
Mediana	2,53
Maximo	3,5
Mínimo	1,41
Desvio	0,37
Assimetria	0,093
Curtose	2,868
Jarque-Bera	6,31
Probabilidade	0,04

Figura 4: Correlograma da série não ajustada

Amostra: 2/03/1997 9/30/2008
Observações Incluidas: 2882

Série de TIPS

Autocorrelação	Correlação Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.995	0.995	2853.6	0.000
		2	0.989	0.033	5679.3	0.000
		3	0.984	0.006	8477.5	0.000
		4	0.980	0.069	11253.	0.000
		5	0.976	0.007	14005.	0.000
		6	0.972	0.025	16737.	0.000
		7	0.968	0.017	19448.	0.000
		8	0.965	-0.000	22139.	0.000
		9	0.961	-0.014	24810.	0.000
		10	0.956	-0.033	27457.	0.000
		11	0.952	-0.037	30079.	0.000
		12	0.947	-0.003	32677.	0.000
		13	0.943	0.027	35252.	0.000
		14	0.939	0.005	37806.	0.000
		15	0.935	0.017	40340.	0.000
		16	0.931	-0.023	42852.	0.000
		17	0.926	-0.056	45339.	0.000
		18	0.921	-0.014	47801.	0.000
		19	0.916	-0.013	50237.	0.000
		20	0.911	0.001	52648.	0.000
		21	0.907	0.019	55035.	0.000
		22	0.902	-0.000	57400.	0.000
		23	0.898	0.018	59742.	0.000
		24	0.893	-0.012	62063.	0.000
		25	0.889	0.011	64361.	0.000

Figura 5: Correlograma da série ajustada

TIPS AJUSTADAS

Amostra: 2/03/1997 9/30/2008
Observações Incluidas 2882

Autocorrelação	Correlação Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.983	0.983	2789.4	0.000
		2	0.971	0.138	5512.9	0.000
		3	0.960	0.022	8172.5	0.000
		4	0.950	0.040	10776.	0.000
		5	0.939	-0.007	13322.	0.000
		6	0.928	0.002	15812.	0.000
		7	0.918	0.012	18250.	0.000
		8	0.908	-0.004	20634.	0.000
		9	0.899	0.018	22970.	0.000
		10	0.888	-0.026	25253.	0.000
		11	0.879	0.009	27488.	0.000
		12	0.868	-0.021	29671.	0.000
		13	0.858	-0.016	31802.	0.000
		14	0.847	-0.005	33882.	0.000
		15	0.838	0.019	35916.	0.000
		16	0.827	-0.014	37902.	0.000
		17	0.817	-0.004	39840.	0.000
		18	0.808	0.005	41734.	0.000
		19	0.797	-0.022	43581.	0.000
		20	0.787	-0.011	45380.	0.000
		21	0.777	-0.000	47134.	0.000
		22	0.768	0.025	48848.	0.000
		23	0.759	0.012	50522.	0.000
		24	0.750	-0.010	52157.	0.000
		25	0.741	0.012	53755.	0.000

Tabela 1: Teste de raiz unitária da série ajustada

Hipotese Nula: AJU possui raiz unitária

		Estatistica-t	Prob.*
Teste Dickey-Fuller Augmented		-4.299522	0.0031
valores críticos	1% nivel	-3.961229	
	5% nivel	-3.411367	
	10% nivel	-3.127531	

*MacKinnon (1996) p-valores unicaudais

Teste Dickey-Fuller Augmented
Variável Dependente: D(AJU)
Amostra (ajustada): 2/05/1997 9/30/2008

	Coeficientes	Desv Padrão	Estatistica-t	Prob.
AJU(-1)	-0.014415	0.003353	-4.299522	0.0000
D(AJU(-1))	-0.139119	0.018461	-7.535908	0.0000
C	0.035968	0.008879	4.050765	0.0001
@TREND(2/03/1997)	3.15E-07	1.52E-06	0.206923	0.8361

