

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Inflação Implícita e Expectativas de Inflação no Brasil

Pedro Massoni Abinader

Matrícula: 0720294-8

Arminio Fraga Neto

Orientador

Rio de Janeiro

Junho/2011

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Inflação Implícita e Expectativas de Inflação no Brasil

Pedro Massoni Abinader

Matrícula: 0720294-8

Arminio Fraga Neto

Orientador

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

Rio de Janeiro

Junho/2011

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

Agradecimentos

Ao meu orientador, Arminio Fraga Neto, por ter se disponibilizado a me auxiliar ao longo de todo este trabalho.

Aos meus colegas de trabalho da Gávea Investimentos, por toda a colaboração e orientação ao longo deste trabalho. Em especial a Andrei Spacov, Felipe Diógenes, Andrew Woods e Oliver Casiuch, pelo auxílio teórico e pelas idéias fornecidas.

Aos meus pais, Angela e Flávio, por todo investimento em minha formação acadêmica, por todos os conselhos e por todo apoio ao longo dos anos.

A minha namorada, Paula Plass, por toda paciência e compreensão que foram extremamente necessárias para a realização deste trabalho.

Por fim, a todos meus amigos que proporcionaram ao longo de toda minha vida inúmeros momentos agradáveis e aprazíveis.

Sumário

| | |
|---|----|
| 1. Introdução..... | 6 |
| 2. O <i>breakeven inflation rate</i> | 10 |
| i. Aspectos teóricos..... | 10 |
| ii. Cálculo..... | 12 |
| 3. O <i>breakeven inflation rate</i> na prática | 16 |
| i. Prêmio de liquidez..... | 16 |
| ii. Prêmio de risco de inflação..... | 18 |
| iii. Outros fatores..... | 19 |
| iv. Em tempos de incerteza..... | 20 |
| 4. <i>BEIR</i> nos Estados Unidos..... | 24 |
| i. Mercado de renda fixa norte-americano..... | 24 |
| ii. Comportamento histórico..... | 26 |
| 5. <i>BEIR</i> no Brasil..... | 34 |
| i. Mercado de renda fixa brasileiro..... | 34 |
| ii. Modelo..... | 36 |
| iii. Taxas e proxies..... | 38 |
| iv. Estudo econométrico..... | 42 |
| a. Histórico..... | 43 |
| b. Na crise de 2008..... | 45 |
| 6. Conclusão..... | 49 |
| 7. Bibliografia..... | 51 |
| 8. Apêndice..... | 53 |
| i. Regressões e testes de raiz unitária..... | 53 |

Lista de tabelas e gráficos

| | |
|---|----|
| Gráfico 4.i.1 – Composição da DPMFi..... | 24 |
| Gráfico 4.i.2 – Proporção da DPMFi Indexada a Inflação..... | 25 |
| Gráfico 4.ii.1 – Prêmio de Liquidez Estimado..... | 27 |
| Gráfico 4.ii.2 – <i>Breakeven</i> de Inflação Ajustado pelo Prêmio de Liquidez..... | 29 |
| Gráfico 4.ii.3 – <i>TIPS</i> Ajustado pela Liquidez..... | 30 |
| Gráfico 4.ii.4 – Prêmio de Risco Estimado..... | 32 |
| Gráfico 5.i.1 – Composição da DPMFi..... | 35 |
| Gráfico 5.i.2 – Proporção da DPMFi Indexada a Inflação..... | 35 |
| Gráfico 5.iii.1 – Taxa Nominal, Taxa Real e <i>BEIR</i> | 39 |
| Gráfico 5.iii.2 – Expectativa de Inflação para 12 meses a frente..... | 40 |
| Gráfico 5.iii.3 – NTN-B – Quantidade Negociada..... | 41 |
| Gráfico 5.iii.4 – Prêmio de Liquidez – Proxies..... | 41 |
| Gráfico 5.iii.5 – Prêmio de Risco e <i>VIX</i> | 42 |
| Tabela 5.iv.1 – Amostra Completa..... | 43 |
| Gráfico 5.iv.1 – <i>BEIR</i> e Expectativas de Inflação para 12 meses a frente..... | 45 |
| Tabela 5.iv.2 – Amostra Crise..... | 46 |
| Gráfico 5.iv.2 – <i>BEIR</i> e Expectativas de Inflação para 12 meses a frente..... | 47 |

1. Introdução

A compreensão da dinâmica da inflação é de vital importância na formulação da política macroeconômica. Ao longo do tempo, esta variável provou ser de suma relevância para a estabilidade econômica de diversos países. Bancos centrais ao redor do mundo, que visam o cumprimento de metas de inflação, vêm nas expectativas de inflação um componente importante para determinar a trajetória futura dos preços e assim tomar decisões de política monetária.

Em discurso realizado no ano de 2004, Ben Bernanke, atual presidente do *Federal Reserve*, enfatiza o papel das expectativas de inflação na tomada de decisão de política monetária:

The inflation expectations of financial-market participants are of particular interest to central bankers, for several reasons. First, as price stability is a key objective of monetary policy, the Federal Reserve puts substantial resources into forecasting inflation. To the extent that financial markets serve to aggregate private-sector information about the likely future course of inflation, data on asset prices and yields might be used to validate and perhaps improve the Fed's forecasts. Second, inflation expectations are of interest to policymakers independent of inflation itself. A considerable literature suggests that successful monetary policies should stabilize, or "anchor," inflation expectations so as to prevent them from becoming a source of instability in their own right. Finally, knowledge of the expectations of inflation in financial markets permits the calculation of real interest rates, which are important indicators of both the condition of the economy and the stance of monetary policy. (Bernanke, 2004, p. 1)

Os bancos centrais têm como um de seus objetivos preponderantes a garantia da estabilidade macroeconômica, que tem como principal medida as taxas de inflação observadas na economia. Em diversos países, membros de tal instituição devem garantir o cumprimento de certos níveis de preços, garantindo assim maior sustentabilidade e

longevidade do crescimento econômico. Visto isso, cabe as autoridades monetárias monitorar e ancorar as expectativas dos agentes frente a inflação futura, para que isso não gere grandes custos econômicos mais a frente.

A forma mais conhecida para obter expectativas de inflação de agentes do setor privado é através de pesquisas periódicas realizadas por diversos bancos centrais. No caso brasileiro, o Banco Central do Brasil capta as expectativas diariamente através do relatório FOCUS, divulgando-as semanalmente. Todavia, com a recente emissão de títulos indexados a índices de preços em várias economias, surge um método alternativo de extração de expectativas. Ao calcular o diferencial de juros entre ativos que têm sua remuneração atrelada a inflação (remuneração real) e outros que possuem rendimentos nominais de mesma maturidade, encontra-se uma medida de expectativa de inflação com base em preços de mercado. Tal medida é denominada como *breakeven inflation rate (BEIR)*.

Em outras palavras, trata-se de uma medida de inflação implícita obtida através do *spread* entre instrumentos de renda fixa que possuem rendimentos nominais e reais. Tal medida, em teoria, é uma boa estimativa para a inflação futura esperada dos agentes da economia, como observa Bernanke:

The difference between the real yield guaranteed by an inflation-linked security and the nominal yield provided by a conventional security of the same maturity is known as the breakeven inflation rate or, alternatively, as inflation compensation. (...) The breakeven rate of inflation is often treated as a direct reading of investors' expectations of inflation. (Bernanke, 2004, p. 2)

Ao extrair a expectativa de inflação via dois métodos diferenciados (pesquisas de consenso e *BEIR*), surge a dúvida de qual medida seria a mais confiável, em termos de demonstrar verdadeiramente as expectativas dos agentes, e a mais útil para os *policymakers*. Val, Barbedo e Maia constatam os benefícios do *breakeven* de inflação, em artigo publicado pelo Banco Central do Brasil:

A estimação de expectativas de inflação embutidas em preços de títulos é uma informação extremamente

importante para investidores, instituições financeiras e órgãos reguladores. Primeiro, porque os agentes econômicos formam suas expectativas com base nestas estimativas que, conseqüentemente, influenciam a própria inflação futura. Segundo, porque no mercado de títulos indexados é possível visualizar previsões para diversos prazos de vencimento, atualizadas tempestivamente e em todos os dias úteis. Por último, apesar de cada vez mais ampla a disponibilidade dessa informação em pesquisas de mercado, na maioria das vezes as informações sofrem o problema de refletir a opinião, mas não representar as apostas das instituições. Desta forma, as posições dos participantes em títulos indexados em índices de inflação podem garantir de maneira mais precisa a real expectativa no curso futuro da economia. (Val, Barbedo e Maia, 2010, p. 5)

Este trabalho tem como objetivo analisar o comportamento do *breakeven inflation rate* no mercado brasileiro e americano. Pretende-se analisar o comportamento de tal medida em épocas de maior incerteza nas economias, tendo como foco exclusivo a crise mundial de 2008, e compará-lo com seu comportamento em épocas de relativa estabilidade da economia mundial. Uma análise comparativa também será realizada para discutir os diferentes efeitos da crise sobre essa medida de inflação em ambos os países.

Para o caso brasileiro serão realizados alguns estudos econométricos que terão a finalidade de, entre outros, averiguar se a inflação embutida nas taxas dos títulos é uma medida fidedigna das expectativas dos agentes. Devido à extensa literatura sobre o *BEIR* norte-americano, o estudo de caso de tal país será realizado a partir de vários artigos que contemplam tal assunto. Também será feita uma comparação entre o *breakeven* de inflação nos mercados de renda fixa brasileiro e americano.

Existem diversos fatores que fazem com que o *BEIR* não represente fielmente as expectativas de inflação. Ao longo do trabalho, será realizada uma análise detalhada sobre esses componentes geradores de distorções entre as expectativas de inflação e o

spread entre títulos reais e nominais. Através da utilização de *proxies* nas regressões do estudo de caso do mercado nacional, pretende-se corrigir tais distorções para que o *BEIR* seja uma medida crível das expectativas dos agentes privados da economia brasileira.

Tendo isto em mente, a segunda seção do trabalho irá caracterizar os aspectos teóricos do *breakeven inflation rate* e abordará o método correto de calcular o mesmo. A terceira seção terá como objetivo explicitar os fatores que fazem com que o *BEIR* desvie das expectativas de inflação observada nas pesquisas de consenso e analisar o comportamento de tais fatores em épocas de incerteza. As seções quatro e cinco, respectivamente, contemplarão o estudo do *breakeven* de inflação no mercado norte-americano e exercícios econométricos referentes ao *BEIR* no mercado brasileiro. Por fim, a conclusão do trabalho será na seção seis.

2. O breakeven inflation rate

i. Aspectos teóricos

O breakeven de inflação, como visto na seção anterior, é um potente instrumento capaz de capturar expectativas de inflação de agentes privados que se atualizam incessantemente. Os rendimentos (*yield to maturity*) de títulos nominais e títulos indexados a inflação acabam sendo de extrema valia para os formuladores de política monetária, como bem relatam Joyce, Lildholdt e Sorensen, em artigo publicado pelo Banco Central da Inglaterra:

The nominal and real interest rates implied by government conventional and index-linked bonds of different maturities (i.e. the term structure of nominal and real interest rates) can potentially provide monetary policy makers with a great deal of information about financial market expectations of both future interest rates and inflation. The nominal and real term structures embody market expectations of future nominal and real interest rates respectively, while the difference between the two \square the inflation term structure embodies information about inflation expectations. (Joyce, Lildholdt e Sorensen, 2009, p. 3)

Dada tamanha relevância das expectativas de inflação, a mesma pode ser definida de maneira formal e inteligível. A taxa de juros aparente (ou nominal) de uma operação realizada deve ser igual à sua taxa real mais a inflação corrente observada no período da operação. Ou seja:

$$\text{Taxa Nominal} = \text{Taxa Real} + \text{Inflação Observada}$$

Em finanças, para taxas relativamente pequenas, pode-se fazer a seguinte aproximação, obtendo a seguinte identidade:

$$i = r + \pi$$

onde ‘ i ’ é a taxa de juros aparente, ‘ r ’ é a taxa de juros real e ‘ π ’ é a inflação observada na operação. Tal equação também é conhecida como “identidade de Fisher” (ou “efeito Fisher”), em homenagem a Irving Fisher, um dos primeiros a formalizar tal relação em seu livro *Theory of Interest* (1930).

Rearrmando os termos, pode-se chegar a uma identidade para a inflação observada durante o período que a operação vigorou:

$$\pi = i - r$$

Em outras palavras, tem-se que a inflação observada durante o período vigente de uma dada operação financeira é dado pelo *spread* entre as taxas de juros (*yield to maturity*) nominal e real embutidas no título nominal e no título atrelado a inflação.

Essa identidade é válida tanto para operações já realizadas, quanto para operações que estão para acontecer. Ou seja, a relação entre as variáveis é a mesma tanto *ex-post* quanto *ex-ante*, tendo como única mudança o fato de na equação *ex-ante* utiliza-se uma medida de expectativa de inflação, e não a inflação observada no período da operação como vimos acima. Por fim, chega-se a identidade:

$$\pi^e = i - r$$

onde ‘ π^e ’ é a inflação esperada para o período vigente de uma dada operação, ou simplesmente, a expectativa de inflação.

Teoricamente, ao comprarem quantidades consideráveis de títulos nominais e reais, agentes privados fornecem as autoridades monetárias estimativas de inflação para vários horizontes temporais. Dessa forma, suas expectativas refletem suas verdadeiras apostas, e não expectativas possivelmente viesadas, como as observadas em pesquisas de consenso.

