

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

"O *Break Even* de Inflação no Mercado de Renda Fixa Brasileiro"

Oliver Casiuch

Matrícula 0512007

Orientador: Márcio P. Garcia

Rio de Janeiro
Junho/2009

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

"O *Break Even* de Inflação no Mercado de Renda Fixa Brasileiro"

Oliver Casiuch

Matrícula 0512007

Orientador: Márcio P. Garcia

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/2009

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

“A luta pela verdade deve ter precedência sobre todas as outras.”

Albert Einstein

Agradecimentos

Aos meus pais, Rosângela e Isacson, pela dedicação e constante apoio em todos os momentos de minha vida.

Ao meu irmão, Breno, pelas infindáveis discussões e sem o qual este trabalho teria sido finalizado muito mais rapidamente.

Ao meu orientador, Professor Márcio P. Garcia, pelo auxílio, rigor científico e tempo dedicado na execução deste trabalho.

Ao corpo docente do Departamento de Economia da Puc-Rio, pela colaboração na minha formação acadêmica e pela contínua transmissão de conhecimento. Em especial, ao Professor Marcelo Medeiros, pela ajuda na elaboração do estudo econométrico presente nesta monografia.

Aos meus colegas da Gávea Investimentos, pelos debates instigadores e participação na minha formação profissional. Em especial ao Armínio Fraga, pela atenção fornecida e estímulo intelectual.

Aos meus amigos de turma, que tornaram os últimos quatro anos e meio em um período mais prazeroso e agradável.

Por fim, agradeço a todos que direta ou indiretamente colaboraram na elaboração desta monografia.

Sumário

1 – Introdução.....	5
2 – O <i>Break Even</i> de Inflação.....	8
2.1 – Teoria.....	8
2.2 – Os Títulos.....	9
3 – O Mundo Real.....	13
3.1 – O Prêmio de Risco.....	13
3.2 – O Prêmio de Liquidez.....	15
3.3 – Um Modelo Simples.....	16
3.4 – Outros fatores.....	18
3.5 - A Correlação entre Expectativas de Inflação e o Prêmio de Risco.....	19
4 – Análise Comparativa.....	23
4.1 – Os EUA e as TIPS.....	23
4.2 O Reino Unido e as GILTS indexadas.....	28
4.3 – O Canadá e os “Real Return Bonds”.....	29
5 – Estudo Econométrico.....	33
5.1 – O Brasil e as NTN-B’s.....	33
5.2 – O Cálculo das Taxas.....	34
5.3 – Variáveis a Serem Utilizadas.....	35
5.4 – Modelos	38
6 – Conclusão.....	45
7 – Referências Bibliográficas.....	46
7 – Apêndice.....	48

1. Introdução

O objetivo deste trabalho é analisar as principais características do *break even* de inflação, definido como a diferença entre os retornos de instrumentos de renda fixa nominal e real, e a sua relação com as expectativas de inflação. Além disso, pretende-se identificar os principais fatores que afetam tanto o seu nível, quanto sua variação para o caso brasileiro. A análise será feita a partir de comparações entre diversos países e um estudo econométrico.

A formação da expectativa de inflação futura é um tema bastante relevante na macroeconomia atual. De acordo com Garcia (1994, P.48), “In several important rational expectations macroeconomic models, the existence of unbiased inflation expectations is a requisite to obtain the neutrality of monetary policy.” (“THE FORMATION OF INFLATION EXPECTATIONS IN BRAZIL: A STUDY OF THE FUTURES MARKET FOR THE PRICE LEVEL”) Para muitos macroeconomistas, a expectativa de inflação tornou-se a variável mais importante na determinação da trajetória da inflação e da política monetária.

O próprio Banco Central do Brasil partilha desta idéia. No Relatório de Inflação (2004, P.1), publicado por esta instituição, está escrito:

Como o Banco Central do Brasil, um número crescente de bancos no mundo dedica especial atenção ao acompanhamento periódico das expectativas de inflação do setor privado. Por meio desse acompanhamento, a autoridade monetária passa a dispor de um instrumento crucial de gestão de política monetária, a medida que as expectativas desempenham um papel relevante na formação de preços, salários e contratos da economia. Adicionalmente, determinam a estrutura a termo de juros reais *ex-ante* associada a uma determinada curva de juros nominal, afetando assim as decisões privadas de consumo e investimento. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2004, p. 1)

Tendo isto em mente, o papel dos bancos centrais ao redor do mundo se tornou o de ancorar as expectativas dos agentes econômicos quanto ao nível de preços futuro. A qualquer momento, se trabalhadores, empresários e consumidores esperam um aumento de preços moderado, eles não demandarão aumentos de salários, aumentos nos aluguéis cobrados ou dos preços de seus produtos. Assim, uma inflação baixa se materializará. Uma alta expectativa de inflação pode gerar uma espiral ascendente dos níveis de preços, trazendo grandes custos para a economia.

Em vista disto, torna-se de fundamental importância na macroeconomia moderna se ter uma boa medida da expectativa de inflação dos agentes privados. Há algum tempo pesquisas de consenso são feitas para tentar identificar estas expectativas. Existe um enorme número de exemplos que poderiam ser citados. No Brasil, o BACEN divulga diariamente as expectativas de inflação de agentes privados para diferentes prazos através do Boletim FOCUS (que também contém expectativas acerca da política fiscal, contas externas e outras). Nos EUA, temos outro exemplo. A Universidade de Michigan divulga a “survey of consumers”, com a expectativa de inflação para doze meses à frente.

Entretanto, em geral, essas pesquisas são muito questionadas por diversos motivos. Como muito bem observam Christensen, Dion e Reid (2004, p. 2), em artigo publicado pelo Banco do Canadá,

Nonetheless, consensus survey measures have been criticized for a number of reasons. Survey respondents are weighted equally, regardless of their convictions or ability to forecast inflation well. They may also have little incentive to reveal private information. In principle, market-based measures do not have these shortcomings. They are determined by *actions*, which are more revealing than *opinions*. The convictions of market players are “weighted by their ‘dollar votes,’ which reflect the confidence and stake people have in their predictions” (Haubrich and Dombrosky 1992). Market participants who have good information can profit at the expense of those who are irrational or who have poor information. In addition, market-based measures are available at a much higher frequency

than survey data, and they therefore should provide more current information about expectations. (CHRISTENSEN et al, 2004, p. 2)

O surgimento de títulos soberanos em moeda nacional indexados a alguma medida de inflação gerou a oportunidade de se ter acesso a expectativas de inflação a partir de preços de mercado. Denomina-se *break even* de inflação o *spread* entre os retornos implícitos em instrumentos de renda fixa nominais e reais, ou seja, indexados a inflação. Este índice, teoricamente, seria uma boa medida da expectativa de inflação do mercado.

Neste trabalho, serão analisadas as principais características do *break even* de inflação no Brasil e ao redor do mundo. Vários fatores fazem com que esta medida desvie-se da expectativa de inflação dos agentes privados, e estes motivos também serão abordados. A partir de uma análise comparativa com outros mercados e um estudo econométrico, objetiva-se determinar quais são os principais fatores determinantes do *spread* acima citado.

A segunda seção do trabalho será dedicada à caracterização do *break even* de inflação. A terceira seção terá como objetivo explicar quais são os principais determinantes do *spread* entre os títulos nominais e reais, além de abordar os motivos por que esta medida pode se desviar da expectativa de inflação dos agentes privados. A seção quatro fará um estudo comparado entre diversos países, incluindo o Brasil. A quinta seção, por fim, será dedicada a um estudo econométrico sobre a determinação do *break even* de inflação no mercado de renda fixa brasileiro. O trabalho terminará com a conclusão, na seção seis.

2. O Break Even de Inflação

2.1 Teoria

Em finanças, a taxa de juros real *ex-ante* é definida como a taxa de juros nominal, descontada da inflação esperada para período. Ou,

$$(1+r) = (1+i) / (1+\pi^e)$$

onde r é a taxa de juros real, i a taxa de juros nominal e π^e é a expectativa de inflação. Esta taxa representa o retorno esperado de um instrumento financeiro (um título de renda fixa, um swap de taxas de juros ou um depósito bancário a prazo) em termos de poder de compra. Utiliza-se a expressão latina *ex-ante* pois, a priori, não é possível saber qual será a inflação que de fato se materializará. A taxa *ex-post* seria a mesma medida, mas utilizando-se a inflação realizada. Vale notar que a taxa de juros real *ex-ante* é a taxa relevante, pois é ela que define as decisões de investimentos e aplicações.

Rearrmando a identidade acima, chegamos a

$$(1+\pi^e) = (1+i) / (1+r).$$

Ou, aproximadamente,

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

Como mostrado nas identidades acima, se as taxas de juros reais (*ex-ante*) e nominais forem acessíveis, será possível calcular a inflação esperada pelos agentes econômicos.

Neste sentido, define-se o *break even* de inflação como o *spread* entre as taxas de juros nominal e real implícitas nos retornos dos instrumentos de renda fixa de determinado mercado. Como mostrado na manipulação algébrica acima, este valor, a princípio, deveria representar uma medida não viesada da expectativa de inflação.

A obtenção desta medida seria de grande valor para os formuladores de política monetária e macroeconomistas em geral. Este *spread* é determinado pela decisão de uma

grande quantidade de agentes, tomando decisões que envolvem ganhos ou perdas monetárias. Portanto, os incentivos dos indivíduos para a correta revelação de suas expectativas é clara. Deste modo, não é por acaso que os bancos centrais crescentemente prestam atenção nesta variável. De acordo com o Banco Central do Brasil, de novo no seu relatório de inflação de Dezembro de 2004 (2004, p. 3),

Expectativas medidas com base em preços de ativos financeiros têm a vantagem evidente de estarem referenciadas pelas apostas que os agentes privados fazem em sua acuidade ao transacionarem ativos a esses preços. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2004, p.3)

Vale a pena notar que a expectativa sobre a qual nós falamos é o valor esperado para o índice de inflação ao qual o título real está indexado. Por exemplo, no caso brasileiro, as NTN da série B estão indexadas ao IPCA, Índice de Preços ao Consumidor Amplo, divulgado mensalmente pelo IBGE.

2.2. Os Títulos

É interessante explicar como funcionam estes títulos, tanto os nominais quanto os reais, para um melhor entendimento da dinâmica do *break even* de inflação. Os títulos nominais pré-fixados (os pós fixados não são comuns em países com históricos de inflação saudáveis e, além disso, não agregam informação sobre expectativas de inflação, uma vez que são corrigidos diariamente pela taxa do mercado) são instrumentos onde o emissor promete o pagamento de um fluxo nominal definido até a maturidade. Este fluxo pode variar de acordo com o emissor, país e etc.