R^2	0.027645	Var dependente média	-0.000143
R^2 Ajustado	0.026631	Var dependente DP	0.068794
D.P. da regressão	0.067872	Criterio Akaike	-2.541002
Soma quadrado residuo	13.24856	Criterio Schwarz	-2.532716
verossimilhança	3663.043	Hannan-Quinn crit.	-2.538015
Estatistica F	27.25576	Durbin-Watson	2.005621
Prob (Estatistica F)	0.000000		

Tabela 2: Teste de raiz unitária da série não ajustada

Hipotese Nula: TIPS possui raiz unitária

		Estatistica-t	Prob.*
Teste Dickey-Fuller Augmented		-2.668133	0.0798
valores críticos	1% nivel	-3.432431	
	5% nivel	-2.862345	
	10% nivel	-2.567243	

*MacKinnon (1996) p-valores unicaudais

Teste Dickey-Fuller Augmented
Variável Dependente: D(TIPS)
Amostra (ajustada): 2/05/1997 9/30/2008

	Coeficientes	Desv Padrão	Estatistica-t	Prob.
TIPS(-1)	-0.004644	0.001741	-2.668133	0.0077
D(TIPS(-1))	-0.031571	0.018567	-1.700426	0.0892
D(TIPS(-2))	-0.002574	0.018616	-0.138270	0.8900
D(TIPS(-3))	-0.092505	0.018602	-4.972963	0.0000
C	0.009177	0.003755	2.443922	0.0146

R^2	0.012416	Var dependente média	-0.000548
R^2 Ajustado	0.011041	Var dependente DP	0.043121
D.P. da regressão	0.042882	Criterio Akaike	-3.458993
Soma quadrado residuo	5.283064	Criterio Schwarz	-3.448630
verossimilhança	4982.491	Hannan-Quinn crit.	-3.455258
Estatistica F	9.029606	Durbin-Watson	2.001355
Prob (Estatistica F)	0.000000		

Tabela 3: Modelo da série ajustada explicando a série não ajustada

Variável Dependente: TIPS
Método: Mínimos Quadrados
Amostra: 2/03/1997 9/30/2008

	Coeficientes	Desv Padrão	Estatistica-t	Prob.
C	0.461767	0.049283	9.369651	0.0000
AJU	0.648562	0.019204	33.77152	0.0000

R^2	0.283674	Var dependente média	2.107914
R^2 Ajustado	0.283425	Var dependente DP	0.461223
D.P. da regressão	0.390428	Criterio Akaike	0.957550
Soma quadrado residuo	439.0109	Criterio Schwarz	0.961690
verossimilhança	-1377.829	Hannan-Quinn crit.	0.959042
Estatistica F	1140.516	Durbin-Watson	0.011203
Prob (Estatistica F)	0.000000		

Tabela 4: Melhor modelo para a série ajustada

Variável dependente: D(AJU)
Método: ML - ARCH (Marquardt) - Distribuição Normal
Amostra (ajustada): 07/02/1997 30/09/2008

	Coeficientes	Desv Padrão	Estatistica-t	Prob.
C	-0.001593	0.000929	-1.714711	0.0864
AR(1)	-0.146583	0.021965	-6.673447	0.0000
AR(2)	-0.034673	0.017412	-1.991326	0.0464
AR(3)	-0.059500	0.016486	-3.609184	0.0003
Equação da Variância				
C	2.73E-05	5.04E-06	5.426241	0.0000
RESID(-1)^2	0.185424	0.020034	9.255690	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.071109	0.004671	15.22447	0.0000
RESID(-2)^2	-0.191652	0.019755	-9.701425	0.0000
GARCH(-1)	0.973816	0.002941	331.0986	0.0000

R^2	0.026204	Var dependente média	-0.000204
R^2 Ajustado	0.023227	Var dependente DP	0.070103
D.P. da regressão	0.069284	Criterio Akaike	-2.673864
Soma quadrado residuo	12.56220	Criterio Schwarz	-2.653735
verossimilhança	3519.784	Hannan-Quinn crit.	-2.666575
Estatistica F	8.802663	Durbin-Watson	2.030846
Prob (Estatistica F)	0.000000		