Porém, como observa Bernanke e como investigaremos extensivamente na seção três deste trabalho, essa medida de inflação esperada possui alguns problemas quando saímos de um mundo estritamente teórico:

Unfortunately, as a measure of market participants' expected inflation, breakeven inflation has a number of problems. (Bernanke, 2004, p. 3)

ii. Cálculo

Esta seção será dedicada a uma explicação de como é feito o cálculo do *breakeven* de inflação de maneira correta. A metodologia que será descrita nessa seção será a mesma usada para o cálculo do *BEIR* que será utilizado no estudo econométrico da seção cinco do trabalho. Antes de discorrer sobre a metodologia de cálculo, pretende-se fornecer uma breve explicação em relação ao funcionamento e as principais características de títulos reais e nominais.

Títulos nominais prefixados (que são os relevantes para este trabalho) são aqueles que possuem rentabilidade nominal conhecida no momento em que a aplicação é feita. Em outras palavras, essa espécie de instrumento financeiro tem seus fluxos de caixa conhecidos e determinados pelo emissor, até sua respectiva maturidade, tendo assim seu rendimento (*yield to maturity*) definido. Esses fluxos podem variar dependendo do emissor do título, de suas características, entre outros.

Uma das principais variações nos fluxos de título prefixados é o pagamento de cupons. Em alguns casos, tais títulos prometem pagamentos entre a emissão e a maturidade do mesmo. Esses fluxos intermediários, conhecidos como cupons, também são definidos pelo emissor. Em outros casos, não existem tais fluxos intermediários, fazendo com que haja apenas o pagamento do valor de face determinado na data do vencimento.

Títulos reais, ou títulos indexados a inflação, são aqueles que têm seus rendimentos corrigidos pela inflação. Seus fluxos, ao invés de serem descontados por taxas de desconto nominais, são descontados por taxas reais que expurgam o efeito da inflação de seus rendimentos.

Olhando a fórmula geral para o preço de um título que paga cupom, pode-se visualizar a relação entre taxa, preço e valor de face de um título:

$$P = \frac{C}{(1+i)} + \frac{C}{(1+i)^2} + \dots + \frac{C}{(1+i)^{n-1}} + \frac{C+VF}{(1+i)^n}$$

onde 'P' é o preço do título, 'C' o cupom pago periodicamente, 'i' a taxa de desconto (*yield to maturity*), 'n' o número de períodos até a maturidade do título e 'VF' o valor de face do título. Pela equação acima, nota-se que o preço do título possui relação

inversa com a taxa de desconto. Da mesma forma, quanto maior o cupom e/ou o valor de face, maior é o preço do título. Nos casos em que títulos nominais não pagam cupons periódicos, nota-se que haverá apenas o pagamento do valor de face no dia do vencimento.

A principal diferença entre títulos nominais e títulos indexados a inflação, como mencionado acima, decorre do fato de, nos títulos indexados, seus fluxos de pagamento serem protegidos contra variações na inflação. Como cada fluxo é protegido contra a inflação do período, multiplica-se cada um pela inflação do período respectivo, tendo assim que o preço *ex-ante* do título indexado é dado por:

$$P = \frac{C * (1 + \pi^e)}{(1 + i)} + \frac{C * (1 + \pi^e)}{(1 + i)^2} + \dots + \frac{C * (1 + \pi^e)}{(1 + i)^{n-1}} + \frac{(C + VF) * (1 + \pi^e)}{(1 + i)^n}$$

Rearrmando os termos, tem-se que:

$$P = \frac{C}{(1 + i)/(1 + \pi^e)} + \frac{C}{(1 + i)^2/(1 + \pi^e)} + \dots + \frac{C}{(1 + i)^{n-1}/(1 + \pi^e)} + \frac{C + VF}{(1 + i)^n/(1 + \pi^e)}$$

Para títulos nominais, essa taxa de desconto é uma taxa nominal (no caso visto acima, esta é representada por 'i'). Já para títulos indexados a índices de preços, essa taxa de desconto é real, ou seja, é descontada pela inflação esperada do período em questão. Logo, tem-se que:

$$(1 + r) = \frac{(1 + i)}{(1 + \pi^e)}$$

onde 'r' é a taxa de juros real, 'i' é a taxa de juros nominal e ' π^e ' é a inflação esperada no período.

Portanto, para um título indexado a inflação tem-se que:

$$P = \frac{C}{(1 + r)} + \frac{C}{(1 + r)^2} + \dots + \frac{C}{(1 + r)^{n-1}} + \frac{C + VF}{(1 + r)^n}$$

Tendo visto as características básicas e o funcionamento de títulos nominais e reais, passa-se a discussão da necessidade de alguns ajustes que serão implementados as

taxas vistas acima (o ‘i’ e o ‘r’, também conhecidos como *yield to maturity* ou taxa para o vencimento), para que as mesmas possam ser comparadas de maneira apropriada.

A principal complicação que surge quando se compara taxas para o vencimento observadas de títulos nominais e reais advêm do fato que as mesmas não são totalmente compatíveis. Conseqüentemente, ao realizar o cálculo do *breakeven* de inflação através da diferença entre os *yield to maturity* dos títulos em questão, não se acharia um *BEIR* consistente. Basicamente, isso ocorre devido a um descasamento entre os fluxos do ativo nominal e real.

O fluxo dos títulos descritos acima nada mais é o quanto um investidor demanda receber no futuro para postergar seu consumo de hoje até o dia de tal pagamento. Ou seja, como visto na equação acima, o retorno total desses títulos é uma média ponderada (onde os pesos são o valor presente de cada fluxo) dos retornos que o investidor espera para cada pagamento que ele receberá. Títulos nominais prefixados que não pagam cupom terão seu retorno igual ao seu *yield to maturity*. Todavia, nos casos em que títulos, sejam eles reais ou nominais, paguem cupons, isso não é observado.

De forma resumida, os fatos abordados acima nos trazem a luz de que taxas para o vencimento de títulos com fluxos diferenciados não são representativas para um dado prazo. Esse fato é observado por John Hull (2011, p. 80):

Most of the interest rates we observe directly in the market are not pure zero rates. Consider a 5-year government bond that provides 6% coupon. The price of this bond does not by itself determine the 5-year Treasury zero rate because some of the return is realized in the form of coupons prior to the end of year 5. (Hull, 2011, p. 80)

Para que o cálculo do *breakeven* de inflação seja feito de maneira consistente, aplica-se o método *bootstrap* para títulos que possuem pagamentos intermediários. Esse método consiste em achar taxas de juros à vista para diferentes maturidades, possibilitando a construção correta da estrutura a termo dessas taxas. Essas taxas serão “taxas livres de cupons” (“*zero-coupon interest rate*” ou “taxa zero”), como bem observa Hull:

Another way to determine Treasury zero rates is from Treasury bills and coupon-bearing bonds. The most popular approach is known as the bootstrap method. (Hull, 2011, p. 82)

Na prática, o *bootstrap method* requer o conhecimento da taxa curta livre de pagamentos de cupons (“taxa zero”), que será dada pelo título de maturidade mais curta que não possua pagamentos intermediários. Utiliza-se essa taxa para trazer a valor presente o fluxo de pagamento mais curto do título, e os demais fluxos serão trazidos a valor presente por “taxas zero” equivalentes para diferentes maturidades. Repete-se tal processo sucessivamente até encontrar a estrutura a termo das “taxas zero”, ou simplesmente, a “curva zero” (“*zero curve*”) desejada.

Por conseguinte, têm-se taxas de juros livres do pagamento de cupons para os títulos que pagam cupom e taxas para o vencimento de títulos que não possuem pagamentos intermediários. O método descrito acima corrige o problema de inconsistência entre as taxas observadas para títulos com fluxos descasados, i.e., títulos que possuem pagamentos intermediários e títulos que não possuem tal característica. Assim sendo, calcula-se o *breakeven* de inflação (sem distorção) através da diferença entre ambas as taxas.

Esse método será utilizado na seção cinco para extrair o *BEIR* dos instrumentos de renda fixa do mercado brasileiro. A próxima seção abordará eventuais fatores que fazem com que o *breakeven* de inflação seja uma medida mais variável que as expectativas de inflação coletadas em pesquisas de consenso e o comportamento desses fatores em épocas de maior incerteza no cenário econômico.

3. O *breakeven inflation rate* na prática

Essa seção terá como objetivo explicar os motivos pelo qual o *breakeven* de inflação não pode ser diretamente interpretado como expectativa de inflação futura.

Até agora, todas as análises pertinentes ao *BEIR* foram realizadas de acordo com a aplicabilidade da identidade de Fisher. Porém, a aplicação da forma simples de tal identidade desconsidera aspectos importantes, que acabam por gerar distorções na taxa de inflação implícita.

Dentre os diversos fatores que fazem com que o *breakeven* de inflação superestime ou subestime a expectativa de inflação, destacam-se a diferença de liquidez entre títulos reais e nominais e o prêmio de risco de inflação embutido nas taxas dos ativos prefixados, como observam Pflueger e Viceira (2011, p. 3), em artigo publicado pelo *National Bureau of Economic Research*:

The yield differential between nominal and inflation-indexed bonds is often used as a gauge of long-term inflation expectations. Breakeven inflation, as this yield differential is popularly known among practitioners, might reflect not only inflation expectations and possibly an inflation risk premium, but also a liquidity premium due to differential liquidity of inflation-indexed bonds relative to nominal bonds. (Pflueger e Viceira, 2011, p. 3, Working Paper 16892)

Nesta seção pretende-se elaborar a discussão sobre esses fatores e explorar seu comportamento em momentos de maior incerteza nos mercados.

i. Prêmio de liquidez

Um dos principais fatores que fazem com que o *BEIR* não possa ser traduzido diretamente como uma medida consistente de expectativas de inflação futura é o fato de os ativos prefixados e os indexados a inflação não possuírem a mesma liquidez nos mercados de renda fixa.

Em vasta maioria dos mercados, os ativos prefixados registram um volume de negociação consideravelmente maior que aos atrelados a índices de preços. Para estes

últimos, essa diferença reflete um prêmio maior exigido pelos agentes, devido a potencial dificuldade que encontrarão para se desfazerem de posições com a rapidez e preços desejados. Logo, quanto menos líquido for o ativo, maior é o prêmio exigido pelo agente.

Ao demandar um retorno maior sobre os títulos reais, os agentes afetam diretamente o *breakeven* de inflação. Visto que tal medida correlaciona-se de maneira inversa com o *yield to maturity* do título indexado (i.e., na identidade $\pi^e = i - r$ exposta na seção dois, temos que $\frac{\partial \pi^e}{\partial r} < 0$), quanto maior for prêmio de liquidez, menor será o *BEIR*, como relatam Pflueger e Viceira (2011, p. 8), em artigo publicado pelo *National Bureau of Economic Research*:

For example, we think of the market for inflation-indexed bonds to be less liquid than the market for nominal bonds. If investors apply a liquidity discount to the price of inflation-indexed bonds, or a liquidity premium to the price of nominal bonds, breakeven inflation will be lower than it would be otherwise, since prices and yields move inversely. (Pflueger e Viceira, 2011, p. 8, Working Paper 16903)

Uma das razões dadas para o fato dos títulos reais serem mais ilíquidos que os nominais é de que os primeiros existem a pouco tempo. Relativamente, títulos indexados a inflação começaram a ser emitidos ao redor do mundo muito tempo depois que os títulos nominais. Pelo fato de estarem no mercado há pouco tempo, esses títulos, até mesmo por desconhecimento, não são considerados quando agentes privados selecionam seus investimentos.

Outro possível motivo para que exista esse prêmio de liquidez advém da incerteza dos agentes em relação à continuidade ou não do governo continuar a emitir títulos indexados. Como esses títulos estão há pouco tempo no mercado e não há certeza de que permanecerão por muito tempo, os detentores dos mesmos acabam requerendo prêmios de liquidez cada vez maiores, afetando decisivamente o *breakeven* de inflação.

Ainda nessa seção será avaliado o comportamento do prêmio de liquidez em épocas de maior incerteza nos mercados. Mais adiante, nas seções quatro e cinco, será avaliado o prêmio de liquidez no mercado americano e brasileiro, respectivamente.

ii. Prêmio de risco de inflação

Outro fato relevante que faz com que o *BEIR* não seja uma medida precisa da expectativa de inflação dos agentes é o fato de que títulos nominais estão expostos a surpresas relativas à inflação realizada do período.

Em outras palavras, quando um investidor adquire um título nominal, ele possui uma expectativa de inflação para o período de maturidade do título, o que faz com que seu ganho real esteja determinado. Porém, a inflação realizada pode vir a ser diferente da expectativa de tal agente, gerando assim um retorno real diferente que o esperado.

Tendo isso em mente, nota-se que o retorno real de papéis nominais está sujeito a surpresas de inflação. Assim sendo, o investidor que compra tal papel, vendo-se desguarnecido em relação ao risco de inflação, demanda um retorno maior do que se tal papel fosse protegido contra variações inesperadas na inflação observada. Esse retorno adicional é denominado na literatura como prêmio de risco de inflação.

Ao embutirem um prêmio de risco pela surpresa inflacionária em títulos nominais, os agentes afetam diretamente o *breakeven* de inflação. Retomando a identidade vista na seção dois, nota-se que o retorno do título nominal possui relação direta com a expectativa de inflação (i.e., em $\pi^e = i - r$, temos que $\frac{\partial \pi^e}{\partial i} > 0$). Ou seja, quanto maior o prêmio de risco de inflação, maior o retorno do título nominal, resultando em um *BEIR* relativamente maior se os compradores de tal título não estivessem expostos a este risco adicional.