A principal diferença entre os títulos pré-fixados ao redor do mundo é o pagamento ou não de cupons. Um título classificado como “discount bond”, promete apenas o pagamento do valor de face no dia do vencimento. O retorno deste título é proveniente do desconto pelo qual é possível comprar o papel (quanto maior o desconto, maior é o retorno e menor o preço).

Alternativamente, os títulos que pagam cupons também fornecem pagamentos intermediários entre a emissão e o vencimento. Neste caso, o retorno é originado tanto do desconto (neste caso podendo também ser um prêmio, pois o título pode estar sendo negociado acima do par), como dos pagamentos de cupons durante a vida do título.

Para o trabalho em questão, duas observações são relevantes. A primeira delas, é que os fluxos são definidos em valores monetários. Portanto, um aumento da inflação é negativo para o detentor, uma vez que diminuirá o poder de compra dos fluxos recebidos. Implicitamente, portanto, ao obter este título, o investidor está fazendo uma previsão tanto da inflação pela qual ele pretende ser recompensado quanto do retorno real que ele deseja receber.

O outro ponto relevante é que os retornos implícitos nesses títulos são uma média ponderada dos retornos que o investidor demanda para cada fluxo que ele receberá. Os pesos são dados pelo valor presente de cada pagamento. Em um título com desconto apenas, como só há um fluxo, o retorno será de fato a taxa para o vencimento. Entretanto, em títulos com fluxos intermediários isto não é verdade. Esta peculiaridade nos gerará alguns problemas no momento do cálculo do *break even* de inflação. No item cinco será explicado os ajustes que serão feitos.

Os títulos indexados à inflação são instrumentos bastante parecidos, com apenas uma diferença. O valor de face deles é corrigido pela inflação corrente. Ou seja, os fluxos são definidos em valores reais.

A emissão desses títulos é potencialmente muito benéfica para os agentes econômicos. Para os emissores, existem alguns benefícios bastante claros. O mais claro deles é a diminuição dos custos de captação, uma vez que os detentores não cobrarão mais um prêmio de risco de inflação (discutiremos isto extensivamente mais à frente). Outro benefício é a melhora da política monetária que a emissão gera, justamente pela criação de informação, constantemente atualizada, sobre as expectativas de inflação. Por fim, a emissão destes títulos por governos soberanos pode gerar uma melhora da política fiscal, alinhando os interesses de formuladores de política fiscal e monetária no sentido de uma baixa inflação. De acordo com William C. Dudley, Jennifer Rousch e Michelle Steinberg Ezer (2009, p. 12), acerca das TIPS (títulos indexados norte americanos)

TIPS may also offer incentives for improved fiscal policy. They provide an explicit incentive for the fiscal (as well as monetary) authorities to conduct policy with an eye toward the consequences for inflation. (THE CASE FOR TIPS: AN EXAMINATION OF THE COSTS AND BENEFITS, 2009, p. 12)

Ao mesmo tempo, há benefícios para os compradores dos papéis. Em geral, todos eles estão associados à possibilidade de indexar receitas ou despesas à inflação. Esta indexação pode ser utilizada tanto para especulação (fundos de Hedge, bancos e etc) quanto para proteção (fundos de pensão, por exemplo, que tem seu passivo indexado à inflação). Nos voltemos agora para a análise dos preços e retornos destes títulos.

Suponha que um determinado título indexado a inflação prometa o valor de face corrigido no dia do vencimento (será considerado um título sem cupom, com propósitos simplificadores mas sem perda de generalidade). Além disso, assuma que o valor de face na emissão é 100. Se durante a vida do título a inflação acumulada houver sido de 5%, o novo valor de face será de 105. Assim, este será o valor nominal recebido. É possível perceber que ao comprar este ativo, o investidor não precisa se preocupar com a inflação futura. Ao adquirir o papel, a única decisão é qual o retorno real que se deseja obter.

De modo mais formal, pode-se definir o preço de um título indexado da seguinte maneira,.

$$P = VF_t / (1 + i)^t,$$

onde VF_t é o valor de face pago em t , i é a taxa nominal de retorno anualizada e P é o preço. Entretanto, sabe-se que o fluxo no vencimento é igual ao valor de face na data da emissão multiplicado pela inflação acumulada desde a emissão do título. Portanto,

$$P = (VF \times P_t / P_0) / (1 + i)^t,$$

Onde P_t é o índice de preços no período t e, portanto, P_t/P_0 é a inflação acumulada desde o lançamento do título. Se considerarmos π^e como sendo a inflação esperada para o período, podemos reescrever,

$$P = VF / ((1+i)/(1+\pi^e))^t,$$

E finalmente

$$P_0 = VF / (1+r)^t,$$

Onde r é a taxa de retorno real do título. Conclui-se assim, que o preço do papel é função do valor de face do título e o retorno real demandado, independente da inflação esperada. A inflação esperada não deveria afetar o preço e retorno destes papéis.

Sendo assim, mudanças na expectativa de inflação seriam refletidas todas no *spread* entre as taxas dos dois títulos. Pelo conhecido efeito Fisher, mudanças na inflação esperada seriam todas incorporadas em variações nas taxas de juros nominais. O *break even* de inflação, portanto, seria, como dito acima, uma medida não viesada da expectativa de inflação.

Na próxima seção, discutiremos os motivos pelos quais este argumento pode ser falacioso. As séries históricas dos *break evens* de inflação para diversos países acabam sendo muito mais variável do que se poderia esperar para a expectativa de inflação, movendo-se inclusive para direções opostas por diversas vezes. Além disso, constantemente o nível desta medida diverge consideravelmente de dados obtidos em pesquisas com agentes privados.

3. O Mundo Real

Toda argumentação exposta acima se baseia na aplicabilidade da hipótese de Fisher, base teórica para o *break even* de inflação. Entretanto, no mundo real, prêmios, distorções e outros fatores afetam também esta medida.

Os pressupostos principais que poderiam implicar na observação da hipótese de Fisher nos mercados de renda fixa seriam a neutralidade ao risco dos agentes econômicos e a precificação eficiente das taxas de juros reais. Num mundo como este, os indivíduos estariam indiferentes entre ter em suas carteiras os títulos com retornos reais ou nominais, desde que o *break even* de inflação representasse a real expectativa da inflação futura. Se ambos divergissem, um dos títulos não seria demandado, enquanto o outro teria uma demanda infinita.

Como se poderia esperar, algumas das principais hipóteses envolvendo o efeito Fisher não são observadas. Nos mercados financeiros, investidores podem auferir utilidade de fatores além do retorno real esperado dos instrumentos em questão. Na prática, o *break even* de inflação está ligado ao benefício marginal que o investidor percebe em um título indexado em comparação ao título sem esse mecanismo. O benefício envolve tanto a previsibilidade dos retornos reais do papel, quanto qualquer outra possível diferença entre os títulos.

Neste item serão expostos os principais motivos que fazem com que o *break even* de inflação seja diferente das expectativas de inflação. Entretanto, como será testado mais adiante, se todos estes fatores forem estáveis ao longo do tempo, variações no *break even* de inflação ainda seriam um bom indicativo de como as previsões sobre o nível de preços estão se comportando.

3.1 O Prêmio de Risco

Em geral, os indivíduos não são neutros ao risco. Apesar desta ser uma suposição bastante presente em modelos econômicos, as ações observadas no dia a dia mostram claramente que isto não é verdade.

A aversão ao risco surge uma vez que os agentes derivam utilidades diferentes em relação a perdas e ganhos. Para o indivíduo médio, prejuízos trazem maior perda de utilidade do que lucros geram aumento na satisfação. Isto faz com que, ao tomar decisões de investimento, investidores aceitem retornos esperados menores, desde que venham acompanhados de menor variabilidade.

Desta observação empírica surge um dos possíveis fatores afetando o *break even* de inflação. Ao comprar um papel indexado a inflação, o investidor assume o risco de uma mudança nas taxas de juros reais mas está protegido contra desvios da inflação realizada em relação a sua inflação esperada. Portanto, grosso modo, ele está assumindo apenas um fator de risco (considerando que o investidor está sediado no país de emissão do papel, o que implica a não existência de risco de variações na taxa de câmbio).

Em oposição a isto, a compra de um título nominal gera também um risco em relação à inflação realizada. Ao adquirir o papel, o comprador tem uma expectativa de inflação que, uma vez se concretizando, gerará um retorno real determinado. Entretanto, nada impede que a inflação observada seja diferente da expectativa de inflação no momento da transação. A hipótese das expectativas racionais, pressupõe que, em média, as expectativas estarão corretas. Entretanto, a cada observação, mesmo indivíduos racionais, podem errar consideravelmente.

Portanto, como foi visto acima, um novo fator de risco é acrescentado ao título nominal, em relação ao título com retornos reais. O fato de a inflação realizada poder ser diferente do que seria esperado gera maior variabilidade dos retornos reais do papel convencional. Alternativamente, a indexação de um papel à inflação elimina a necessidade de previsões quanto a inflação, diminuindo o risco.

Como já dizia o famoso economista ganhador do Prêmio Nobel Milton Friedman, não há almoço grátis. Os detentores de títulos nominais, expostos ao risco de inflação (dada a aversão ao risco de agentes racionais), deverão ter um maior retorno esperado do que detentores de títulos similares, sem este risco adicional. Este prêmio adicional é o que se chama de prêmio de risco. Similarmente, como explicam muito bem Pu Shen e Jonathan Corning (2001, p. 65),

This is the risk [inflation risk] that the real return on a security turns out to be different from what investors expected because inflation turns out to be higher or lower than expected...A conventional security will generally have to carry a higher expected real yield than an indexed Treasury just to be equally attractive to investors. This additional yield is usually called the inflation risk premium, as it is a premium to compensate investors for taking on the risk. (SHEN-CORNING, 2001, p. 65).

É interessante notar que, em um ativo indexado à inflação, quem retém o risco da variabilidade da inflação é o emissor. De acordo com Christensen, Dion e Reid, em artigo publicado pelo Banco do Canadá (2004, p. 6) , comentando sobre os “real return bonds”, títulos indexados do governo deste país,

In contrast to nominal bonds, inflation risk is retained by the issuer of RRBs [Real Return Bonds] not passed on to the investor. For this reason, the BEIR [*Break Even* inflation Rate] contains a positive inflation-risk premium. (REAL RETURN BONDS, INFLATION EXPECTATIONS AND THE BREAK-EVEN INFLATION RATE, 2004, p. 6)

3.2 O Prêmio de Liquidez

Outro componente que tem alguma (às vezes bastante significativa) influência no *break even* de inflação é o que comumente se chama de prêmio de liquidez. Este prêmio, em geral, é originado do risco que os investidores correm de não conseguir liquidar suas posições sem incorrer em grandes prejuízos, tanto pela pressão que eles podem gerar no mercado, quanto pelo tempo que eles poderão ter que esperar para eliminar toda a posição, expondo-se a variações de preço.