Raízes AR Invertidas	.13-.36i	.13+.36i	-.41

Tabela 5: Melhor modelo a série não ajustada

Variável dependente: D(TIPS)
Método: ML - ARCH (Marquardt) - Distribuição Normal
Amostra (ajustada): 07/02/1997 30/09/2008

	Coeficientes	Desv Padrão	Estatistica-t	Prob.
C	-0.000400	0.000567	-0.705280	0.4806
AR(1)	-0.031582	0.021292	-1.483289	0.1380
AR(2)	0.009701	0.019647	0.493778	0.6215
AR(3)	-0.056653	0.020011	-2.831182	0.0046
Equação da Variância				
C	6.23E-07	6.57E-07	0.947759	0.3433
RESID(-1)^2	0.089628	0.018342	4.886489	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.009402	0.004766	1.972549	0.0485
RESID(-2)^2	-0.072797	0.018148	-4.011227	0.0001
GARCH(-1)	0.978010	0.003459	282.7086	0.0000

R^2	0.008440	Var dependente média	-0.000322
R^2 Ajustado	0.005409	Var dependente DP	0.043380
D.P. da regressão	0.043262	Criterio Akaike	-3.717991
Soma quadrado residuo	4.898030	Criterio Schwarz	-3.697862
verossimilhança	4890.722	Hannan-Quinn crit.	-3.710702
Estatistica F	2.784547	Durbin-Watson	2.035164
Prob (Estatistica F)	0.004546		

Raízes AR Invertidas	.19-.33i	.19+.33i	-.40

Figura 6: Previsão para a série não ajustada (fora da amostra)

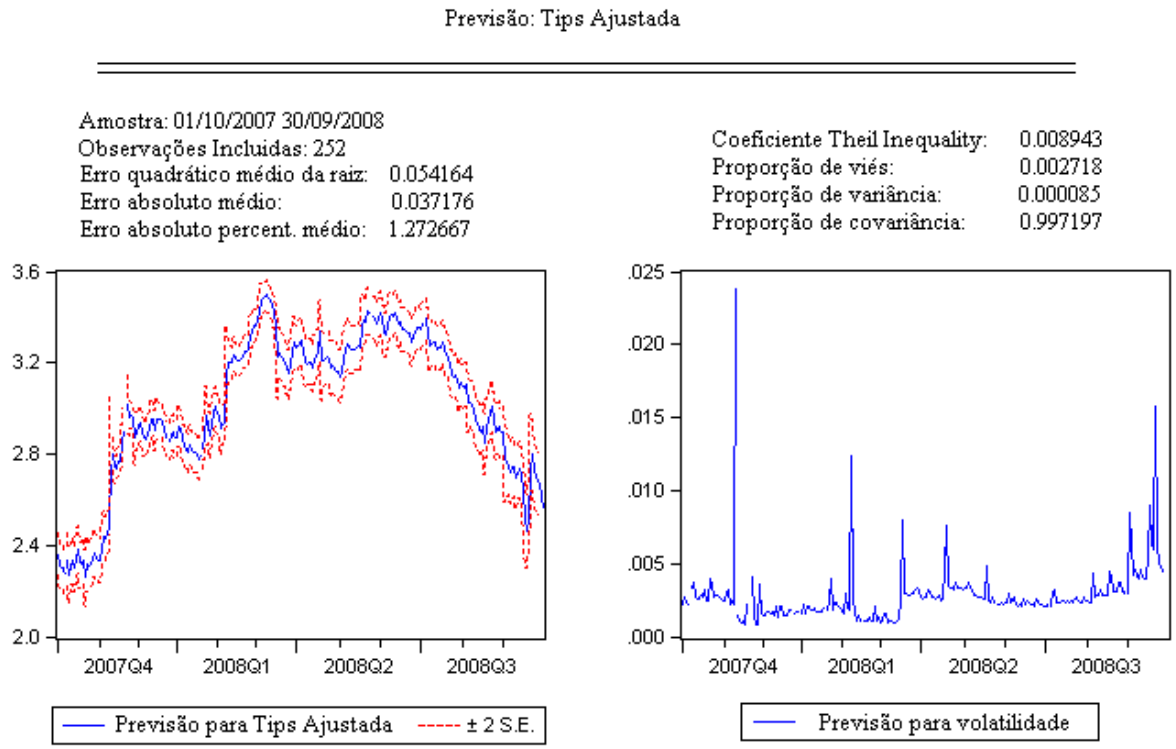


Figura 7: Comparação da previsão com a série original (ajustada)