No mesmo artigo mencionado na subseção anterior, Pflueger e Viceira (2011, p. 2) sintetizam essa discussão sobre prêmio de risco de inflação:

(...) nominal government bonds expose investors to inflation risk. When future inflation is uncertain, the coupons and principal of nominal bonds can suffer from the eroding effects of inflationary surprises. If inflation is negatively correlated with economic conditions, as in times of stagflation, the real payoffs of nominal bonds will tend to decline when economic conditions worsen. Risk averse investors will therefore demand a positive inflation risk

premium for holding nominal bonds. (...). By contrast, inflation-indexed bonds are not exposed to inflation risk, since their coupons and principal adjust automatically with inflation. (Pflueger e Viceira, 2011, p. 2, Working Paper 16903)

Em suma, como relata a passagem acima, esse risco adicional incorporado ao retorno do título nominal não afeta o retorno de títulos indexados a inflação. Nos títulos reais, quem detém o risco de inflação é o emissor, enquanto nos nominais, quem fica com esse risco é o investidor. Logo, detentores de papéis nominais devem ter retornos maiores que compensem esse risco adicional, risco este que não é visto em títulos reais, dado que seus fluxos estão totalmente protegidos contra qualquer variabilidade inesperada da inflação. Isso faz com que a correlação entre o prêmio de risco de inflação e o *BEIR* seja positiva.

iii. Outros fatores

O prêmio de liquidez e o prêmio de risco, amplamente discutidos acima, são os fatores mais relevantes que fazem com que o *breakeven* de inflação não seja uma medida exata das expectativas de mercado. Porém, como é discutido em alguns artigos sobre o assunto, existem outros fatores que podem influenciar a diferença entre tais medidas de inflação.

Títulos nominais e reais, como foi explicitado na seção dois deste trabalho, não possuem fluxos de pagamentos iguais. Assim sendo, não é correto comparar os *yield to maturity* de ambos. Logo, para que o *BEIR* seja calculado de maneira correta, calculam-se taxas ao vencimento sintéticas (para títulos que possuem pagamentos intermediários) equivalentes a taxas de títulos que não pagam cupom. Esse método, como relatado na seção anterior, é conhecido como *bootstrap method*.

Outro fator que pode gerar viés ao *BEIR* é uma possível segmentação de mercado. Isso ocorreria caso, havendo uma oferta relativamente baixa de papéis indexados a inflação, os compradores de tais papéis fossem exclusivamente aqueles com as maiores expectativas de inflação. Isso poderia ocorrer visto que agentes com as maiores expectativas de inflação são aqueles que demandam mais proteção contra as altas nos preços. Caso essa hipótese seja verdadeira, a inflação embutida no diferencial

da taxa nominal e real não representaria uma expectativa de todo o mercado, mas sim uma expectativa desses agentes que deteriam o estoque total de títulos indexados.

Logo, se essa hipótese fosse válida, teríamos uma amostra de *BEIR* com viés, visto que o *breakeven* de inflação refletiria expectativas de inflação mais altas que aquelas evidenciadas caso a hipótese acima não valesse.

Em todos os artigos sobre o tema que tive acesso, nenhum autor consegue comprovar a existência de segmentação de mercado. Como relatam Pflueger e Viceira (2011, p. 24), não há nenhuma evidência nos mercados norte-americano e inglês de renda fixa que fazem com que a hipótese de segmentação de mercado seja válida:

In our analysis of price pressures due to supply shocks in the inflation-indexed bond market we find no evidence for a supply channel in either the US or in the UK. Breakeven inflation does not appear to move with the relative supply of inflation-indexed debt. The relative supply of indexed debt does not enter significantly into predictive regressions of nominal and inflation-indexed bond returns, again offering no support for a market-segmentation hypothesis. (Pflueger e Viceira, 2011, p. 24, Working Paper 16892)

Por conseguinte, tanto o final dessa seção quanto as duas próximas seções, irão ignorar a existência de uma possível segmentação de mercado, visto que a mesma não tem sua existência comprovada empiricamente. Assim sendo, as próximas seções contemplarão o comportamento do *breakeven* de inflação e de fatores (prêmio de liquidez e prêmio de risco) que afetam o mesmo em diferentes mercados e em épocas de conjunturas econômicas distintas.

iv. Em tempos de incerteza

Um dos objetivos deste trabalho é analisar o comportamento do *breakeven* de inflação em diferentes mercados de renda fixa em épocas de maior instabilidade econômica. Nessa subseção e no decorrer do trabalho, serão discutidos o comportamento do *BEIR*, do prêmio de liquidez e do prêmio de risco durante a crise de 2008.

Apesar de a crise ter começado em 2007, foi apenas em 2008, com a quebra do famoso banco de investimento americano *Lehman Brothers*, que começou a repercussão mais severa no mercado financeiro. Em artigo publicado pelo *Federal Reserve Bank of San Francisco*, Christensen, Lopez e Rudebusch (2010, p. 23) debatem sobre o início da crise:

After the failure of Lehman Brothers, fears of credit and liquidity risks jumped, and many financial markets, including equity and currency markets, encountered intense selling pressure as hedge funds and other institutions attempted to shore up their shrinking balance sheets and cover redemptions. Several asset classes faced impaired liquidity with widening bid-ask spreads, lower trading volume, and a concurrent increase in yields. The jump in risk aversion also helped create a heightened global demand for safe assets, and this “flight-to-quality” (or “safe haven”) demand favored highly liquid nominal Treasury securities and led to a sharp decline in their yields. (...) These circumstances led to a market narrowing of BEI rates (...). (Christensen, Lopez e Rudebusch, 2010, p. 23)

Como os autores mencionam, quando a crise se propagou pela economia norte-americana, os agentes passaram a demandar ativos mais seguros (segundo os autores, de maior qualidade; “vôo para qualidade”) como os títulos nominais do Tesouro americano. Remetendo a seção anterior, quando há mais demanda por um papel, seu preço sobe e, como a taxa ao vencimento correlaciona-se negativamente com o preço, a mesma acaba cedendo. Logo, a expectativa de inflação embutida nas curvas de juros do mercado americano acaba diminuindo.

O *yield to maturity* dos títulos nominais não subiu apenas pela preferência dos agentes, mas também pelo aumento do prêmio de risco de inflação no período em questão. Como relatam Adrian e Wu (2010, p. 19), em artigo publicado pelo *Federal Reserve Bank of New York*, o prêmio de risco aumentou devido à incerteza sobre o futuro da economia:

The inflation risk premium is somewhat larger for the 5-10 year forward than for the 10-year maturity. In both cases, the inflation risk premium increased sharply during the financial crisis of the fall of 2008, corresponding to a period of large uncertainty. (Adrian e Wu, 2010, p. 19)

O prêmio de liquidez, que é requerido pelos detentores de títulos indexados a inflação, também aumentou durante a crise de 2008. Logo após a falência do *Lehman Brothers*, investidores passaram a demandar os títulos de renda fixa mais líquidos e confiáveis, os nominais. Assim sendo, para que investidores voltassem a comprar papéis atrelados a inflação, os mesmos passaram a demandar um retorno adicional visto que a dificuldade de liquidação imediata de tais papéis havia aumentado consideravelmente.

Em outras palavras, o prêmio pela liquidez exigido pela compra de títulos reais havia crescido como observam Christensen, Lopez e Rudebusch (2010, p. 25), “*However, from September 2008 through February 2009 (...) an elevated premium on liquidity will likely also alter the spread between nominal Treasury securities and TIPS (Treasury Inflation Protected Securities) (...)*”. Não só pelo acréscimo no prêmio de liquidez, mas também pelo forte movimento de venda de títulos indexados a inflação, a taxa ao vencimento de tais títulos aumentou, fazendo com que o *breakeven* de inflação cedesse ainda mais.

Os autores do artigo publicado pelo *Fed* de São Francisco deixam claro que o declínio no *BEIR* não foi causado apenas pelo aumento dos prêmios de risco e de liquidez. Logo após o começo da crise houve enorme mudança dos agentes privados no que tange a suas expectativas de inflação. Como os autores explicam, começaram a surgir rumores que a economia norte-americana entraria em um período deflacionário caso as autoridades competentes ficassem de braços cruzados:

Of course, not all the declines in the BEI rate were due to shifts in risk and liquidity. Market fundamentals also changed during this period, with increased fears of deflation and a slumping real economy in light of tightening financial conditions. (Christensen, Lopez e Rudebusch, 2010, p. 23)

A crise de 2008 trouxe novas lacunas para o estudo do comportamento do *breakeven* de inflação, do prêmio de liquidez e do prêmio de risco em épocas de grande incerteza no cenário mundial. A próxima seção contemplará um estudo minucioso do mercado de renda fixa norte-americano e o comportamento do *BEIR* em tal mercado, tanto em tempos de solidez financeira quanto em tempos de maior incerteza, a partir de vários artigos sobre o tema. O mesmo será realizado para a seção seguinte, mas nesta o mercado em questão será o brasileiro e o estudo será realizado através de um modelo econométrico.

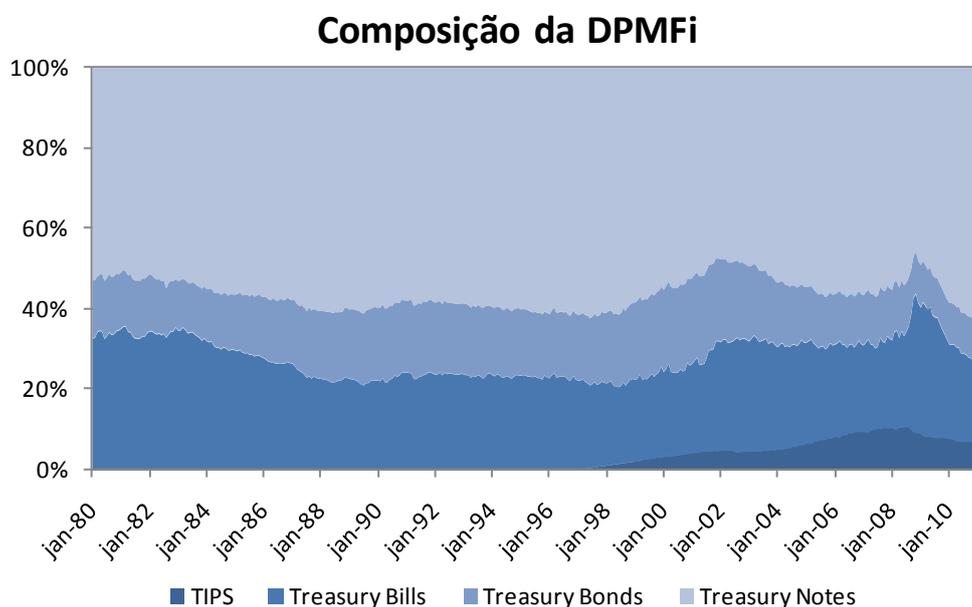
4. *BEIR* nos Estados Unidos

i. Mercado de renda fixa norte-americano

O mercado de renda fixa norte-americano é composto fundamentalmente por dois tipos de títulos: os nominais e os reais. Os títulos nominais são compostos por três categorias de títulos com diferentes características. Os *Treasury Bills* são vendidos com desconto em relação ao valor de face, com maturidades curtas que vão de quatro até cinquenta e duas semanas e não pagam cupom. Já os *Treasury Notes* possuem maturidades um pouco mais longas que vão de dois até dez anos e pagam cupom a cada seis meses. Por fim, os *Treasury Bonds* têm maturidade de trinta anos e pagam cupom semestral.

Esses três títulos nominais começaram a ser emitidos pelo Tesouro americano desde o começo do século XX. Já a emissão de papéis indexados a inflação é bem mais recente. O gráfico abaixo retrata a situação da dívida pública mobiliária federal interna dos Estados Unidos desde a década de 80.

Gráfico 4.i.1



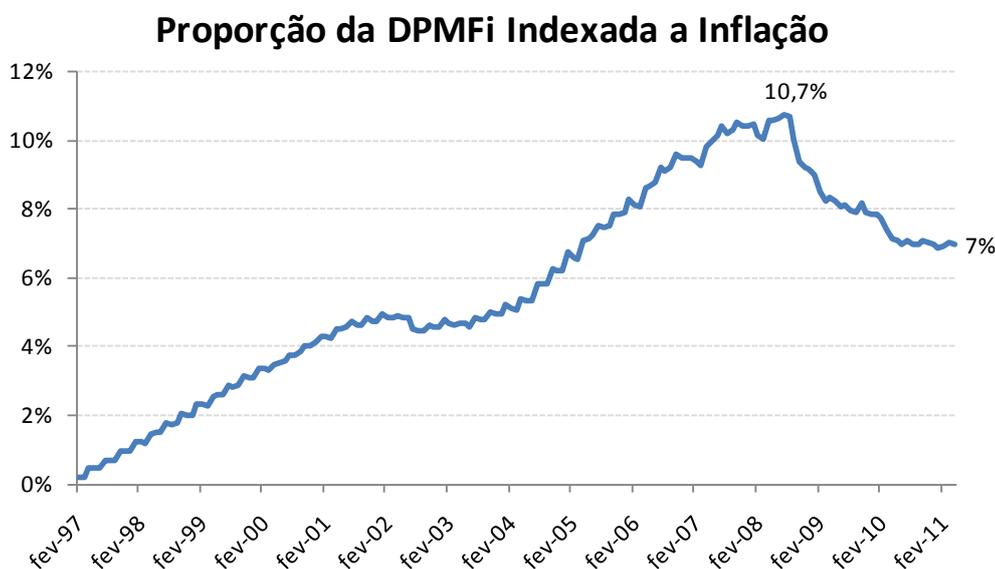
A análise do *BEIR* nos Estados Unidos, por motivos óbvios, começou a ser realizada após o surgimento de títulos indexados a inflação. No mercado norte-americano, os títulos públicos indexados a inflação negociados atualmente são popularmente denominados de *Treasury Inflation-Protected Securities (TIPS)*. Como

explica o sítio do Tesouro norte-americano, os fluxos das *TIPS* possuem proteção contra variações na inflação:

Treasury Inflation-Protected Securities, or TIPS, provide protection against inflation. The principal of a TIPS increases with inflation and decreases with deflation, as measured by the Consumer Price Index. When a TIPS matures, you are paid the adjusted principal or original principal, whichever is greater. TIPS pay interest twice a year, at a fixed rate. The rate is applied to the adjusted principal; so, like the principal, interest payments rise with inflation and fall with deflation. (U.S. Department of the Treasury)

As *TIPS*, que são emitidas com maturidades diferenciadas que vão de cinco até trinta anos, tiveram sua primeira emissão em 1997 com um título indexado com maturidade de dez anos. Desde então a proporção da dívida indexada em relação ao total da dívida pública mobiliária federal norte-americana cresceu até atingir seu ponto máximo em julho de 2008. Atualmente a proporção da dívida indexada está em 7,0% (abril de 2011). Ambos os pontos estão destacados no gráfico abaixo que contempla a evolução da proporção da dívida indexada em relação ao total da dívida pública mobiliária federal dos EUA.