Para a maior parte dos mercados, os títulos indexados à inflação são consideravelmente menos líquidos do que os títulos nominais. Portanto, o prêmio de

liquidez deveria ser maior para esses instrumentos mais ilíquidos. Existem algumas possíveis explicações para a diferença de liquidez observada entre ambas as classes, sendo duas delas mais relevantes na opinião do autor.

A primeira razão é o pouco tempo de existência dos títulos reais. Pelo fato de terem surgido a pouco tempo, eles ainda não entram no plano de investimento de muitas instituições, principalmente por desconhecimento. No Reino Unido, por exemplo, há fortes evidências de que este prêmio de liquidez é bastante baixo. Não coincidentemente, o seu governo foi um dos primeiros a lançar instrumentos indexados, em 1981.

A outra razão é o não comprometimento de muitos governos em continuar com o programa de emissão de dívida indexada. Uma possível parada na emissão poderia fazer com que estes papéis fossem abandonados, gerando uma grande diminuição no volume de negociação.

Como será mostrado mais adiante, o caso das TIPS (Treasury Inflation Protected Security) exemplifica bastante bem ambas as razões. Há evidências que ao longo do tempo o prêmio de liquidez desses papéis caiu (a primeira emissão foi em 1997). Além disso, o que parece ser uma quebra estrutural aconteceu quando o Departamento do Tesouro dos EUA se comprometeu a continuar com o programa por um longo período de tempo. Uma seção foi reservada para a análise dos *break evens* de inflação nos diferentes países.

É importante perceber também que o prêmio de liquidez pode variar ao longo do tempo, especialmente em momentos de instabilidade financeira. No artigo publicado pelo Banco do Canadá, citado acima, os autores argumentam que,

In times of financial distress or rising economic uncertainty, investors are willing to pay a premium (accept a lower return) for the safest, most liquid assets. During these times, the RRB yields may rise and the nominal yields may fall, reducing the BEIR [*Break Even Inflation Rate*] until investor behavior returns to normal. (CHRISTENSEN et al, 2004, p. 6).

3.3 Um Modelo Simples

Os dois fatores acima são, normalmente, os mais citados para justificar a divergência entre o *break even* de inflação e a expectativa do mercado. Pode-se resumir facilmente o efeito dos itens citados acima com um simples modelo.

O retorno de um título nominal, como explicado acima, pode ser definido como a soma de três componentes principais: o retorno real, a taxa esperada de inflação para o restante da vida do título e o prêmio de risco. Portanto,

$$y_{tn} = r_t + \pi^e + PR_t(\pi),$$

onde, y_{tn} é o retorno do título nominal, r_t o retorno real que os investidores demandam para emprestar ao governo, π^e é a inflação média esperada e $PR_t(\pi)$ é o prêmio de risco da inflação.

Analogamente, o retorno de um título indexado será igual a soma do retorno real demandado e de um prêmio de liquidez, como explicado acima.

$$y_{tr} = r_t + PR_t(l),$$

onde r_t é o retorno real demandado e $PR_t(l)$ o prêmio de liquidez. Calculando o *spread* entre os dois papéis, obtemos,

$$break\ even = \pi^e + PR_t(\pi) - PR_t(l).$$

Ou seja, como descrito acima, estes são os três principais componentes do *break even* de inflação. Um aumento da expectativa sobre os níveis de preços ou do prêmio de risco gera um aumento do *break even* de inflação, enquanto um aumento do prêmio de liquidez gera uma diminuição.

Vale a pena observar que, dado que ambos os papéis são do mesmo emissor, o *break even* de inflação não é afetado pelo risco de crédito. Um aumento da probabilidade de default por parte do emissor irá afetar ambos os títulos em igual magnitude. Sendo assim, a diferença entre ambos os retornos não será afetada.

Mais à frente, quando se tentar explicar economicamente as variações do *break even*, utilizaremos modelos baseados nesta equação acima. O objetivo principal será tentar encontrar variáveis que representem cada um dos fatores mostrados (expectativa e prêmios). Quando um desses não for observável (o prêmio de liquidez não pode ser medido objetivamente, por exemplo), serão utilizadas variáveis proxies.

3.4 Outros Fatores

Outro fator que afeta o cálculo do *break even* de inflação é o fato dos fluxos embutidos em cada título não serem iguais. Em geral, para realizar o cálculo, utilizam-se papéis com maturidades semelhantes. Entretanto, como os títulos pagam cupons, o cálculo é complicado devido ao descasamento dos fluxos. Além disso, a sensibilidade do valor presente de cada fluxo à taxa de juro é diferente, uma vez que tanto a *duration* quanto a convexidade dos papéis divergem.

Para corrigir este problema, serão calculadas taxas sintéticas, equivalentes a títulos que não paguem cupons e que, além disso, tenham a mesma maturidade. O processo será explicado na seção cinco.

Um último fator que poderia afetar o *break even* de inflação é uma possível segmentação de mercado. De acordo com Côté et al. (1996) e Mayer (1998), a expectativa de inflação embutida nos *spreads* de títulos no mercado de renda fixa poderia não ser representativa de todo o mercado. Poderia ser o caso de que os detentores dos papéis indexados fossem aqueles agentes com expectativas de inflação mais altas. Neste caso, o *break even* tenderia a mostrar a opinião desses investidores, e não do agente médio.

Um requisito para que este argumento seja plausível é que a oferta de títulos reais seja relativamente baixa, de tal maneira que seja possível que os detentores desses títulos sejam aqueles com maiores expectativas de inflação ou os mais necessitados de proteção. Se este fator for relevante, a tendência será, *ceteris paribus*, observarmos *break evens* de inflação maiores do que a expectativa de inflação da população como um todo. Neste caso, a amostra estaria fortemente viesada.

No estudo econômico que será realizado mais adiante, este último fator será ignorado. Além de sua existência não ser comprovada, ele seria muito difícil de ser testado.

O autor também não acredita que este argumento seja válido. Se ele fosse real, haveria uma oportunidade de arbitragem que investidores não estão aproveitando. Isto vai contra o pressuposto de indivíduos racionais maximizadores de utilidade.

Em primeiro lugar, supondo-se expectativas racionais, em média, os indivíduos acertam suas expectativas. Logo, se o *break even* de inflação implícito está acima do que é esperado pela média da população (devido a segmentação de mercado), isto implica que há uma oportunidade de lucro. Investidores com expectativas de inflação um pouco mais baixa podem comprar os títulos nominais e vender os títulos reais. Neste caso, em média, eles teriam um ganho líquido nesta estratégia. Ao mesmo tempo, se existem estes agentes arbitrando esta relação, o *spread* seria guiado para um valor mais próximo da expectativa de inflação, eliminando a possibilidade de lucro.

3.5 A Correlação entre Expectativas de Inflação e o Prêmio de Risco.

Em geral, os estudos do *break even* de inflação surgem para tentar identificar os motivos por que esta medida é mais variável do que as expectativas de inflação. Ao comparar o *break even* com as pesquisas de consenso, é possível perceber que estas são muito mais estáveis do que aquele.

Se utilizarmos prazos mais longos, como 10 anos, por exemplo, a justificativa para a estabilidade das expectativas é direta. A inflação para prazos longos é determinada por características institucionais da economia, como credibilidade do Banco Central, comprometimento do governo com uma política fiscal austera (criando superávits primários para pagar a dívida pública, sem necessidade de monetização) e etc. Supõe-se normalmente que essas características do país são bastante estáveis e não mudem a todo o momento. Os choques de curto prazo, por definição, deveriam ter um efeito neutro num período mais longo, sendo possível ignorar seus efeitos para a inflação média num período suficientemente grande.

Neste subitem, será dada uma possível explicação para este fato estilizado, mesmo que não haja nenhuma distorção a não ser o prêmio de risco. Em primeiro lugar, isto significa que não haja nenhum prêmio de liquidez. Para esta suposição ser razoável, basta considerarmos que ambos os títulos existam a bastante tempo, de tal modo que todos os

investidores já estejam familiarizados com os dois papéis (este poderia ser, aproximadamente, o caso das GILTS, títulos ingleses, onde a indexação existe desde 1981).

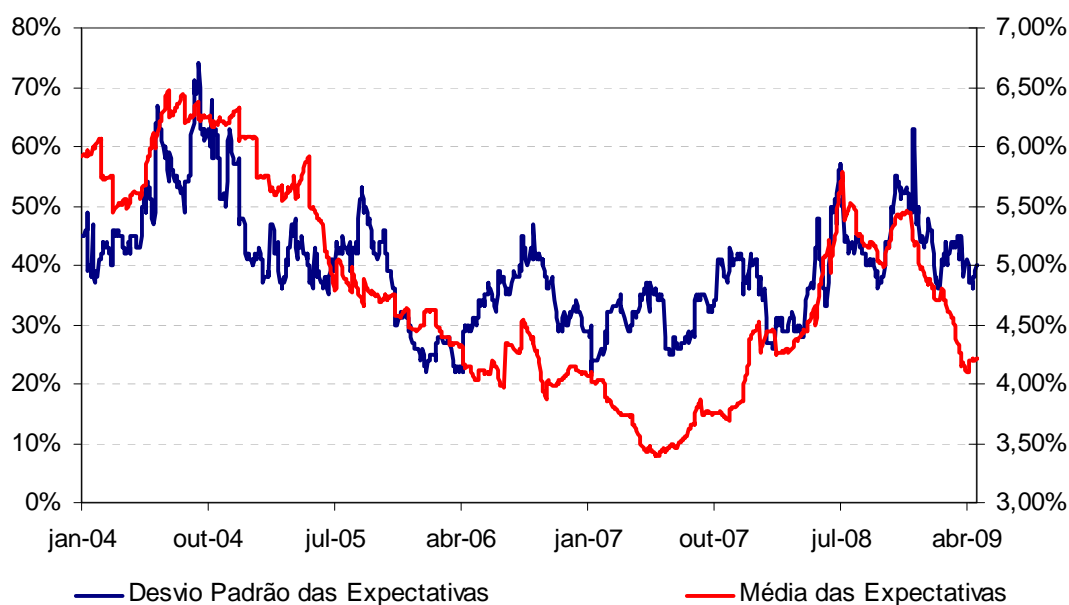
Além disso, tem-se que considerar que os fluxos de caixas são casados (possível ser feito a partir de simples ajustes) e que não há segmentação de mercado (hipótese razoável para instrumentos conhecidos e que representem uma fração razoável da dívida de um governo soberano).