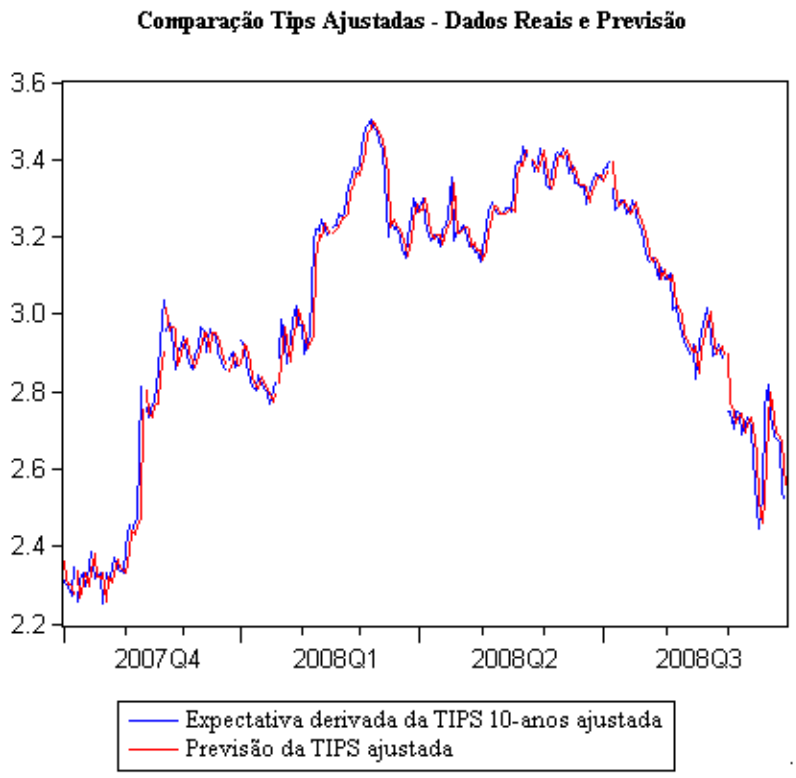


Figura 8: Previsão para a série não ajustada (fora da amostra)