Gráfico 4.i.2



O estudo do *breakeven* de inflação dos Estados Unidos só é possível a partir da expansão do mercado e da liquidez das *TIPS*, que vem acontecendo nesses últimos catorze anos desde sua primeira emissão. Esse fato viabiliza a elaboração de diversas técnicas para estimar a inflação implícita nos títulos públicos, gerando assim uma fonte adicional de informações para os bancos centrais acerca das expectativas de agentes privados da economia.

ii. Comportamento histórico

Após breve introdução sobre o mercado de renda fixa norte-americano, o restante desta seção será composto por uma análise do *breakeven* de inflação dos Estados Unidos a partir de um artigo sobre o tema.

Em artigo publicado pelo *National Bureau of Economic Research* em 2011, “*An Empirical Decomposition of Risk and Liquidity in Nominal and Inflation-indexed Government Bonds*”, Pflueger e Viceira analisam fatores que geram retornos adicionais em títulos reais e nominais que distorcem o *breakeven* de inflação, fazendo com que o mesmo não seja uma medida de expectativa de inflação acurada. Este trabalho comentará os fatores relevantes explicitados na seção anterior.

Na segunda seção do artigo, Pflueger e Viceira estimam o componente de liquidez (i.e., o prêmio pela liquidez) embutido no retorno das *TIPS* empiricamente. Uma das proxies utilizada pelos autores, e que será utilizada na seção seguinte para o estudo do *BEIR* no mercado brasileiro, é o volume relativo negociado de títulos indexados a inflação em relação ao volume de títulos nominais:

We interpret relative TIPS transaction volume as a measure of TIPS-specific liquidity. One might think that when TIPS were first issued in 1997, the market needed to learn about TIPS and the market for TIPS took some time to get established. This should be reflected in initially low trading volumes in TIPS and high yields during the early period.
(Pflueger e Viceira, 2011, p. 5, *Working Paper 16892*)

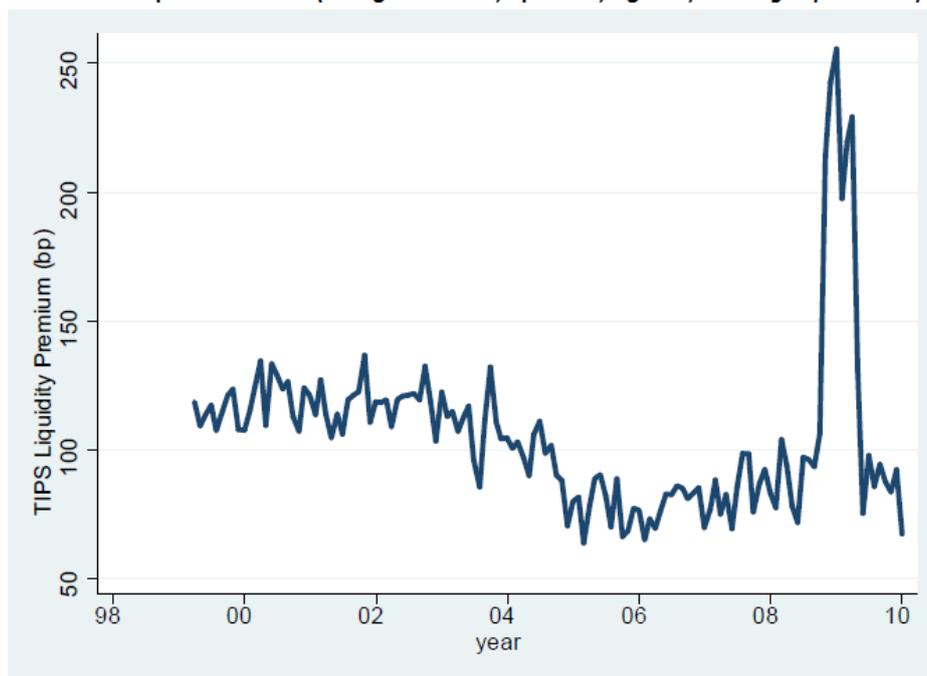
Através de proxies que capturam o prêmio exigido pela falta de liquidez em tal mercado, os autores conseguem quantificar o retorno adicional exigido pelos detentores

de títulos reais em diferentes períodos. A amostra utilizada vai desde 1999 até 2010. Apesar do trabalho não captar o prêmio de liquidez imediatamente após a primeira emissão das *TIPS* em 1997, é possível notar prêmios maiores no início da amostra do que no período pré-crise. Pflueger e Viceira comentam os resultados obtidos e disponibilizam um gráfico que contempla tais resultados:

We find an average spread due to liquidity of around 106 bps. Although this average is high, one must take into account that it rejects periods of very low liquidity in this market. Figure 2 shows a high liquidity premium in the early 2000s (about 120 bps), but a much lower liquidity premium between 2004 and 2007 (70 bps). The premium shoots up again beyond 200 bps during the crisis, and finally comes down to 70 bps after the crisis. (Pflueger e Viceira, 2011, p. 14, Working Paper 16892)

Gráfico 4.ii.1

Prêmio de Liquidez Estimado (Pflueger e Viceira, Apêndice, Figura 2, Working Paper 16892)



Tendo em vista os resultados acima, nota-se o comportamento díspar do prêmio de liquidez em momentos de maior incerteza no cenário mundial. Antes de entrar na análise do comportamento de tal componente durante a crise de 2008, podem-se tirar

algumas conclusões em relação à variabilidade do prêmio de liquidez desde o início das emissões das *TIPS*.

Como relatam os autores, a média do prêmio de liquidez na amostra em questão é de 106 pontos base. Nota-se que o prêmio de liquidez é, em média, maior para o período mais próximo a primeira emissão dos títulos reais na economia americana, como a teoria prevê (explicação na seção anterior). Pflueger e Viceira acham um *spread* de 50 pontos base no prêmio de liquidez entre o início da amostra e os anos pré-crise (2004 – 2007). Não por acaso, o prêmio pela liquidez começa declinar para 70 pontos base (média de 2004 – 2007) durante o ano de 2004, na medida em que a proporção da dívida americana indexada a inflação começa a aumentar, visto que esses ativos tornam-se mais líquidos devido à maior aceitação e conhecimento por parte dos agentes privados.

Remetendo-se ao gráfico elaborado em Pflueger e Viceira, observa-se o forte aumento do retorno adicional requerido pelos detentores de títulos indexados a inflação durante a crise devido à diminuição da liquidez das *TIPS*. Em eventos extraordinários como a crise financeira de 2008, agentes privados procuram proteger seus retornos da maneira mais eficaz e segura possível. Em outras palavras, os agentes aumentam sua demanda pelos títulos mais antigos, pelo fato de serem mais seguros e conhecidos. Assim sendo, como os títulos reais tinham menos de dez anos quando a crise eclodiu, investidores preferiram desfazer suas posições em tais ativos, optando por títulos que estão no mercado há mais tempo como os *Treasury Bills*.

Essa repentina mudança nas preferências dos investidores que passam a preferir títulos mais antigos é conhecida como “vôo para liquidez” (“*flight to liquidity*”). Nele, investidores optam por terem em suas carteiras ativos mais líquidos, como é o caso dos títulos nominais emitidos pelo Tesouro americano. Visto isso, para que um investidor mantenha sua posição em um papel mais ilíquido ele demanda um retorno adicional cada vez maior, i.e., um prêmio de liquidez maior, para compensar possíveis dificuldades quando chegar à hora de liquidar tal aplicação.

Em seu artigo, Pflueger e Viceira demonstram esse evento empiricamente. Observa-se que o prêmio de liquidez passa de uma média de 70 pontos base nos anos pré-crise para uma média de 200 pontos base ao longo da crise. Passado o período de

maior incerteza, em meados de 2009 o prêmio pela liquidez retorna para a média vista nos anos pré-crise de 70 pontos base.

Com o aumento do prêmio de liquidez visto durante os primeiros anos de existência de títulos indexados no mercado americano e durante a crise, tudo o mais constante, o *breakeven* de inflação nesses períodos deve ser relativamente menor do que em períodos onde as *TIPS* possuem maior liquidez. Pflueger e Viceira também observam esse comportamento em seu artigo:

Figures 3 and 4 show liquidity-adjusted breakeven inflation and TIPS yields, respectively. Figure 3 shows that liquidity-adjusted breakeven inflation moves between 3% and 3.5% for much of the sample period. Moreover our liquidity adjustment attributes most of the drop in breakeven inflation during the fall of 2008 to liquidity. Figure 4 shows that if TIPS had remained as liquid as nominal Treasuries their yields would have dropped dramatically in the fall of 2008. This has important implications for the interpretation of the dramatic reduction in breakeven inflation observed during the financial crisis as an indicator of massive expected deflation among bond market participants.

(Pflueger e Viceira, 2011, p. 14, *Working Paper 16892*)

Gráfico 4.ii.2

Breakeven de Inflação Ajustado pela Liquidez (Pflueger e Viceira, Apêndice, Figura 3, *Working Paper 16892*)

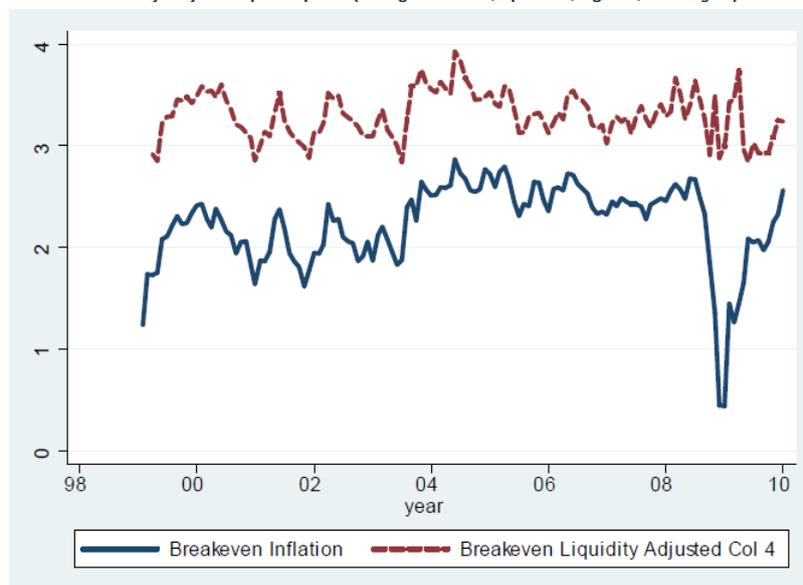
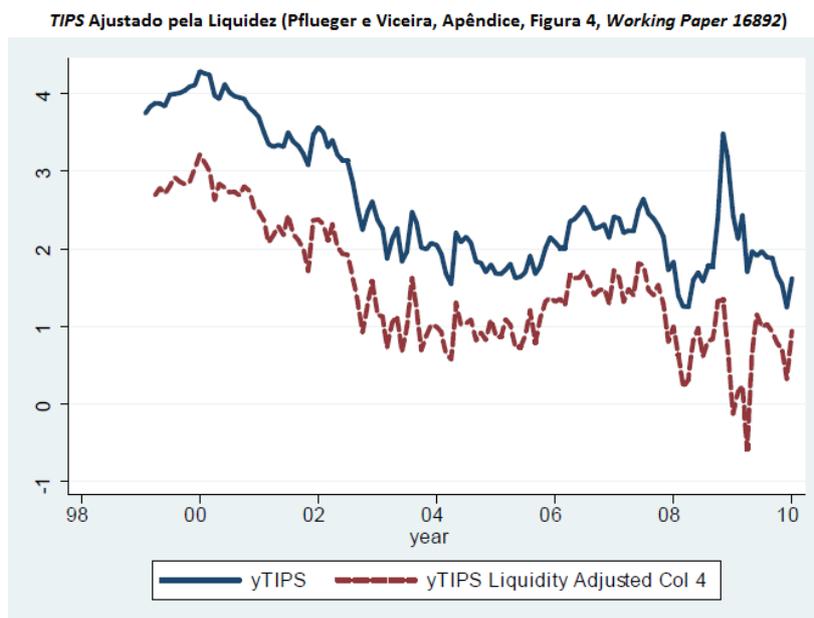


Gráfico 4.ii.3



Ambos os gráficos expostos acima evidenciam a importância do prêmio de liquidez no que tange a distorção do *breakeven* de inflação em épocas de maior incerteza na economia. O prêmio de liquidez, como já foi amplamente discutido, age sobre o *yield* dos títulos indexados. Em períodos recentes após a primeira emissão desses títulos e em períodos onde ocorre o “vão para liquidez”, segundo a teoria, esse prêmio exigido pelos investidores tende a ser maior vis-à-vis quando tal título já está “adaptado” ao mercado e o ambiente é de relativa estabilidade.

Pflueger e Viceira, de acordo com o gráfico acima, demonstram que isso é verificado no mercado de renda fixa norte-americano. Durante o final da década de noventa e o início da próxima, nota-se que o *yield* das *TIPS* é maior do que o *yield* das *TIPS* ajustadas pelo prêmio de liquidez. Indo mais adiante, nota-se que tal prêmio diminui com o tempo, visto que o *spread* entre os *yields* diminuem consideravelmente. Por conseguinte, os autores provam empiricamente que o prêmio de liquidez é maior quanto mais recente é a primeira emissão do título indexado.