A maior parte dos economistas concorda que uma inflação alta é prejudicial para o sistema econômico. Isto acontece pois custos são gerados quando há uma grande variação nos níveis de preços. Dentre os custos, dois deles bastante discutidos são o “custo de sola de sapato” (pessoas deverão fazer visitas mais frequentes a bancos, lojas e etc) e “custos de menu” (os preços deverão ser reajustados mais frequentemente). Estes custos são gerados por uma inflação alta, sendo ela esperada ou não.

Entretanto, a inflação não esperada tem efeitos ainda mais perversos. Ela redistribui arbitrariamente a riqueza entre as pessoas, devedores e credores, compradores e vendedores e etc. De acordo com Mankiw, ao se pensar nos custos da inflação, “...é importante realçar um fato bastante documentado, mas pouco compreendido: inflação alta é inflação variável” (Mankiw, 2004, p. 68).

Uma suposição que será feita é que os investidores racionais reconhecem esse fenômeno. Os agentes entendem e consideram em suas decisões o fato de que uma inflação alta, em geral, tem um desvio padrão maior. De fato, para o caso do Brasil, pode-se ver pelo gráfico abaixo que, um aumento do *break even* de inflação, está associado a uma maior incerteza quanto ao nível de preços futuros

Figura 3.5.1 – Expectativas de Inflação – Média x Desvio Padrão



Conseqüentemente, esses mesmos investidores ao aumentarem suas expectativas de inflação, deverão exigir um prêmio de risco maior para correr o risco da variação da inflação. De outra maneira, uma expectativa de inflação maior leva os indivíduos a exigir um retorno maior, ao entender que a probabilidade de errarem suas previsões também aumentou.

Então, um aumento na expectativa de inflação tem dois efeitos sobre o *break even* de inflação, um direto e outro indireto. O primeiro é claro, uma vez que, um dos componentes desta medida é expectacional. O outro efeito acontece de acordo com o que foi dito acima. O aumento das expectativas leva o investidor médio a exigir um prêmio de risco maior, estimulando um “novo” (não no sentido cronológico) aumento no *break even*. Poderia-se dizer que, ao comprar o break de inflação, o investidor está assumindo uma posição alavancada na expectativa de inflação futura.

Esta argumentação, implica que um aumento de, digamos, 1% na expectativa de inflação, deveria levar a um aumento de mais de 1% no *break even* de inflação. Ou seja, a elasticidade deste em relação aquela deveria ser maior do que um. Em uma regressão linear, esta conclusão seria refletida em um beta maior do que a unidade (quando aplicado nas

variações das variáveis). Esta racionalização poderia ser uma das explicações para a grande variabilidade da medida analisada neste trabalho. Na seção cinco, testar esta relação é um dos objetivos, dentre outros.

O Federal Reserve de Kansas City já havia notado alguma relação entre a expectativa de inflação e o prêmio de risco. De acordo com Shen e Corning (2001, p. 82),

For monetary policymakers, however, the distinction between an increase in market inflation expectations and an increase in the inflation risk premium may not be that important, as they both point to weakened public confidence in the central bank's ability to control inflation. Therefore for central banks, the variability of the inflation risk premium is less problematic than the variability of the liquidity premium because the knowledge of the change of the sum of inflation expectation and the inflation risk premium is as useful as the knowledge of the change in inflation expectations alone. (SHEN-CORNING, 2001, p. 82)

Vale a pena observar que os autores não mencionam nada acerca da correlação entre ambos (prêmio de risco e expectativas), apenas argumentam que a soma dos dois componentes é relevante para os formuladores de política monetária, uma vez que o prêmio de risco também está relacionado a credibilidade do banco central.

O Banco do Canadá (2004, p. 14) vai mais além, mencionando que

One important caveat is that the individual distortions in the BEIR measure may not be independent of inflation expectations or each other. For example, inflation uncertainty will rise with inflation expectations. (CHRISTENSEN et al, 2004, p. 14).

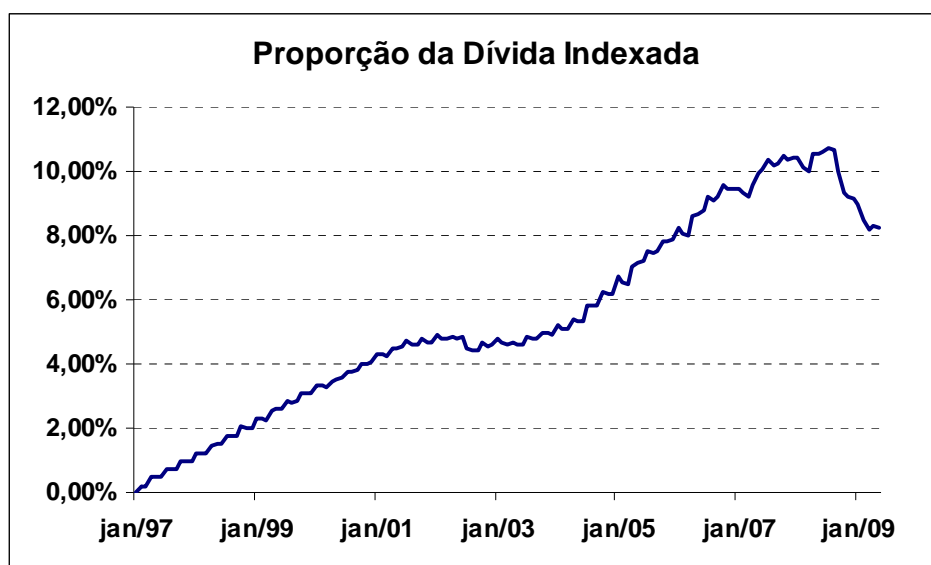
4. Análise Comparativa

Neste próximo item, a intenção é descrever como evoluíram os break evens de inflação em diferentes mercados (leia-se EUA, UK e Canadá). A partir de uma visão geral dos diversos países, pode-se tentar inferir alguma relação mais objetiva entre o *break even* de inflação e os possíveis fatores que o determinam.

4.1 Os EUA e as TIPS

O título indexado a inflação emitido pelo Departamento do Tesouro dos EUA recebe a denominação de TIPS – “Treasury Inflation Protected Security”. Na realidade, este nome foi modificado para TIIS (“Treasury Inflation Indexed Security”), mas os participantes do mercado continuam a utilizar o nome antigo. A primeira emissão aconteceu em 1997, com um título de maturidade de dez anos. Em dezembro de 2008, por exemplo, a quantidade total de dívida do Tesouro Americano indexada a inflação correspondia a, aproximadamente, dez por cento do volume total. Abaixo, há um gráfico com a evolução da quantidade total de títulos indexados em relação à dívida securitizada total.

Figura 4.1.1 – Evolução da Dívida Indexada – Departamento do Tesouro Americano



Muito já se debateu sobre o mercado de *break even* de inflação neste país que, por motivos óbvios, só começa a ser analisado em 1997. Em 2001, o Federal Reserve Bank of Kansas City analisou em seu “Macroeconomic Review” do quarto trimestre (CAN TIPS HELP IDENTIFY LONG-TERM INFLATION EXPECTATIONS, 2001) a qualidade do *break even* de inflação nos EUA como uma medida de expectativa de inflação. É interessante apontar alguns de seus resultados para notar o que mudou ao longo do tempo.

Naquela época, o programa de emissão das TIPS havia começado há apenas quatro anos, e isto tornava uma análise mais completa bastante difícil. O volume de negociação dos títulos indexados nos EUA, em 2001, era bastante menor do que dos títulos regulares, apontando uma possível menor liquidez.

A primeira constatação que os autores, Pu Shen e Jonathan Corning, observam é que o que era precificado pelo *break even* de inflação era significativamente mais baixo do que a inflação observada nas décadas anteriores. Para cada data disponível, os economistas comparavam a inflação observada nos dez anos anteriores com o *break even* de inflação de dez anos. Como foi dito acima, a inflação observada era significativamente maior do que o que estava precificado no mercado de títulos do governo.

Entretanto, eles não descartam a idéia que as perspectivas de inflação poderiam ser diferentes para os anos futuros. Um Banco Central mais comprometido em controlar a inflação ou uma política fiscal mais responsável poderiam ter mudado o padrão da inflação no país. Para resolver isto, Shen e Corning utilizam pesquisas de consenso para identificar qual seria a expectativa dos agentes para a variação dos níveis de preços.

Ao fazer esta comparação a conclusão não é alterada. O *spread* dos retornos dos títulos tem pouca relação com a previsão obtida pelas pesquisas e, além disso, também se encontra em níveis abaixo para toda a série. Neste caso, a pesquisa que é utilizada é a “Livingston Survey of economists”, com economistas na indústria, governo, bancos e academia, feita pelo “Federal Reserve Bank of Philadelphia”. Ela é divulgada duas vezes ao ano, com previsões, dentre outras, da inflação ao consumidor (“CPI”) nos próximos dez anos.

Essas constatações acima são um claro indício de que o prêmio de liquidez, à época da publicação do artigo, era bastante superior ao prêmio de risco. Isto é bastante razoável, uma vez que, em 2001, o programa de emissão das TIPS existia há apenas quatro anos, e o

volume de negociação era bastante pequeno. Ao mesmo tempo, neste período, o “Federal Reserve” já detinha credibilidade de ser um banco central responsável e com forte aversão à inflação, tornando o prêmio de risco pequeno.

A última análise que os autores fazem é tentar concluir se as variações no *break even* eram uma boa aproximação para variações na expectativa de inflação. Isto poderia acontecer se os prêmios e distorções fossem estáveis ao longo do tempo, mesmo que grandes em magnitude. A conclusão que eles chegam é que o *break even* de inflação aparenta ser muito volátil, comparado com as pesquisas, para ser uma boa proxy das variações das expectativas de inflação.

No começo de 2009, três economistas do Federal Reserve publicaram um artigo intitulado “The Case for TIPS: An Examination of the Costs and Benefits” (DUDLEY-ROUSH-EZER, 2009). Nele, os escritores examinam se a emissão de títulos indexados à inflação foi benéfico para o Departamento do Tesouro norte americano, leia-se, se o seu custo foi menor do que o da emissão de dívida não indexada.

Esta análise depende diretamente do nível relativo entre os prêmios de risco e liquidez. Se o prêmio de risco é significativamente maior, *ceteris paribus*, a emissão das TIPS seria barata, uma vez que o governo deveria fornecer um retorno maior para os detentores dos títulos nominais para que existisse demanda.