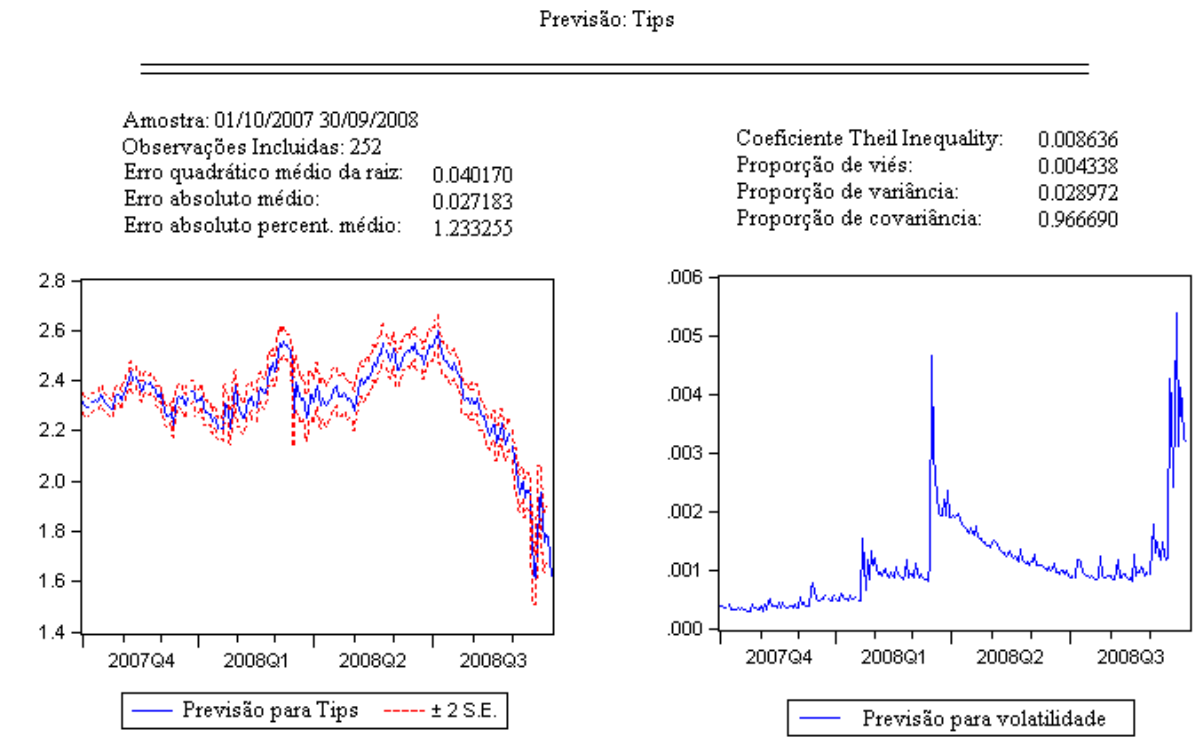


Figura 9: Comparação da Previsão estática com a série original (não ajustada)