Em eventos extraordinários, como a crise financeira de 2008, nota-se que tal prêmio também aumenta consideravelmente. Durante o período em questão, repara-se que o *yield* dos títulos indexados cresce repentinamente, enquanto a mesma medida dos títulos indexados corrigido pelo prêmio de liquidez tem comportamento oposto. Logo, o aumento significativo do *spread* entre as duas curvas comprova a demanda de

investidores por prêmios de liquidez maiores em épocas de incerteza. Em suma, os autores observam que, se não fosse pela falta de liquidez, o *yield* das *TIPS* cairia durante a crise, mostrando que a liquidez é um fator preponderante em eventos de “vão para liquidez”.

Pflueger e Viceira também inferem sobre o comportamento do *breakeven* de inflação em seu trabalho. Tendo como referência o gráfico acima, nota-se que os autores traçam o *BEIR* observado e o *BEIR* ajustado pela liquidez. O *breakeven* observado é, obviamente, inferior ao *breakeven* ajustado pela liquidez. Para a amostra utilizada, o observado oscila entre 0,5% e 3% com média ao redor de 2%, enquanto o corrigido pela liquidez varia entre 3% e 4% com média em 3,5%. Como se pode prever, os autores verificam que a inflação implícita é menor em períodos mais próximos a primeira emissão dos títulos indexados e em épocas de incerteza.

Os autores identificam que essa afirmação é válida para períodos de crise, em grande parte, devido à variabilidade do componente de liquidez e não pela mudança súbita das expectativas de inflação dos agentes. A amostra do *breakeven* observado, como era de se esperar, tem de seu mínimo global durante a crise. Também é observado, para o começo da amostra, um mínimo local na primeira observação, que também era esperado devido às circunstâncias mencionadas acima. Esses pontos de mínimo ocorrem em grande parte pelo alto prêmio de liquidez observado nos períodos em questão.

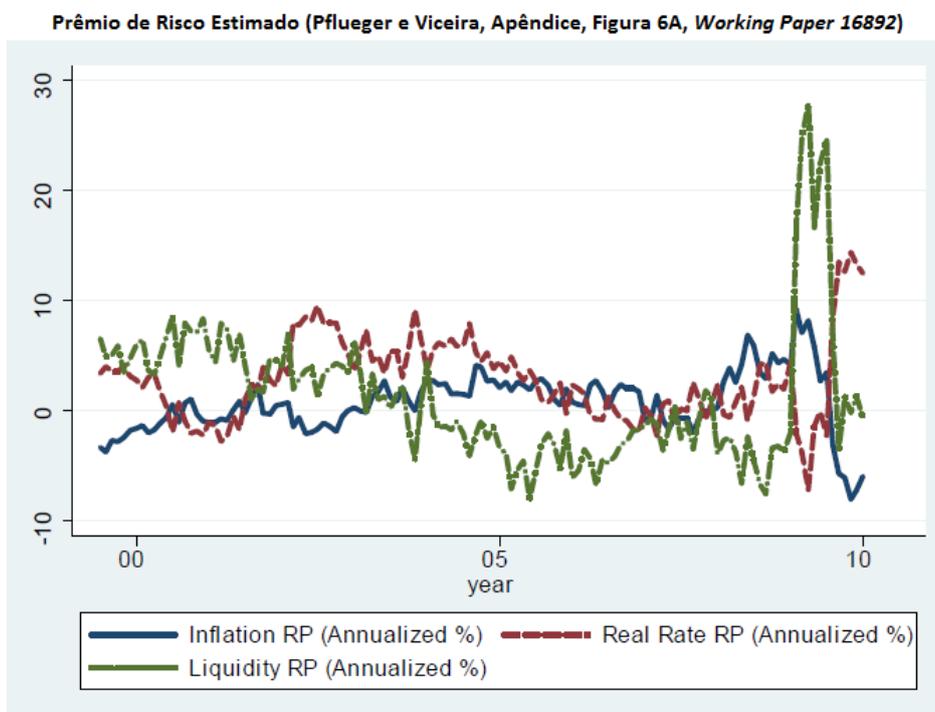
Ao analisar o *spread* entre o *BEIR* observado e o ajustado pela liquidez, os autores concluem que a queda da inflação implícita durante a crise, e até as expectativas de mercado de um cenário deflacionário para a economia americana do pós-crise, devem-se em grande proporção ao aumento significativo do prêmio de liquidez observado em tal período pelos agentes. Em outras palavras, Pflueger e Viceira demonstram que o *breakeven* de inflação ajustado pela liquidez não viola sua banda de variação do pré-crise após a eclosão do pânico no mercado financeiro norte-americano, sugerindo que as expectativas de inflação dos agentes permaneceram estáveis para a amostra utilizada.

Outro fator que gera distúrbios relevantes no *breakeven* de inflação, como foi mencionado na seção anterior, é o retorno adicional demandado pelos detentores de títulos nominais devido a surpresas inflacionárias. O prêmio de risco de inflação não afeta títulos reais visto que os mesmos têm seus retornos indexados à inflação. No

mesmo artigo citado acima, Pflueger e Viceira comentam na quarta seção sobre o comportamento do prêmio de risco na amostra selecionada para o mercado norte-americano e expõe o mesmo graficamente:

Figure 6A illustrates the time series of the fitted US risk premia. It shows that during the period of 2000 to 2006 the inflation risk premium was small or negative. During the period of high oil prices in 2008 and during the peak of the financial crisis in late 2008 the inflation risk premium was positive but subsequently fell to almost -10% at the end of 2009, precisely at a time when the real rate risk premium increased sharply. The liquidity risk premium on TIPS was large in the early 2000's, but declined steadily during the decade, with the exception of a pronounced spike during the financial crisis in the Fall of 2008. (Pflueger e Viceira, 2011, p. 23, Working Paper 16892)

Gráfico 4.ii.4



De acordo com o gráfico acima, nota-se que o prêmio de risco de inflação é relativamente baixo, e até mesmo negativo em alguns pontos, entre o início da amostra e o período pré-crise de 2008. Isso contribui para um *breakeven* de inflação relativamente

baixo e estável ao longo do período de referência. Dado que os investidores não requerem retornos adicionais sobre os títulos nominais durante tal época, o prêmio de risco não é responsável por grandes variações do *BEIR*. Contudo este comportamento altera-se em períodos extraordinários.

Durante a crise de 2008, nota-se que o *breakeven* de inflação do mercado norte-americano muda completamente de trajetória. Um pouco antes da crise, devido ao aumento considerável no preço do petróleo e a importância de tal matriz energética na economia americana, o *BEIR* já havia se elevado consideravelmente. Porém, ele vem a atingir seu pico durante a crise financeira, marcando novo máximo global para a amostra em questão.

O aumento do prêmio de risco de inflação deveria exercer algum aumento no *breakeven* de inflação norte-americano. Todavia, como descrito acima e segundo o estudo elaborado por Pflueger e Viceira, esta medida de inflação recuou durante a crise. Isso se deve ao fato do prêmio de liquidez, que age na direção contrária do prêmio de risco de inflação, majorar o efeito do prêmio de risco. Analisando o gráfico acima, repara-se que o prêmio de liquidez (linha verde) foi consideravelmente superior ao prêmio de risco (linha azul) durante a crise de 2008.

Passado o epicentro da crise financeira de 2008, observa-se uma queda brusca do prêmio de risco, que atinge seu ponto de mínimo global da amostra. Isso ocorre pelo fato das expectativas dos agentes perante o nível de atividade norte-americano, e consequentemente a inflação, terem recuado de forma significativa. A recessão que estava instalada na economia americana naquele momento e o temor de que a mesma entraria em deflação fizeram com que o prêmio de risco fosse rapidamente do seu ponto máximo para o mínimo.

Esta seção teve como objetivo averiguar o comportamento do *breakeven* de inflação, do prêmio de liquidez e do prêmio de risco de inflação no mercado de renda fixa norte-americano a partir de um estudo realizado por Pflueger e Viceira. A próxima seção será dedicada a um estudo empírico em relação ao *BEIR* e seus componentes no mercado brasileiro de renda fixa.

5. *BEIR* no Brasil

i. Mercado de renda fixa brasileiro

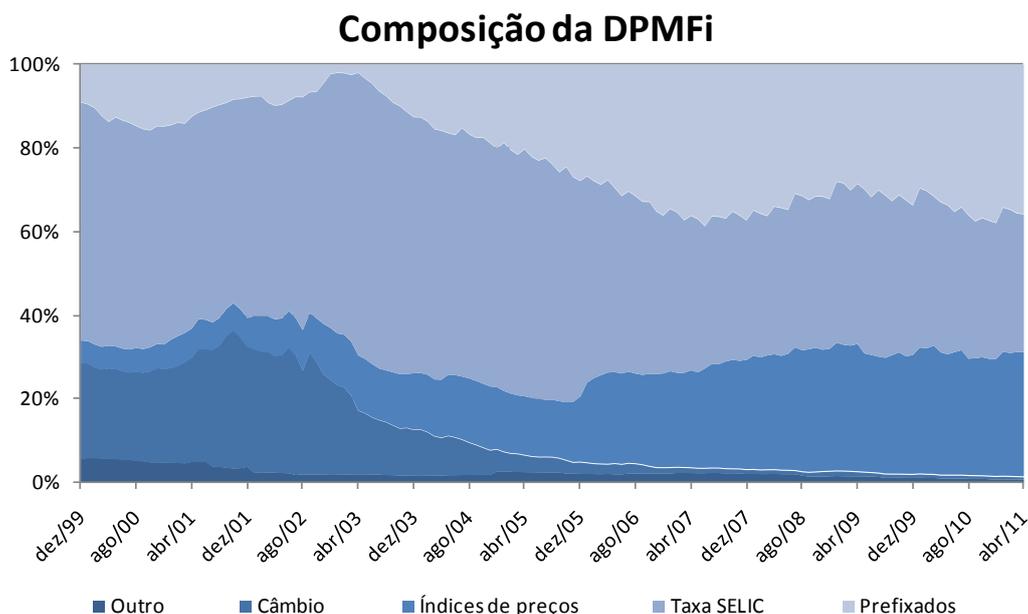
No mercado brasileiro de renda-fixa, os títulos públicos indexados a inflação são relativamente recentes quando comparamos sua primeira emissão a primeira emissão de títulos que não possuem tal característica. Hoje em dia existem dois títulos vinculados a índices de preços no mercado brasileiro: as Notas do Tesouro Nacional Série B (NTN-B) e as Notas do Tesouro Nacional Série C (NTN-C). O primeiro é indexado ao índice de preços oficial do país, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cujo governo adotou como diretriz do sistema de metas de inflação. Já o segundo, que não será relevante para este trabalho, tem seu retorno atrelado ao Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) medido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Além das NTN-B, títulos não indexados a índices econômicos também serão utilizados neste trabalho. Os dois títulos prefixados mais que possuem maior liquidez são as Letras do Tesouro Nacional (LTN) e as NTN Série F (NTN-F).

A principal diferença entre os títulos relevantes para este trabalho, além de serem prefixados ou indexados, engloba diferentes maturidades e o pagamento ou não de cupom. No caso das NTN, séries B e F, há pagamento de cupom a cada seis meses e seus vencimentos são longos, chegando a prazos de até quarenta anos em alguns casos. No caso da LTN, não há pagamento de cupom semestral e seus vencimentos são relativamente mais curtos.

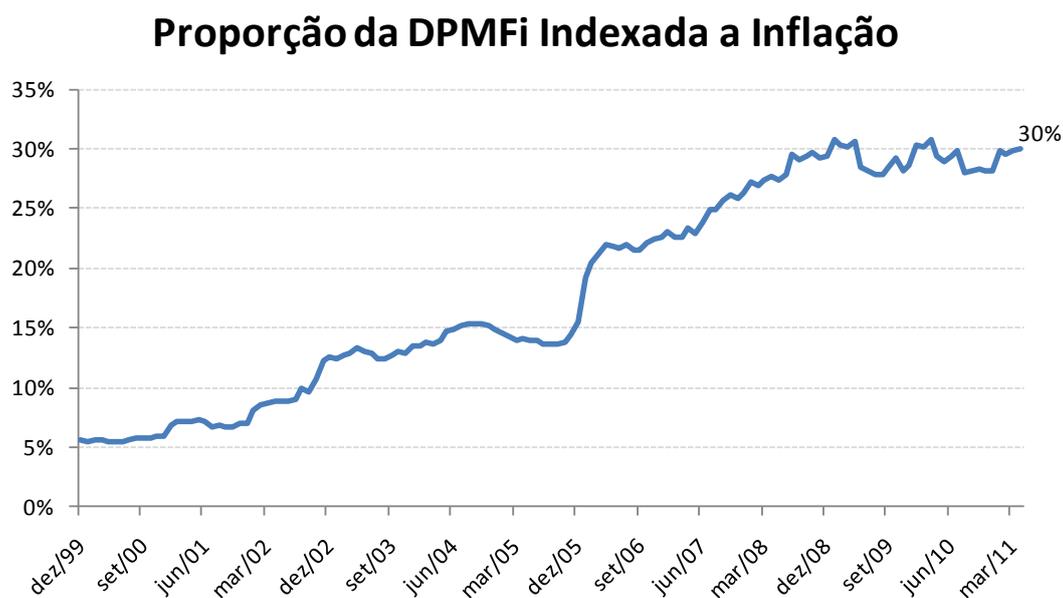
Outro título relevante na carteira de investidores, mas que não serão utilizados para o estudo do caso brasileiro, são as Letras do Tesouro Financeiro (LTF) que são indexados a taxa básica de juros da economia (SELIC). Abaixo segue um gráfico demonstrando a evolução da dívida pública mobiliária federal interna do governo brasileiro:

Gráfico 5.i.1



O estudo do *breakeven* de inflação no mercado brasileiro só tornou-se possível na medida em que a parcela da dívida indexada a índices de preço tornou-se significativa. Nota-se no gráfico abaixo que esta parcela começou a aumentar apenas alguns anos após a primeira emissão das NTN-B, no início de 2002, tendo atingido nível considerável após 2005. Hoje a proporção da dívida pública mobiliária federal interna que é indexada a índices de preços está em 30%.