O outro fator que afetaria o custo relativo da emissão das TIPS seria a capacidade dos investidores em prever a inflação corretamente. De acordo com eles,

If investors underpredict actual inflation when purchasing TIPS at auction, then these positive forecast errors would increase the payments that the treasury has to make to TIPS holders to compensate them for realized inflation. Upside inflation surprises tend to increase the ex post cost of issuing TIPS compared with nominal Treasuries. (DUDLEY et al, 2009, p. 1)

Entretanto, é argumentado que a análise deveria ser feita de um ponto de vista *ex-ante*. Como os investidores são considerados racionais, a média dos erros de previsão deveria ser zero no longo prazo. Mesmo que nos últimos dez anos os investidores tenham

errado suas expectativas consistentemente para uma direção, no longo prazo este efeito deveria desaparecer.

No artigo, é dito que a emissão de títulos indexados pelo governo americano cresceu quase cinco vezes mais rápido do que a emissão dos títulos nominais na última década. O volume de negociação das TIPS também teve um aumento significativo, crescendo dez vezes. Dados também indicam que o mercado para esta classe ficou menos concentrado. Todas essas informações levam a conclusão que a liquidez para os títulos indexados deve ter aumentado bastante desde o início de sua emissão.

Ao longo da última década, por exemplo, o *break even* de inflação e uma medida de expectativa de inflação relevante (“Survey of Professional Forecasters”) para os EUA convergiram. Em certo momento a diferença entre eles tornou-se positiva. Curiosamente, a convergência das duas medidas se tornou bastante acentuada a partir de 2002, quando o Tesouro dos EUA anunciou um comprometimento com o programa de emissão das TIPS.

Essas observações mostram que, ao longo do tempo, a liquidez das TIPS aumentou significativamente. Os dados apresentados também revelam que muito provavelmente o prêmio de liquidez diminuiu, tornando-se menor do que o prêmio de risco. Além disso, esta diminuição foi acentuada quando o governo assumiu um compromisso de continuar com as emissões. Isto se deve a um sentimento dos investidores de que, dada a continuação da emissão, esses papéis não seriam esquecidos e, portanto, poderiam ser vendidos a preços razoáveis e justos a qualquer momento.

É interessante notar que durante a crise financeira dos últimos meses, que se agravou a partir de setembro, com a quebra do banco americano Lehman Brothers, os *break evens* de inflação fecharam bastante nos EUA. Este fato foi muito analisado pelos operadores de renda fixa e analistas. Sem dúvida alguma, parte deste fechamento foi devido a uma queda na expectativa de inflação, uma vez que a crise econômica iria diminuir a demanda agregada (principalmente devido a um mau funcionamento do mercado de crédito) e conseqüentemente o produto. Entretanto, a velocidade e magnitude do movimento dificilmente poderiam ser provenientes apenas de uma diminuição das expectativas.

O que se argumenta é que o processo de desalavancagem que tomou conta do mercado financeiro foi um dos grandes responsáveis pelo movimento. Uma explicação possível é que os detentores de TIPS são tipicamente mais alavancados do que os detentores

de títulos padrões. Num momento de desalavancagem geral da economia, portanto, os retornos dos papéis indexados deveriam aumentar em relação aos não indexados, dado que a oferta daqueles no mercado secundário cresceria mais.

Equivalentemente, neste período de crise financeira acentuada, pode ser o caso que os investidores passaram a desejar apenas instrumentos muito líquidos. Como os títulos do tesouro americano não indexados são os ativos mais líquidos do mundo, haveria um aumento do prêmio de liquidez cobrado sobre os TIPS, o que seria responsável pelo fechamento acima citado (“Flight to Quality”).

Um aspecto das TIPS que dificulta a análise do *break even* de inflação para os EUA é a proteção do principal que o título oferece. Já foi visto acima que os títulos indexados a inflação corrigem o principal por um índice de inflação relevante. Em um período de deflação, o principal iria diminuir com o tempo, de tal forma que o poder de compra do fluxo fornecido pelo título seria mantido constante.

O Tesouro dos EUA, ao definir as características das TIPS, decidiu que o valor de face não poderia cair para um nível menor do que o referente à data de lançamento, mesmo que uma deflação se materializasse no período. Em termos práticos, isto significa que, ao comprar tal título, o investidor também adquire uma opção embutida. O comprador tem a opção de vender (uma PUT) o valor de face do título a um preço de exercício de cem (assumindo que este é o valor de face na emissão). Caso a inflação no período de existência do papel seja positiva, a opção ‘virará pó’. Alternativamente, se a variação do nível de preços for negativa, a opção será exercida.

É interessante notar que o retorno das TIPS tenderá a ser mais baixo devido a existência deste mecanismo. Ao comprar o título, o investidor adquire também uma proteção que, dado o conceito de não-arbitragem, deverá ter algum valor positivo. Além disso, este mecanismo cria um valor mínimo para o *break even* de inflação. Mesmo que seja esperada uma deflação muito grande para determinado período, esta expectativa não será refletida no *spread* entre os títulos nominais e reais, uma vez que o título indexado está protegido contra variações negativas extremas dos preços,

Nos últimos meses, durante a parte mais aguda da crise financeira global, o *break even* de inflação nos EUA chegou muito perto deste valor mínimo para muitas maturidades, refletindo a correta percepção dos investidores acerca da proteção que eles adquirem.

Vale a pena notar que nos últimos meses o nível do *break even* de inflação voltou para valores mais razoáveis de um ponto de vista puramente macroeconômico.

4.2 O Reino unido e as GILTS indexadas

Os títulos do tesouro britânico são chamados de GILTS (na verdade, o termo pode se referir a títulos britânicos, sul-africanos ou irlandeses). Em 1980, o governo britânico anunciou a intenção de emitir GILTS indexados à inflação. O índice escolhido foi o “index of retail prices” (RPI).

O primeiro título com estas características foi emitido em março de 1981. Inicialmente, o acesso a estes títulos foi restrito a alguns agentes, em particular a fundos de pensão e pensionistas. Entretanto, em março de 1982 o acesso foi liberado a todos os investidores. Desde a primeira emissão, este mercado cresceu regularmente. Por exemplo, em final de 2002, o valor de GILTS indexadas representava mais de 25% do total da dívida britânica.

O mercado de títulos indexados no Reino Unido tem algumas características específicas. Em primeiro lugar, é estimado que uma grande proporção desses títulos estejam nas carteiras dos fundos de pensão e outros grandes investidores institucionais (provavelmente mais da metade do estoque total). Portanto, as decisões destes agentes poderiam ter grande efeito na determinação dos preços e, conseqüentemente, do *break even* de inflação. Esta característica seria um exemplo da segmentação de mercado citada anteriormente, que poderia ser uma das distorções do índice analisado neste trabalho.

Um relatório publicado em 2002 (ON MARKET-BASED MEASURES OF INFLATION EXPECTATIONS, 2002) pelo Banco da Inglaterra (BoE) compara o *break even* de inflação com as pesquisas de consenso, tentando identificar se ambos convergiram ou se, alternativamente, o *break even* de inflação não seria uma boa medida de expectativas. Para o caso do Reino Unido, o fato de utilizarem-se informações do ano de 2002 não é tão problemático, uma vez que nesta época o mercado de títulos indexados já existia há mais de vinte anos.

A pesquisa que o banco utiliza para realizar a comparação é a “Barclays Basix Survey”, sobre expectativas de diferentes classes de agentes (economistas de mercado,

analistas de investimentos, acadêmicos, sindicatos e etc) quanto ao RPI. O prazo utilizado é de dois anos.

Algumas conclusões são obtidas. Em primeiro lugar, eles mostram que de 1989 até 1991 tanto a pesquisa quanto o *break even* de inflação subestimam o RPI observado mas, a partir deste ano, a tendência é revertida e ambas as medidas passam a superestimar a inflação realizada. Como dito anteriormente, isto pode ser um indício que o prêmio de liquidez diminui e, a partir de 1991, passou a ser menor do que o prêmio de risco embutido nos títulos nominais.

A segunda conclusão é que o *break even* de inflação de dois anos tem um melhor poder de previsão do que a pesquisa utilizada. Isto é bastante interessante, uma vez que mostraria que o *break even* neste país, de fato, seria uma melhor medida de expectativas do que a pesquisa, que apresenta alguns problemas, como dito anteriormente.

Uma outra conclusão interessante é que o *break even* de inflação e a “Barcleys Basix survey” foram diferentes, as vezes em grande magnitude, durante o período.

Por fim, o BOE mostra o que aparenta ser uma quebra estrutural na diferença entre a pesquisa e o *break even* de inflação. Esta diferença era positiva até 1992, mas a partir de então, ela se torna negativa. Esta quebra coincide com a saída da Inglaterra da ERM (European Exchange Rate Mechanism). Uma possível explicação é que o abandono de um regime de câmbio fixo e a adoção do sistema de metas de inflação poderia ter como consequência a diminuição da volatilidade da inflação no curto prazo, diminuindo o prêmio de risco.

Prestar atenção no caso do mercado britânico é interessante pois, sendo um dos primeiros países a ter emitido títulos indexados à inflação, ele poderia ser um modelo de como os outros mercados estarão após algum tempo. O caso inglês poderia representar o “estado estacionário” dos *break evens* de inflação.

4.3. O Canadá e os “Real Return Bonds”

O governo do Canadá lançou pela primeira vez os RRB's (“Real Return Bonds”) em dezembro de 1991. Dez meses antes, em fevereiro, o Banco do Canadá (BoC) havia adotado o sistema de metas para a inflação.

Existe um estudo bastante completo acerca do *break even* de inflação no Canadá, publicado em 2004 pelo próprio Banco do Canadá, intitulado “*Real Return Bonds, Inflation Expectations and the Break Even Inflation Rate*” (CHRISTENSEN et al, 2004). Nele, o BoC faz uma análise completa dos principais determinantes do *break even* de inflação.

No artigo, os autores comparam esta medida (para um prazo longo, de 30 anos), com várias pesquisas de expectativas de inflação. Dentre elas estão a expectativa média para a inflação no período de 4 a 14 anos a frente (conduzida por Watson Wyatt), a expectativa média para o período de 6 a 10 anos a frente (pesquisa realizada pelo “Consensus Economics”) e a inflação esperada para 2 anos (do “Conference Board’s quarterly survey of forecasters”)

As séries utilizadas por eles são iniciadas em 1991, ano de lançamento dos RRB’s. Para a primeira metade da amostra, o *break even* de inflação é mais alto do que as outras medidas de expectativas (indicando um grande prêmio de risco). Neste período (até o ano de 2000), o *break even* de inflação registra tanto o valor máximo quanto o valor mínimo observado, apontando grande variabilidade.