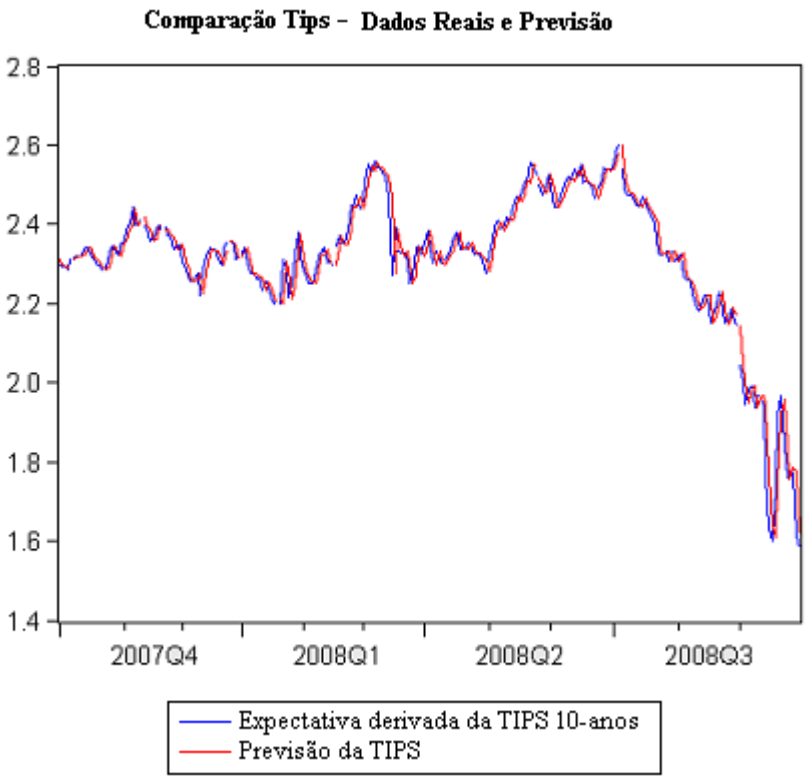


Figura 10: Gráfico de comparação entre previsões de desvio

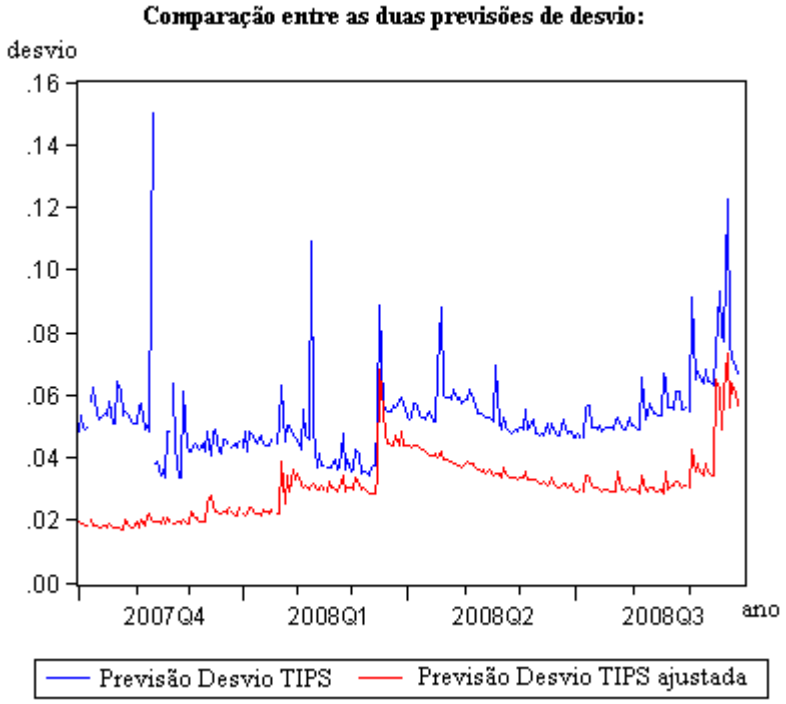
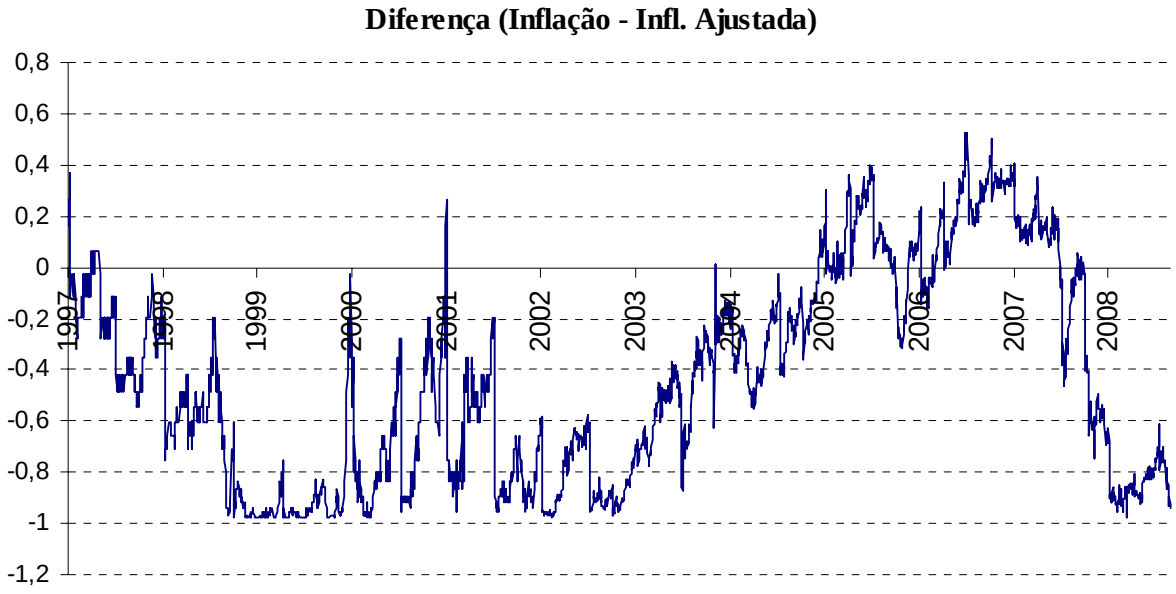



Figura 11: Diferença da série não ajustada para a série ajustada