Gráfico 5.i.2



O aumento da parcela de dívida indexada indica que o aumento de liquidez destes títulos é recente, trazendo implicações para o *BEIR* no mercado brasileiro, como foi amplamente discutido nas seções anteriores. Por conseguinte, como será elaborado mais adiante, isso acarretará em uma escolha reduzida da amostra que não a amostra completa, desde a primeira emissão da NTN-B, para a realização do estudo econométrico.

ii. Modelo

A partir das conclusões tiradas da terceira seção deste trabalho, pode-se chegar a uma equação simplificada para o *breakeven* de inflação. Os dois principais fatores geradores de divergências entre o *BEIR* e as expectativas de inflação do mercado são o prêmio de liquidez, que atinge títulos indexados, e o prêmio de risco de inflação, que atinge títulos nominais.

Tendo isso em mente, pode-se decompor o retorno de títulos indexados em duas componentes: o retorno demandado pelos investidores para emprestar ao governo, ou simplesmente o retorno real, e o retorno adicional requerido pela baixa liquidez relativa destes títulos. Matematicamente tem-se que:

$$y_{t,r} = r_t + \theta_t$$

onde $y_{t,r}$ é o retorno total do título indexado, r_t é o retorno real e θ_t é o retorno adicional requerido por investidores pela baixa liquidez relativa, ou simplesmente o prêmio de liquidez.

Por sua vez, o retorno total de títulos nominais pode ser decomposto em três componentes: o retorno real, a expectativa de inflação e o retorno adicional requerido pela falta de proteção contra surpresas inflacionárias, ou simplesmente o prêmio de risco de inflação. Portanto tem-se que:

$$y_{t,n} = r_t + \pi^e + \vartheta_t$$

onde $y_{t,n}$ é o retorno total do título nominal, r_t é o retorno real, π^e é a inflação esperada do período e ϑ_t é o prêmio de risco.

Por conseguinte, ao calcular a diferença entre os retornos totais dos títulos referidos acima, tem-se que:

$$y_{t,n} - y_{t,r} = (r_t + \pi^e + \vartheta_t) - (r_t + \theta_t)$$

Simplificando, tem-se a seguinte equação:

$$y_{t,n} - y_{t,r} = \pi^e - \theta_t + \vartheta_t$$

Assim sendo, como explicado ao longo do trabalho, ao calcular o *spread* entre o retorno dos títulos nominais e reais, obtêm-se o *breakeven* de inflação. Logo, chega-se a uma equação simplificada para o *BEIR*:

$$BEIR = \pi^e - \theta_t + \vartheta_t$$

Com a equação acima, pode-se verificar as afirmações feitas na seção três referentes ao comportamento do *breakeven* de inflação perante variações das expectativas de inflação, do prêmio de liquidez e do prêmio de risco de inflação. Ao calcular os sinais das derivadas parciais, tem-se que:

$$\frac{\partial BEIR}{\partial \pi^e} > 0 \quad ; \quad \frac{\partial BEIR}{\partial \theta_t} < 0 \quad ; \quad \frac{\partial BEIR}{\partial \vartheta_t} > 0$$

ou seja, o *breakeven* de inflação aumenta com incrementos nas expectativas de inflação e no prêmio de risco de inflação e diminui com aumentos no prêmio de liquidez.

Visto isso, o modelo que será utilizado para o estudo econométrico do *BEIR* será bastante similar a equação encontrada acima. O modelo, que tem o *breakeven* de inflação como variável dependente, terá como variáveis independentes os três componentes da equação derivada acima, além de uma constante e um componente residual, ou seja, um componente que mensura toda variação do *breakeven* que não é explicada pelas três variáveis independentes. Portanto, chega-se ao seguinte modelo econométrico:

$$BEIR_t = \beta_0 + \beta_1 \pi^e + \beta_2 \theta_t + \beta_3 \vartheta_t + \mu_t$$

O restante desta seção será dedicado a explicação das séries temporais que serão utilizadas no estudo econométrico e o próprio estudo. Para variáveis observadas, como o *BEIR* e a expectativa de inflação, serão utilizados seus valores correspondentes. Já

para variáveis não observadas, como o prêmio de liquidez e o prêmio de risco, serão utilizadas variáveis que aproximam o comportamento dos mesmos, denominadas de *proxies*.

iii. Taxas e proxies

Para que o estudo do breakeven de inflação do mercado brasileiro seja realizado da forma mais correta possível, é necessário que as séries temporais que serão utilizadas nas regressões sejam escolhidas criteriosamente e calculadas corretamente. O objetivo desta subseção é explicar os cálculos das taxas utilizadas e o critério de seleção das *proxies* para as variáveis não observadas.

O modelo geral que será utilizado no estudo econométrico possui três variáveis explicativas, além da variável dependente. Tanto a variável dependente, *BEIR*, quanto as expectativas de inflação, π^e , são variáveis observadas. Assim sendo, não será necessária o uso de variáveis *proxy* para essas duas séries temporais.

O *breakeven* de inflação será calculado através da metodologia proposta por Lars Svensson, hoje diretor do banco central sueco, em 1994. Esta metodologia é utilizada por vários bancos centrais como observa a Associação Nacional de Instituições do Mercado Financeiro (ANDIMA) em recente artigo intitulado “Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita”:

No modelo proposto por Svensson (1994), a taxa de juros na data t para o prazo τ , em anos (base dias úteis/252), é dada pela seguinte equação:

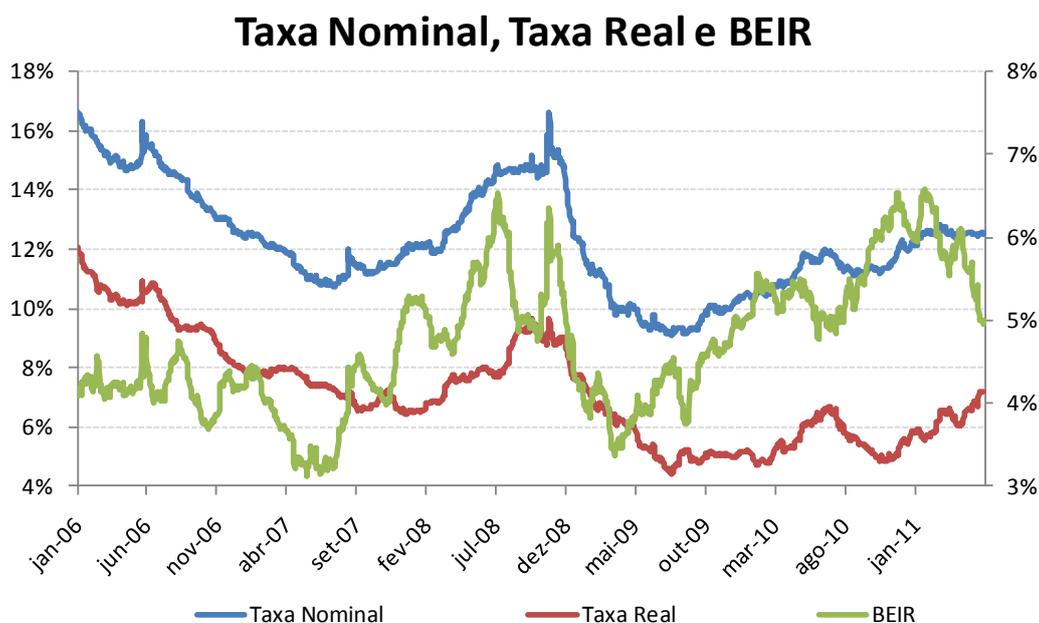
$$r_t = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} - e^{-\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{4t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{2t}\tau}}{\lambda_{2t}\tau} - e^{-\lambda_{2t}\tau} \right)$$

Esse modelo é amplamente utilizado por diversos bancos centrais por tratar-se de uma forma funcional simples que descreve toda a estrutura temporal das taxas de juros com um pequeno número de parâmetros. O formato da equação permite uma estrutura suave e flexível que acomoda os diversos formatos de ETTJ observados nos dados.

Os fatores da estrutura¹ possuem a interpretação de nível (β_{1t}), inclinação (β_{2t}) e curvaturas (β_{3t} e β_{4t}). Os parâmetros λ_{1t} e λ_{2t} caracterizam o decaimento, determinando onde as cargas de β_{3t} e β_{4t} atingem seu máximo. (ANDIMA, “Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita”, p.2)

Os parâmetros mencionados acima são divulgados diariamente para títulos prefixados e indexados pela própria ANDIMA. Será utilizado neste trabalho as taxas do *BEIR* com maturidade de um ano (i.e., $\tau = 1$). Esse prazo foi selecionado visto que agentes privados atualizam constantemente suas expectativas de inflação para doze meses à frente e este trabalho visa comparar tais expectativas com o *BEIR*. As expectativas de prazos mais longos, no caso brasileiro, normalmente permanecem estáveis ao redor da meta de inflação. Logo, pelo fato do *BEIR* ser uma medida de inflação consideravelmente volátil e as expectativas mais longas serem praticamente estáveis, a escolha de prazos superiores há um ano não traria conclusões relevantes para este trabalho. O gráfico abaixo demonstra a taxa nominal, a taxa real e o *spread* entre elas (i.e., o *BEIR*) calculadas a partir da metodologia descrita acima.

Gráfico 5.iii.1



¹ Maiores detalhes em relação ao cálculo dos parâmetros no artigo original cuja referência encontra-se na bibliografia.

A expectativa de inflação que será utilizada no estudo será a mediana das expectativas de mercado para a inflação doze meses a frente fornecida pelo Banco Central do Brasil, através do relatório FOCUS divulgado semanalmente. Abaixo segue um gráfico com as expectativas de inflação para um ano.

Gráfico 5.iii.2



Em relação ao prêmio de liquidez, será utilizada uma *proxy* que caracterize seu comportamento presumido ao longo do tempo. As variáveis que serão utilizadas para tal serão duas: a quantidade negociada e o número de operações realizadas de títulos indexados em relação ao total de títulos nominais. Ao utilizar a proporção de NTN-B em relação à soma de LTN e NTN-F, espera-se expurgar o efeito do prêmio de liquidez sobre o *BEIR*, podendo inferir de forma mais acurada sobre a relação entre o *breakeven* de inflação e as expectativas dos agentes.

Um aumento das variáveis selecionadas (i.e., aumento da liquidez relativa) implica um prêmio de liquidez menor. Sendo assim, na próxima subseção onde será realizado o estudo econométrico, espera-se que os sinais encontrados para os coeficientes associados a essas variáveis sejam positivos. Em outras palavras, um aumento da *proxy* simboliza uma diminuição do prêmio de liquidez fazendo com que, tudo o mais constante, o *breakeven* de inflação diminua.

A amostra a ser utilizada terá início em janeiro de 2006, primeiro ano cuja quantidade negociada de títulos indexados no Brasil tornou-se significativa. Este estudo

será utilizará a variação trimestral tanto da quantidade negociada quanto do número de operações, para fins de suavização, visto que a proporção diária entre os títulos costuma variar demasiadamente. Abaixo seguem dois gráficos que ilustram ambas as afirmações.

Gráfico 5.iii.3

NTN-B - Quantidade Negociada

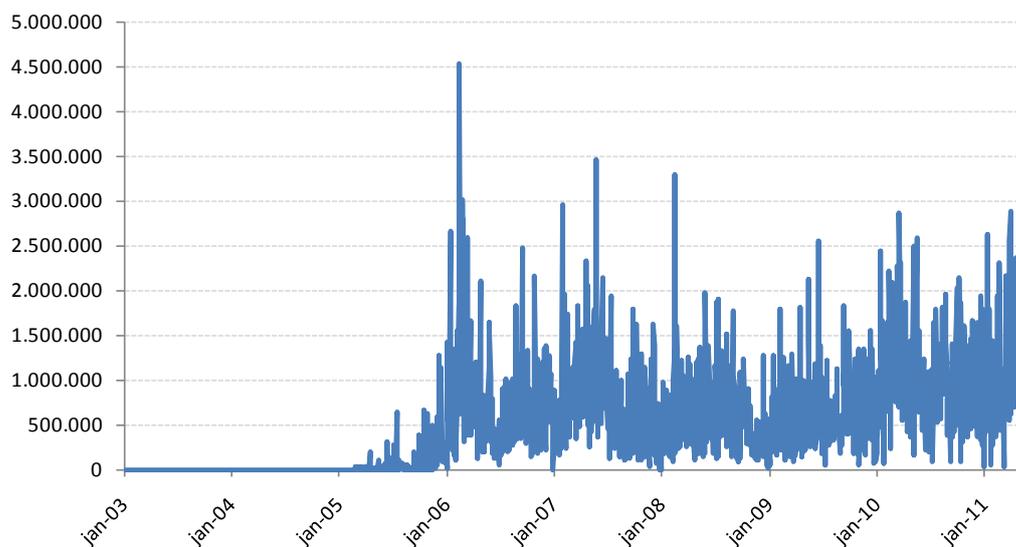
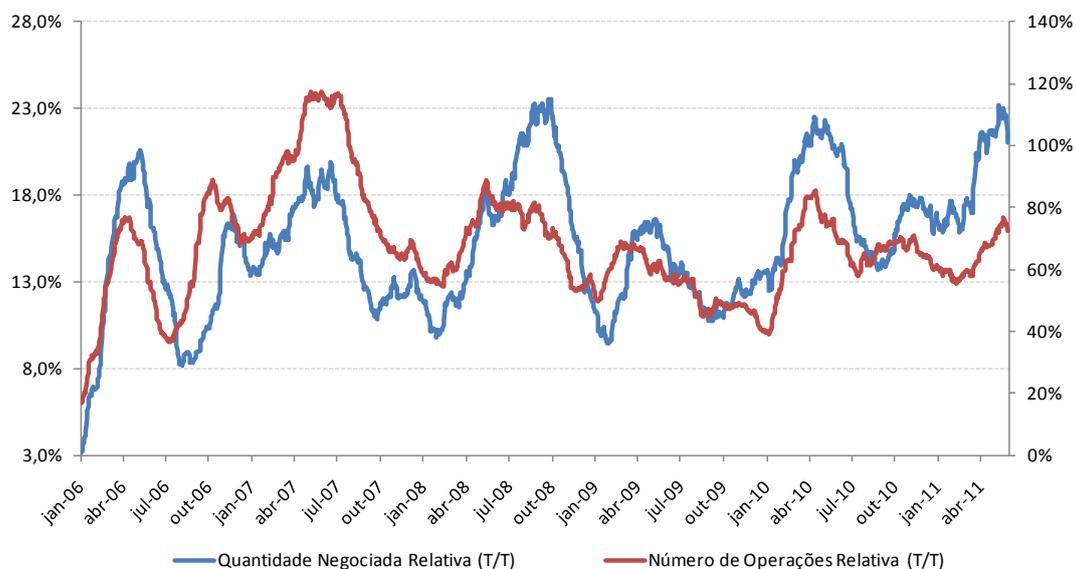