Em 2000, o padrão acima mostrado é modificado. Em primeiro lugar, o *break even* de inflação passa a rodar bastante próximo de dois por cento, o centro da meta de inflação do BoC (junto com todas as outras medidas). Isto os leva a concluir que quaisquer distorções permanentes existentes eram pequenas ou se zeravam, em média. Além disso, este fato representaria uma grande credibilidade do BoC no combate a inflação

Os autores observam que o *spread* entre os títulos é a medida mais variável entre todas as observadas, tendo uma variabilidade de, no mínimo, duas vezes mais do que qualquer outra medida analisada. Na segunda parte da amostra, a variabilidade cai, mas este padrão não é modificado.

Uma conclusão importante do artigo é que a correlação entre a primeira diferença do *break even* de inflação e das outras medidas de expectativa é bastante baixa. Portanto, variações no *spread* teriam pouca relação com variações na expectativa sobre a variação do nível de preços.

Os pesquisadores também tentam identificar como se comportaram tanto o prêmio de risco quanto o prêmio de liquidez durante o período analisado. Quanto ao primeiro, o BoC não acha evidências de que o desvio do *break even* de inflação em relação as pesquisas

tenha sido influenciado por uma grande variabilidade do prêmio de risco. Eles fazem esta análise utilizando a diferença entre o primeiro e o último quartil das expectativas de inflação dos entrevistados pela “Watson Wyatt survey” como uma variável proxy.

Quanto ao prêmio de liquidez, o artigo mostra que existem indicativos de que a liquidez dos RRB's aumentou com o tempo. Alguns deles seriam o aumento do estoque total desta classe de título (de 9% para 26 % do estoque total da dívida, em 12 anos), e a queda do “*bis/ask spread*”, caindo aproximadamente cinco centavos de 1997 até 2003. Apesar destas evidências, o mercado secundário dos RRB's ainda é bastante pequeno, tendo aumentado muito pouco desde 1997 (o seu pico) mesmo com um grande aumento da quantidade total de títulos emitidos.

Um argumento utilizado para o pequeno mercado secundário é que o típico investidor de RRB's compra o título e o segura até a maturidade. Se isto é verdade, mesmo que a liquidez seja baixa, o prêmio de liquidez também não deveria ser muito grande, uma vez que a venda do título nunca será feita. Não há motivo para exigir um grande prêmio de liquidez, se não há o risco de vender o papel a preços deprimidos devido ao baixo volume de negociação relativo (se o título não for vendido, o investidor receberá o valor de face no vencimento).

A queda sistemática do *break even* de inflação pós 1997, de acordo com o artigo, não poderia ser explicada pela variação do prêmio de liquidez. Uma diminuição do prêmio de liquidez (o que é esperado ao longo do tempo) teria o efeito de aumentar, *ceteris paribus*, o *spread* entre os títulos. Como o *break even* caiu neste período, a variação do prêmio de liquidez foi baixa ou deslocada pela variação de alguma outra distorção.

Por fim, é concluído que, apesar da queda da volatilidade ao longo do tempo, o *spread* dos títulos ainda apresenta um comportamento não compatível com as expectativas de inflação de longo prazo. Em uma semana, por exemplo, ele chegou a variar 17 pontos bases. Apesar dos prêmios e distorções terem diminuído de 1991 até a época da elaboração do artigo, seria impossível dizer que eles havia acabado ou se tornado insignificantes.

A conclusão final do artigo é que, dada a mudança do padrão do *break even* de inflação entre as duas sub amostras (1991-1997 e 2000-2003), seria de se esperar que, na margem, esta medida se tornasse uma boa proxy para a expectativa de inflação dos agentes

privados em um curto período de tempo a partir da finalização do artigo (diminuição e estabilização das distorções).

5. Estudo Econométrico

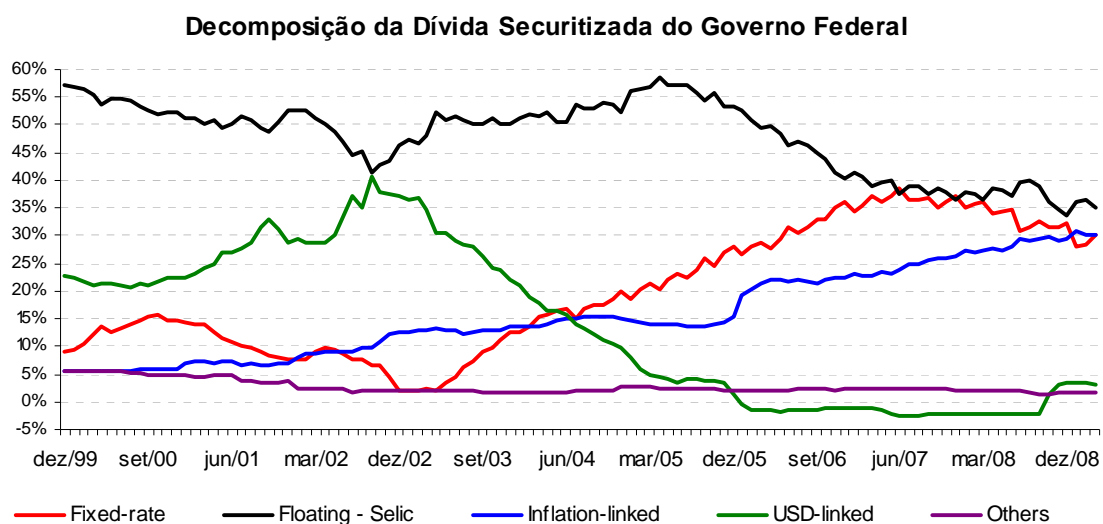
5-1 O Brasil e as NTN-B's

A primeira emissão de NTN-B's feita pelo tesouro Nacional aconteceu no início do ano de 2002 (exatamente nos dias 13 e 14 de março). Estes primeiros títulos tinham uma maturidade de 15 anos, vencendo, portanto, em 2023.

De acordo com o “Informe Dívida”, publicado pela Secretaria do Tesouro Nacional, “A emissão da NTN-B vem ao encontro da estratégia de financiamento do Tesouro Nacional, cujas principais diretrizes baseiam-se na redução dos riscos de refinanciamento e de mercado” (2002, p.1)

Abaixo está um gráfico com a evolução da dívida do Governo Federal, decomposta pelo tipo de dívida, com informações obtidas no banco Central do Brasil. É possível ver que a parcela da dívida indexada vem aumentando consideravelmente nos últimos anos. Dois pontos principais podem ser concluídos daí.

Figura 5.2.1 – Evolução da Dívida do Governo Federal do Brasil



O primeiro é que, dado este aumento, um estudo detalhado sobre a relação entre os títulos indexados e não indexados, como se pretende fazer neste trabalho torna-se de extrema importância. Além disso, este aumento da emissão de dívida indexada pode ser

considerado como um indicativo que, de fato, houve um aumento de liquidez destes títulos recentemente. Como explicado acima, isto traz conseqüências para o *break even* de inflação.

5.2 O Cálculo das Taxas

O primeiro passo para realizar um estudo consistente do *break even* de inflação no Brasil, é realizar o cálculo das taxas (tanto nominal quanto real) de forma correta e de tal modo que se elimine as distorções que não queremos incorporar nos modelos. Os dois principais componentes que devem ser corrigidos são o fato dos fluxos de caixas de ambos os títulos serem diferentes e a características dos títulos brasileiros de pagarem cupom.

Já foi explicado acima porque essas duas peculiaridades podem gerar problemas. Em conjunto, ambas as características fazem com que os retornos dos títulos não sejam representativos para um prazo, mas sim uma média de taxas para diferentes maturidades, potencialmente gerando ruídos no cálculo (peso excessivo para as taxas mais curtas, dentre outros). Isto não seria tão problemático se os fluxos de ambos os ativos fossem iguais, fazendo com que esta média tivesse a mesma ponderação para os dois papéis. Como os fluxos são diferentes, existe outro viés ao utilizar apenas as taxas implícitas em títulos específicos.

A correção que será feita é o cálculo das taxas a partir do método Bootstrap. O objetivo deste método é encontrar taxas de juros *spot*, ou seja, taxas de juros à vista. Na prática, este cálculo cria taxas sintéticas para títulos hipotéticos que não paguem cupons, a partir de títulos com pagamentos intermediários.

Como bem descreve Ferreira (2004, p.36), “..Bootstrap, o qual procura determinar a verdadeira curva de taxas de juros *spot*, relativa a cada uma dessas maturidades assim como o desenho da estrutura a termo das taxas de juros – com suas taxas a termo – para esses vencimentos.” (MANUAL DE GESTÃO DE RENDA FIXA, 2004)

Para o cálculo utilizando este método, é necessário conhecer a taxa curta livre de pagamentos de cupons. A partir dela, se deflaciona o fluxo mais curto do título com a próxima maturidade mais curta e se assume que os outros fluxos são deflacionados por outras taxas equivalentes para os diferentes períodos (as taxas que serão obtidas). Faz-se isso sucessivamente até que se alcance a estrutura a termo das taxas de juros. Esta metodologia é

adotada tanto para a curva dos títulos nominais (LTN e NTN-F), quanto para a curva dos títulos reais (NTN-B).

Note que, ao final do exercício, tem-se taxas de juros para períodos determinados, como se tivessem sido obtidas de títulos com fluxos apenas no vencimento. Este cálculo resolve os dois problemas citados anteriormente e são estas taxas que irá se utilizar no estudo.

Os retornos para os títulos analisados foram obtidos na Andima. O endereço eletrônico desta instituição fornece o histórico das taxas e preços de todos os títulos soberanos do Tesouro Nacional.

5.3 Variáveis a Serem Utilizadas

Uma vez obtidas as taxas que irão ser utilizadas, a próxima etapa é determinar quais variáveis serão introduzidas para a obtenção de um modelo econométrico consistente. Esta decisão é bastante importante para que os resultados obtidos sejam relevantes do ponto de vista tanto estatístico quanto econômico.

A primeira variável a ser decidida é o próprio *break even* de inflação. Dado que as curvas de juros à vista já foram obtidas, a única decisão envolve o prazo que se quer olhar. A decisão foi por utilizar as taxas com maturidade de um ano.

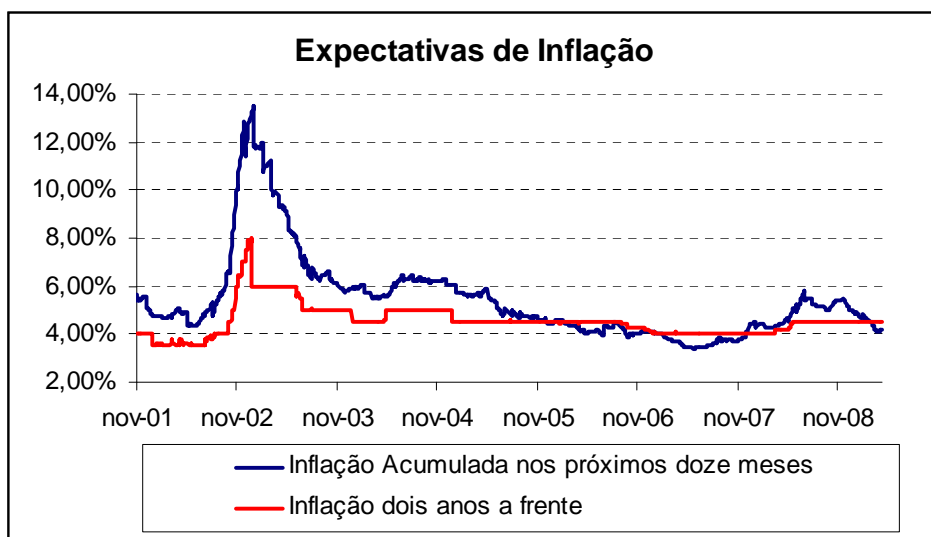
Esta escolha apresenta alguns benefícios. O principal deles é o fato de o Boletim FOCUS disponibilizar apenas a expectativa de inflação para doze meses à frente. Para qualquer outro prazo escolhido, seria necessário obter expectativas de outras fontes menos confiáveis, ou obter as expectativas a partir de cálculos mais complexos.

Outro benefício é a constante revisão das expectativas de mercado sobre a inflação de curto prazo. As expectativas de longo prazo, em geral, são estáveis ao redor da meta de inflação (para o caso do Brasil, que possui um Banco Central comprometido com a estabilidade dos preços).

Abaixo, por exemplo, mostra-se um gráfico com as expectativas de inflação doze meses a frente em comparação à expectativa 2 anos a frente (no ano começando em janeiro de dois anos a frente). É possível perceber que a expectativa para dois anos a frente

praticamente não varia, enquanto a de doze meses a frente é mais volátil. Isto permite obter relações mais confiáveis entre o *break even* de inflação e outras variáveis explicativas.

Figura 5.3.1 – Expectativas de Inflação - FOCUS



Obviamente, existem prejuízos com esta escolha. A principal delas é que, ao utilizar *break even* de inflação para um prazo curto, perde-se o argumento de que as expectativas de inflação deveriam ser mais estáveis devido às características institucionais da economia. De fato, mesmo para prazos curtos, as expectativas apresentam certa inércia e estabilidade. Entretanto, choques de curto prazo, como variações nos preços de certas commodities ou variações no câmbio (devido ao repasse aos preços de insumos) podem ter efeitos significativos, inserindo certa volatilidade.

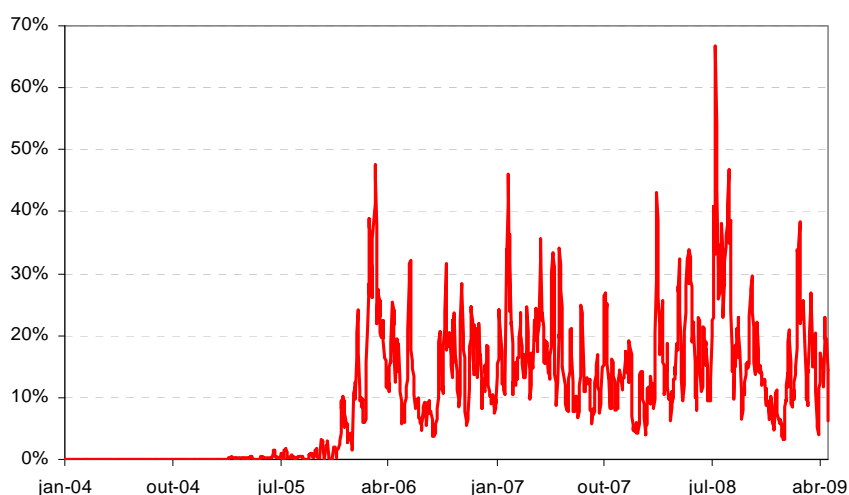
De certo modo, isto não necessariamente é um prejuízo, uma vez que estas características são exatamente o motivo da variabilidade das expectativas de inflação no curto prazo, permitindo a análise mais confiável que foi mencionada acima.

A próxima escolha é referente às variáveis explicativas dos modelos a serem elaborados. Para isso, será necessário escolher as melhores variáveis proxies para os efeitos que se tentará isolar. Como discutido exaustivamente acima, esses efeitos são o prêmio de risco, o prêmio de liquidez e, o principal deles, a expectativa de inflação

Para a expectativa de inflação, será utilizada a fornecida pelo Boletim FOCUS do banco Central do Brasil, para um prazo de doze meses a frente. Esta pesquisa é a mais utilizada pelo mercado e a mais confiável disponível para dados no Brasil.

Encontrar uma variável proxy para o prêmio de liquidez é uma tarefa mais complicada. Pela definição deste tipo de variável (proxy), ela deve ser correlacionada com o próprio prêmio de liquidez mas, tirando este canal, não deve ser relacionada com o *break even* de inflação. Após muito se pesquisar, a variável escolhida foi o volume de negociação dos títulos soberanos indexados (NTN-B) em relação aos títulos soberanos nominais (NTN-F e LTN). A evolução desta medida é mostrada no gráfico abaixo. É possível perceber que as NTN-B's só ganharam liquidez muito recentemente (em parte devido à data da primeira emissão).

Figura 5.3.2 – Volume Relativo de Negociação das NTN série B



É razoável supor que um aumento da liquidez relativa está associado a uma diminuição do prêmio de liquidez. Além disso, tirando este canal, não existe motivo óbvio ou relevante que explique porque um aumento da liquidez relativa poderia afetar o *break even* de inflação.

Por fim, devem-se escolher as variáveis que aproximarão as variações do prêmio de risco. Para esta, tem-se várias alternativas. A primeira é o desvio padrão das expectativas de

inflação. Como discutido no item 3.5, um aumento da incerteza em relação a inflação futura deveria levar os investidores a demandar um maior prêmio de risco.

Outras variáveis também foram utilizadas para tentar captar variações no prêmio de risco. Dentre elas, variações do índice S&P da bolsa de valores de Nova York (em geral este índice é utilizado como uma medida de aversão ao risco internacional) e a volatilidade implícita nas opções de dólar com maturidade de três meses (que poderia indicar um aumento da percepção de risco no Brasil).

Por fim, foi utilizada também a série das variações da cotação do Dólar americano contra o Real. A introdução desta variável teve o objetivo de captar a percepção dos agentes quanto ao repasse cambial, além de testar alguns outros possíveis efeitos.

A obtenção dos dados acima teve origem em duas fontes diferente. Os dados do índice S&P, da cotação do Dólar e da volatilidade implícita de suas opções foram obtidos do banco de dados da Bloomberg. Já as informações sobre as expectativas de inflação (média e desvio padrão) e volumes de negociação estão disponíveis no endereço eletrônico do Banco Central do Brasil.

5.4 Modelos

Serão descritos agora os principais resultados obtidos. Em geral, as conclusões alcançadas foram exatamente o que seria esperado *ex-ante*. Praticamente todos os coeficientes estimados tem o sinal esperado e, em sua maior parte, são significantes de um ponto de vista estatístico.

O modelo geral que foi utilizado foi da forma:

$$Break\ Even\ de\ inflação_t = \beta_0 + \beta_1 Expectativas_t + \beta_2 prêmio\ de\ Risco_t + \beta_3 Prêmio\ de\ Liquidez_t + u_t$$

Como mencionado acima, quando uma das variáveis não era observável, buscou-se encontrar boas variáveis proxies (em geral para o prêmio de risco e prêmio de liquidez).

Abaixo, encontra-se uma tabela com os principais resultados obtidos. Em todos eles, a variável dependente escolhida foi o *break even* de inflação de um ano. Para cada regressão, as variáveis explicativas aparecem na primeira coluna à esquerda das tabelas

(todas as regressões também continham constantes). Enquanto isso, para cada variável, o primeiro número é o coeficiente estimado e o segundo é o desvio padrão obtido, com um modelo robusto em relação à heteroscedasticidade. Isto foi feito para que pudéssemos utilizar com confiança os desvios padrões e estatísticas t (os resultados são muito pouco modificados).

Tabela 5.4.1 – Resultados das Regressões 1

		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
		break even de inflação	break even de inflação	break even de inflação	break even de inflação	break even de inflação	break even de inflação	break even de inflação
Variáveis Independentes	Média	0,805 0,212	0,803 0,212	0,804 0,199	0,778 0,199	0,773 0,202	0,779 0,208	0,815 0,209
	Stdev	0,117 0,051	0,118 0,051	0,118 0,047	0,101 0,046	0,098 0,046		
	Quantidade Relativa		-0,001 0,005	-0,001 0,005	0,000 0,004	0,000 0,004	0,002 0,004	0,001
	SPX			-0,294 0,135	-0,097 0,128			-0,293 0,145
	USDBRLV3M				0,090 0,044	0,108 0,037	0,116 0,039	
	USDBRL							
	R - squared	17,2%	17,3%	22,8%	26,5%	26,1%	22,7%	17,6%
Adjusted R-Squared	15,7%	15,0%	19,9%	23,0%	23,4%	20,5%	15,3%	
Durbin-Watson stat	1,95	1,94	1,82	1,74	1,74	1,75	1,85	
Nº de observações	112	112	112	112	112	112	112	

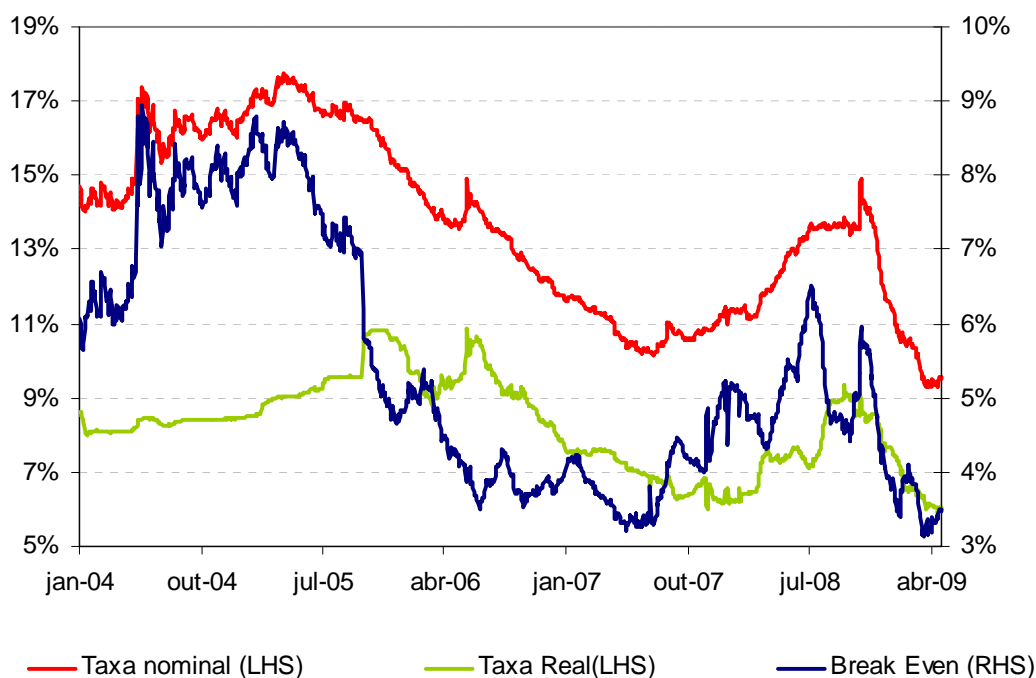
Na tabela acima, a variável “Média” se refere à média das expectativas do boletim FOCUS para doze meses, “Stdev” ao desvio padrão dessas expectativas, “Quantidade Relativa” seria a quantidade negociada de NTN-B’s em relação às LTN’s e NTN-F’s (como dito acima, títulos indexados em relação aos títulos não indexados), “SPX” seria a variação do índice S&P da bolsa de Nova Iorque, “USDBRLV3M” é a volatilidade implícita das opções de Dólar de três meses “*at the money forward*” e a variável “USDBRL” se refere à cotação do Dólar contra o Real.