Figura 5.iii.4

Prêmio de Liquidez - Proxies

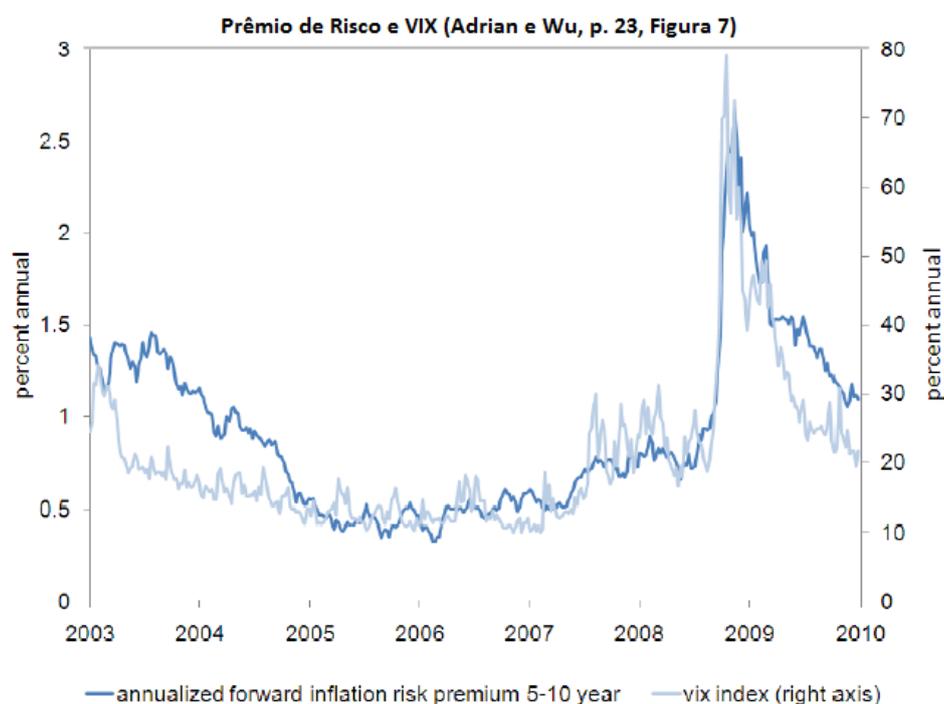


A escolha da variável *proxy* para o prêmio de risco de inflação originou-se de um artigo publicado pelo *Federal Reserve Bank* de Nova Iorque, de Tobias Adrian e Hao Wu, já mencionado na terceira seção deste trabalho. Nele, os autores acham uma

correlação significativa entre o prêmio de risco de inflação estimado e o *VIX* e relatam em uma passagem do artigo, exibindo tal correlação através de um gráfico:

This can be seen in Figure 7 where we plot the 5-10 year inflation risk premium together with the S&P 500 implied volatility (VIX) computed by the Chicago Board Options Exchange (CBOE). Note that the tight link between the estimated inflation risk premium and the VIX has not been imposed by the model in any way, but is rather an outcome of the model estimates. (Adrian e Wu, 2010, p. 22)

Figura 5.iii.5



iv. Estudo econométrico

A primeira parte desta subseção contemplará o estudo econométrico da amostra completa, cujo intervalo é de janeiro de 2006 até maio de 2011. A amostra da segunda parte, onde o enfoque será o comportamento do *BEIR* durante a crise financeira de 2008, será de maio de 2008 até o final do ano de 2009.

Os dados utilizados foram encontrados no sítio do Banco Central do Brasil (expectativas de inflação 12 meses a frentes, quantidade negociada e número de

operações de títulos públicos), no terminal da *Bloomberg* (*VIX*) e junto a ANDIMA (parâmetros do *BEIR*). Serão utilizados dados semanais.

Todas as regressões que serão expostas a seguir foram calculadas através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) com estimador robusto da variância dos coeficientes (*Newey-West*). O modelo robusto visa garantir a legitimidade dos testes de hipótese que serão realizados, visto que ele tenta solucionar o problema de autocorrelação e heteroscedasticidade do resíduo da regressão. Mais adiante, também foram realizados testes de raiz unitária (*Augmented Dickey-Fuller*) para os resíduos das regressões, onde a hipótese nula de que o resíduo possui raiz unitária foi rejeitada em todos os casos para um nível de significância de 1%. O resultado completo das regressões e os testes de raiz unitária estão expostos no apêndice deste trabalho.

a. Histórico

Os resultados encontrados nas regressões estão na tabela abaixo. Em negrito estão os resultados dos coeficientes e logo abaixo estão os desvios padrões de cada coeficiente respectivo. A diferença entre ambas as regressões é a variável utilizada para o prêmio de liquidez: a primeira regressão utiliza a quantidade negociada, enquanto a segunda usa o número de operações realizadas.

Tabela 5.iv.1

| AMOSTRA COMPLETA | Constante | Expectativa de inflação | Quantidade Negociada | Número de Operações | VIX |
|------------------|---------------|-------------------------|----------------------|---------------------|--------------|
| BEIR | -0,016 | 1,386 | 0,001 | - | 0,019 |
| Desvio Padrão | 0,004 | 0,081 | 0,015 | - | 0,005 |
| BEIR2 | -0,019 | 1,413 | - | 0,002 | 0,020 |
| Desvio Padrão | 0,005 | 0,082 | - | 0,003 | 0,004 |

O sinal do coeficiente de cada variável corresponde com o que era esperado ex-ante. O coeficiente mais importante que traz conclusões construtivas para este trabalho é o da expectativa de inflação 12 meses a frente. Ao expurgamos os efeitos do prêmio de liquidez e do prêmio de risco, nota-se que em ambas as regressões o coeficiente foi bem próximo de 1,4. Isso significa que para um incremento de 1% nas expectativas de inflação para um ano, há um aumento de 1,4% no *BEIR*.

O objetivo deste trabalho é averiguar o comportamento do *breakeven* de inflação no mercado de títulos brasileiros em relação a mudanças nas expectativas dos agentes.

Para tal, pode-se realizar um teste de hipótese (Teste t de *Student*) para apurar se variações de 1% das expectativas dos agentes causam variações estatisticamente significativas de 1% no *BEIR*. Assim sendo, tem-se que a hipótese nula e a hipótese alternativa são definidas, respectivamente, da seguinte maneira:

$$H_0: \beta_1 = 1$$

$$H_1: \beta_1 \neq 1$$

Para o teste em questão, o valor da estatística t é dado por:

$$t = \frac{\beta_1 - 1}{DP_1}$$

onde β_1 é o coeficiente das expectativas de inflação e ‘DP’ seu respectivo desvio padrão. Para a primeira regressão tem-se que a estatística t é igual a 4,79, enquanto que para a segunda é igual a 5,04. Rejeita-se a hipótese nula quando o módulo da estatística t é superior ao valor crítico relevante, que dependerá do número de graus de liberdade e do nível de significância desejado.

Para ambas as regressões os graus de liberdade são superiores a 120 e o teste será realizado a um nível de significância de 1%. Logo, o valor crítico relevante é aproximadamente 2,58. Tendo isso em vista, observa-se que para ambas as regressões a hipótese nula é rejeitada, chegando à conclusão de que o coeficiente estimado é estatisticamente diferente de um para um nível de significância de 1%.

Esse resultado implica que a inflação implícita embutida nas curvas de juros dos ativos é mais volátil que as expectativas de inflação dos agentes privados, mesmo após expurgarmos os efeitos do prêmio de liquidez e do prêmio de risco. Isso pode ser visto claramente no gráfico exposto abaixo.

Gráfico 5.iv.1



Observa-se que o *BEIR* é uma medida de inflação muito mais volátil que as expectativas dos agentes coletadas pelo banco central. Isso pode ser explicado por uma série de hipóteses. Uma possível explicação é o fato do *breakeven* de inflação ser atualizado incessantemente durante o dia, enquanto as pesquisas de inflação são atualizadas em intervalos de tempo bem mais esparsos. Outra explicação decorre do fato da economia brasileira possuir um histórico de inflação extremamente volátil e de o *BEIR* ser a real aposta dos agentes para a inflação futura. Assim sendo, as pesquisas podem não capturar de forma acurada as verdadeiras expectativas e medos dos agentes, visto que as mesmas não trazem maiores benefícios para os entrevistados caso eles revelem suas reais expectativas.

b. Na crise de 2008

A amostra para o estudo do *breakeven* de inflação durante a crise de 2008 começa em meados de 2008 e vai até o final do ano de 2009. Os resultados seguem abaixo, no mesmo formato em que foram expostos os dados para a amostra completa na subseção anterior.

Tabela 5.iv.2

| AMOSTRA CRISE | Constante | Expectativa de inflação | Quantidade Negociada | Número de Operações | VIX |
|------------------|---------------|----------------------------|-------------------------|------------------------|--------------|
| BEIR3 | -0,035 | 1,826 | -0,025 | - | 0,028 |
| Desvio Padrão | 0,008 | 0,211 | 0,021 | - | 0,005 |
| BEIR4 | -0,032 | 1,789 | - | -0,007 | 0,027 |
| Desvio Padrão | 0,008 | 0,250 | - | 0,010 | 0,004 |

Realizando teste de hipótese idêntico ao da subseção anterior, tem-se que as estatísticas t das duas regressões para o coeficiente das expectativas de inflação são, respectivamente, 3,92 e 3,16, ambas superiores ao nível crítico do teste com 90 graus de liberdade e com intervalo de confiança de 99%, que é aproximadamente igual a 2,63. Por conseguinte, para ambas as regressões analisadas, o coeficiente estimado para a expectativa de inflação é estatisticamente diferente de um para um nível de significância de 1%.

Em tempos de maior incerteza econômica, é esperado que o *breakeven* de inflação seja mais sensível a mudanças nas expectativas inflacionárias dos agentes. Isso de fato acontece, já que o coeficiente de expectativas em ambas as regressões são aproximadamente iguais a 1,8, portanto, maior que o 1,4 encontrado quando se utiliza a amostra completa. Outra medida importante que demonstra o aumento da incerteza em tal período é o aumento da média dos desvios padrões para o coeficiente em questão. Na amostra geral, o desvio padrão médio é de aproximadamente 0,08, enquanto na amostra reduzida essa medida praticamente triplica, chegando a 0,23, demonstrando um aumento na percepção do risco de prever a inflação de maneira correta. Isso pode ser observado no gráfico abaixo que ilustra o breakeven de inflação e as expectativas dos agentes para o período em questão.

Gráfico 5.iv.2



Como já era esperado, o *breakeven* de inflação brasileiro sofreu forte queda durante o período da crise financeira de 2008. Em menos de seis meses, durante o pico da crise, observa-se que o *BEIR* foi de 6,5% para 3,5%. Indo mais adiante, nota-se que o *BEIR* voltou a atingir níveis pré-crise apenas no final de 2009, mesmo com as expectativas de inflação tendo ficado praticamente estáveis entre 4 – 4,4% desde o começo do ano em questão.

A *proxy* para o prêmio de risco é estatisticamente diferente de zero para um nível de significância de 1% nas quatro regressões em questão. Contudo nota-se que o prêmio de risco de inflação acaba impactando o *BEIR* com dez pontos base a mais em épocas de crise, demonstrando o aumento da aversão ao risco global, gerando grandes incertezas para o futuro da economia mundial e um aumento significativo no *breakeven* de inflação.

Já para o caso das duas *proxies* utilizadas para o prêmio de liquidez, tanto para o caso da quantidade negociada relativa quanto para o número de operações relativo, tem-se que os coeficientes das mesmas são praticamente iguais a zero. Em outras palavras, para as quatro regressões realizadas, nenhum coeficiente é estatisticamente diferente de zero para os níveis de significância de 1% e 5%. Essas variáveis foram escolhidas devido à falta de opção e acessibilidade a outros dados que pudessem retratar de maneira mais acurada o prêmio de liquidez, como por exemplo, uma medida que

levasse em conta as diferentes maturidades dos títulos, os diferentes preços, entre outros.

6. Conclusão

Este trabalho objetivava analisar o comportamento do *BEIR* no mercado norte-americano e brasileiro. Com as análises realizadas neste trabalho, seja através de artigos ou de estudos econométricos, chega-se a algumas conclusões.

Primeiro, para o caso norte-americano, o *BEIR* torna-se praticamente estável após a passagem de alguns anos depois da primeira emissão de títulos indexados a inflação, visto que as expectativas de inflação dos agentes são bem ancoradas. Nota-se que o *breakeven* de inflação norte-americano é mais volátil em períodos onde há forte aumento do prêmio de liquidez, como nos anos imediatos a primeira emissão de títulos indexados e durante a crise financeira de 2008.

Segundo, para o caso brasileiro, através do estudo econométrico evidenciado na seção anterior, o *breakeven* de inflação é claramente mais volátil que o americano. Alguns motivos que podem explicar tal fenômeno são: o péssimo histórico de inflação deste país, fato este que gera prêmios de risco elevados, falta de comunicação apropriada e decisões de política monetária equivocadas tomadas pelo Banco Central do Brasil que deixam de ancorar as expectativas dos agentes, entre outros.

Indo mais adiante, ao modelar o *breakeven* de inflação para o mercado de renda fixa brasileiro, nota-se um prêmio de risco de inflação significativo tanto para a amostra completa quanto para a amostra da crise. Fato este que não pode ser observado para o prêmio de liquidez, não pela inexistência do mesmo, mas sim pela falta de acuidade da *proxy* seleciona em auferir tal prêmio. Observou-se também que durante a crise financeira, o *breakeven* de inflação tornou-se mais sensível a mudanças nas expectativas de inflação. Enquanto para períodos de normalidade uma variação de 1% nas expectativas gera uma variação de 1.4% no *BEIR*, durante a crise de 2008, para a mesma variação das expectativas dos agentes, observou-se uma variação de 1.8% no *BEIR*.

Outro fator observado para a amostra da crise financeira de 2008 que evidencia a diminuição da capacidade de previsão dos agentes é o fato do desvio padrão das expectativas ser consideravelmente maior do que tal medida em períodos de maior estabilidade financeira. Além disso, observa-se um aumento no prêmio de risco durante a crise, o que demonstra maior aversão ao risco no mundo.

Em suma, tendo em vista as conclusões acima e as realizadas ao longo de todo o trabalho, nota-se que o *breakeven* de inflação, como aproximação das expectativas dos agentes, deve ser visto com certa cautela pelos bancos centrais. Isso se deve ao fato de tal medida incorporar algumas distorções em relação a uma medida fidedigna de inflação implícita, como prêmios de liquidez e de risco. Mais adiante, mesmo que se consiga expurgar o efeito de tais distorções, observa-se que o *breakeven* de inflação é significativamente mais volátil que as expectativas dos agentes privados, fato este que não condena a importância de tal dado para tomadas de decisão de agentes privados e, principalmente, de bancos centrais.

7. Bibliografia

Adrian, Tobias, and Hao Wu. "The Term Structure of Inflation Expectations." *Federal Reserve of New York Staff Report*.362 (2009).

ANDIMA (Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro) – <http://www.andima.com.br>

ANDIMA. "Estrutura a Termo Das Taxas De Juros Estimada E Inflação Implícita." *Metodologia* (2010).

Banco Central do Brasil – <http://www.bcb.gov.br>

Bernanke, Ben S. "What Policymakers Can Learn from Asset Prices." *The Federal Reserve Board*. Remarks by Governor Ben S. Bernanke (2004).

Bloomberg

Cette, Gilbert, and Marielle De Jong. "Breakeven Inflation Rates and Their Puzzling Correlation Relationships." *DEFI*. Working Paper 5 (2010).

Chen, Ren-Raw, Bo Liu, and Xiaolin Cheng. "Inflation, Fisher Equation, and the Term Structure of Inflation Risk Premia: Theory and Evidence from TIPS." *Rutgers Business School* (2005).

Christensen, Ian, Frédéric Dion, and Christopher Reid. "Real Return Bonds, Inflation Expectations, and the Break-even Inflation Rate." *Bank of Canada*. Working Paper 43 (2004).

Christensen, Jens E., Jose A. Lopez, and Glenn D. Rudebusch. "Inflation Expectations and Risk Premiums in an Arbitrage-free Model of Nominal and Real Bond Yields." *Federal Reserve Bank of San Francisco*. Working Paper Series 34 (2008).

Dornbusch, Rudiger, and Stanley Fischer. *Macroeconomia*. 5th ed. Pearson Makron, 1991.

Durham, J. B. "An Estimate of the Inflation Risk Premium Using a Three-factor Affine Term Structure." *Federal Reserve Board, Washington, D.C.* 42 (2006).

Hull, John. *Options, Futures, and Other Derivatives*. 8th ed. Prentice Hall, 2011.

Joyce, Michael, Peter Lildholdt, and Steffen Sorensen. "Extracting Inflation Expectations and Inflation Risk Premia from the Term Structure: a Joint Model of the UK Nominal and Real Yield Curves." *Bank of England*. Working Paper 360 (2009).

Pflueger, Carolin E., and Luis M. Viceira. "An Empirical Decomposition of Risk and Liquidity in Nominal and Inflation-indexed Government Bonds." *National Bureau of Economic Research*. Working Paper 16892 (2011).

Pfueger, Carolin E., and Luis M. Viceira. "Inflation-indexed Bonds and the Expectations Hypothesis." *National Bureau of Economic Research*. Working Paper 16903 (2011).

Reuters Ecowin Pro

Val, Flávio F., Claudio Henrique S. Barbedo, and Marcelo V. Maia. "Expectativas Inflacionárias E Inflação Implícita No Mercado Brasileiro." *Banco Central Do Brasil*. Trabalhos Para Discussão 225 (2010).

8. Apêndice

i. Regressões e testes de raiz unitária

Dependent Variable: BEIR
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 19:09
 Sample (adjusted): 1/02/2006 5/16/2011
 Included observations: 280 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -0,016327 | 0,00351 | -4,651188 | 0 |
| IPCA12M | 1,386076 | 0,080606 | 17,19575 | 0 |
| QTD_M3 | 0,000828 | 0,015007 | 0,055163 | 0,956 |
| VIX | 0,019188 | 0,004717 | 4,068023 | 0,0001 |
| R-squared | 0,787787 | Mean dependent var | | 0,047221 |
| Adjusted R-squared | 0,785481 | S.D. dependent var | | 0,008194 |
| S.E. of regression | 0,003795 | Akaike info criterion | | -8,29589 |
| Sum squared resid | 0,003976 | Schwarz criterion | | -8,24396 |
| Log likelihood | 1165,424 | Hannan-Quinn criter. | | -8,27506 |
| F-statistic | 341,5272 | Durbin-Watson stat | | 0,260531 |
| Prob(F-statistic) | 0 | | | |

Null Hypothesis: RESID_EQ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4,484839 | 0,0003 |
| Test critical values: 1% level | -3,453737 | |
| 5% level | -2,871731 | |
| 10% level | -2,572273 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID_EQ)
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 19:09
 Sample (adjusted): 1/09/2006 5/16/2011
 Included observations: 278 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| RESID_EQ(-1) | -0,13352 | 0,029771 | -4,484839 | 0 |
| C | 1,96E-05 | 0,000112 | 0,174853 | 0,8613 |
| R-squared | 0,067926 | Mean dependent var | | 1,95E-05 |
| Adjusted R-squared | 0,064549 | S.D. dependent var | | 0,00193 |
| S.E. of regression | 0,001867 | Akaike info criterion | | -9,72196 |
| Sum squared resid | 0,000962 | Schwarz criterion | | -9,69586 |
| Log likelihood | 1353,353 | Hannan-Quinn criter. | | -9,71149 |
| F-statistic | 20,11378 | Durbin-Watson stat | | 2,100145 |
| Prob(F-statistic) | 0,000011 | | | |

Dependent Variable: BEIR
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 19:21
 Sample (adjusted): 1/02/2006 5/16/2011
 Included observations: 280 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
 bandwidth = 6.0000)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -0,018878 | 0,00487 | -3,876805 | 0,0001 |
| IPCA12M | 1,412534 | 0,081781 | 17,27216 | 0 |
| OPR_M3 | 0,002174 | 0,002604 | 0,834572 | 0,4047 |
| VIX | 0,019673 | 0,004468 | 4,403504 | 0 |
| R-squared | 0,789724 | Mean dependent var | | 0,047221 |
| Adjusted R-squared | 0,787438 | S.D. dependent var | | 0,008194 |
| S.E. of regression | 0,003778 | Akaike info criterion | | -8,30506 |
| Sum squared resid | 0,003939 | Schwarz criterion | | -8,25313 |
| Log likelihood | 1166,708 | Hannan-Quinn criter. | | -8,28423 |
| F-statistic | 345,5196 | Durbin-Watson stat | | 0,266443 |
| Prob(F-statistic) | 0 | | | |

Null Hypothesis: RESID_EQ2 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4,477263 | 0,0003 |
| Test critical values: 1% level | -3,453737 | |
| 5% level | -2,871731 | |
| 10% level | -2,572273 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID_EQ2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 19:22
 Sample (adjusted): 1/09/2006 5/16/2011
 Included observations: 278 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| RESID_EQ2(-1) | -0,134805 | 0,030109 | -4,477263 | 0 |
| C | 1,49E-05 | 0,000113 | 0,132612 | 0,8946 |
| R-squared | 0,067712 | Mean dependent var | | 1,46E-05 |
| Adjusted R-squared | 0,064334 | S.D. dependent var | | 0,001943 |
| S.E. of regression | 0,00188 | Akaike info criterion | | -9,70841 |
| Sum squared resid | 0,000975 | Schwarz criterion | | -9,68231 |
| Log likelihood | 1351,469 | Hannan-Quinn criter. | | -9,69794 |
| F-statistic | 20,04589 | Durbin-Watson stat | | 2,101725 |
| Prob(F-statistic) | 0,000011 | | | |

Dependent Variable: BEIR
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 20:57
 Sample: 4/28/2008 12/28/2009
 Included observations: 88
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
 bandwidth = 4.0000)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -0,034639 | 0,008432 | -4,107857 | 0,0001 |
| IPCA12M | 1,825533 | 0,21057 | 8,669467 | 0 |
| QTD_M3 | -0,02475 | 0,021334 | -1,160159 | 0,2493 |
| VIX | 0,027772 | 0,00493 | 5,633377 | 0 |
| R-squared | 0,75239 | Mean dependent var | | 0,046934 |
| Adjusted R-squared | 0,743547 | S.D. dependent var | | 0,007587 |
| S.E. of regression | 0,003842 | Akaike info criterion | | -8,24116 |
| Sum squared resid | 0,00124 | Schwarz criterion | | -8,12855 |
| Log likelihood | 366,611 | Hannan-Quinn criter. | | -8,19579 |
| F-statistic | 85,08114 | Durbin-Watson stat | | 0,379405 |
| Prob(F-statistic) | 0 | | | |

Null Hypothesis: RESID_EQ3 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3,510536 | 0,0099 |
| Test critical values: 1% level | -3,507394 | |
| 5% level | -2,895109 | |
| 10% level | -2,584738 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID_EQ3)
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 21:01
 Sample (adjusted): 5/05/2008 12/28/2009
 Included observations: 87 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| RESID_EQ3(-1) | -0,219852 | 0,062626 | -3,510536 | 0,0007 |
| C | -7,61E-05 | 0,000236 | -0,323038 | 0,7475 |
| R-squared | 0,126627 | Mean dependent var | | -6,88E-05 |
| Adjusted R-squared | 0,116352 | S.D. dependent var | | 0,002338 |
| S.E. of regression | 0,002198 | Akaike info criterion | | -9,38008 |
| Sum squared resid | 0,000411 | Schwarz criterion | | -9,32339 |
| Log likelihood | 410,0335 | Hannan-Quinn criter. | | -9,35725 |
| F-statistic | 12,32386 | Durbin-Watson stat | | 1,914817 |
| Prob(F-statistic) | 0,000718 | | | |

Dependent Variable: BEIR
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 21:02
 Sample: 4/28/2008 12/28/2009
 Included observations: 88
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
 bandwidth = 4.0000)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -0,032455 | 0,008323 | -3,899317 | 0,0002 |
| IPCA12M | 1,788625 | 0,249853 | 7,158718 | 0 |
| OPR_M3 | -0,006893 | 0,009754 | -0,706695 | 0,4817 |
| VIX | 0,026948 | 0,004211 | 6,399982 | 0 |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0,75287 | Mean dependent var | 0,046934 |
| Adjusted R-squared | 0,744044 | S.D. dependent var | 0,007587 |
| S.E. of regression | 0,003838 | Akaike info criterion | -8,2431 |
| Sum squared resid | 0,001238 | Schwarz criterion | -8,13049 |
| Log likelihood | 366,6963 | Hannan-Quinn criter. | -8,19773 |
| F-statistic | 85,30063 | Durbin-Watson stat | 0,380464 |
| Prob(F-statistic) | 0 | | |

Null Hypothesis: RESID_EQ4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3,680993 | 0,006 |
| Test critical values: 1% level | -3,507394 | |
| 5% level | -2,895109 | |
| 10% level | -2,584738 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID_EQ4)
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/11 Time: 21:03
 Sample (adjusted): 5/05/2008 12/28/2009
 Included observations: 87 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---------------|-------------|------------|-------------|--------|
| RESID_EQ4(-1) | -0,228952 | 0,062198 | -3,680993 | 0,0004 |
| C | -9,52E-05 | 0,000234 | -0,4065 | 0,6854 |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------|-----------|
| R-squared | 0,137491 | Mean dependent var | -8,97E-05 |
| Adjusted R-squared | 0,127344 | S.D. dependent var | 0,002338 |
| S.E. of regression | 0,002184 | Akaike info criterion | -9,39236 |
| Sum squared resid | 0,000406 | Schwarz criterion | -9,33567 |
| Log likelihood | 410,5677 | Hannan-Quinn criter. | -9,36954 |
| F-statistic | 13,54971 | Durbin-Watson stat | 1,90633 |
| Prob(F-statistic) | 0,000407 | | |