Ao realizar testes para a verificação de existência de raízes unitárias e cointegração, concluiu-se que as variáveis em nível apresentavam raízes unitárias, mas não eram cointegradas. Portanto, as regressões mostradas acima foram modeladas com os retornos das variáveis. Além disso, uma vez que queremos explicar as variações do *break even* de inflação, esta escolha é a mais indicada. Os dados são semanais.

Outro teste que foi realizado foi o teste de Durbin-Watson (DW), para verificar a existência de correlação serial nos resíduos das regressões. A estatística DW foi adicionada nos resultados acima. Em todas as regressões obtidas, o teste foi conclusivo, não sendo possível rejeitar a hipótese nula de inexistência de correlação serial a um nível de significância de 5%. Como já foi dito acima, utilizou-se modelos robustos em relação a heteroscedasticidade. Isto nos permite utilizar os desvios padrões e estatísticas t originados pelo pacote econométrico utilizado

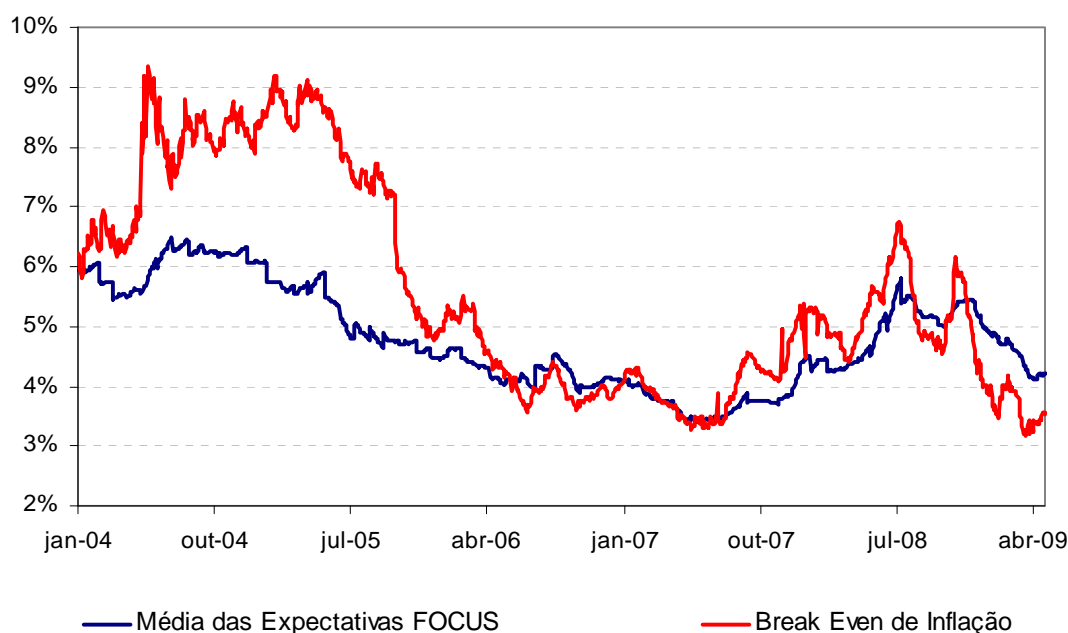
A escolha do período da amostra foi influenciada pela qualidade das taxas reais obtidas. Antes de meados de 2006, a marcação dos retornos e preços das NTN-B não era de boa qualidade (como vimos no item anterior, antes deste período a liquidez desses papéis era praticamente inexistente), fazendo com que elas não fossem representativas. Podemos ver isto pelo gráfico abaixo. A grande variação do *break even* de inflação até o início de 2006 provavelmente é explicada por esta má marcação. Neste período, a taxa nominal varia bastante sem, entretanto, ser acompanhada pela taxa real. Dificilmente esta variação do *spread* poderia ser explicada pela expectativa de inflação ou qualquer um dos prêmios.

Figura 5.3.2 –Break Even de Inflação e Taxas (Variáveis em Logaritmo Natural)



A constatação anterior fica ainda mais clara quando comparamos o *break even* de inflação com a expectativa divulgada pelo FOCUS. No início do período (até 2006), ambas as variáveis apresentam baixíssima correlação. Quando os títulos indexados passam a ter mais liquidez, as duas séries convergem.

Figura 5.3.2 –Break Even de inflação e Expectativas – O Período de Análise



O resultado mais importante obtido foi referente aos coeficientes da variável “Média”. Pode ser visto que, em todas as regressões, isolando para diferentes efeitos, os coeficientes sempre são próximos de 0.8 e altamente significantes. Isto mostra que, em média, um aumento de 1% nas expectativas dos agentes privados, gera um aumento de 0,8% no *break even* de inflação.

Este valor, como discutido acima, em um mundo sem distorções e onde os ativos são precificados eficientemente, deveria ser igual a um. É possível perceber, portanto que, no caso brasileiro, o *break even* de inflação incorpora variações das expectativas bastante perto do que seria esperado, levando em conta apenas o efeito Fisher como referencial teórico.

Tendo os coeficientes estimados e o erro padrão, é possível realizar um teste de hipótese sobre o coeficiente de “Média” nas regressões acima. Para este teste, a hipótese nula poderia ser definida como

$$H_0: \beta = 1,$$

e a hipótese alternativa

$$H_1: \beta \neq 1,$$

onde β seria o coeficiente da variável “Média” em qualquer uma das regressões acima. Na primeira regressão da tabela, por exemplo, temos um coeficiente estimado no valor de 0,805 e um erro padrão de 0,212. A estatística t para este teste será portanto, -0,9198. A regra de rejeição para $H_0: \beta = 1$ será $|t_\beta| > c$, onde t_β é a estatística t e c é o valor crítico relevante. Para um nível de significância de 1%, por exemplo, o valor crítico é aproximadamente 2,617 (dado os graus de liberdade da estimação). Sendo assim, não é possível rejeitar a hipótese de que o coeficiente estimado seja igual a um. Alternativamente, não é possível afirmar que o parâmetro seja estatisticamente diferente a unidade.

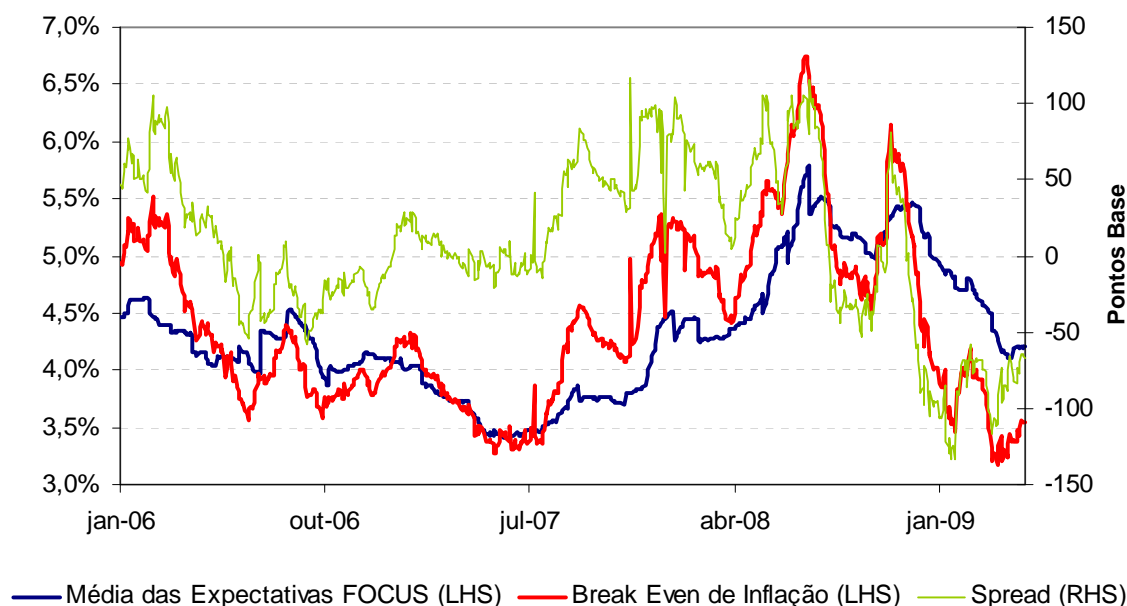
O resultado acima é verificado quando realizamos o teste para qualquer uma das regressões feitas. Assim, não podemos concluir que uma variação de 1% nas expectativas de inflação gere uma variação diferente de 1% no *break even* de inflação. Esta conclusão é bastante interessante, pois pode ser utilizada como um indício a mais de que variações no *break even* de inflação representam de forma acurada variações nas previsões acerca da inflação futura.

Abaixo se encontra um gráfico com a evolução do *break even* de inflação contra a média das expectativas do Boletim FOCUS, assim como o *spread* entre ambas (podendo ser interpretado como a soma de todos os prêmios e distorções). De fato, parece que, em média, o *break even* de inflação se aproxima das expectativas, sendo em alguns momentos maior e em outros menor. A conclusão que pode ser alcançada é que, em certos momentos o prêmio de risco é maior do que o prêmio de liquidez e, em outros, o oposto acontece. Em conjunto com os dados estatísticos acima, esta é mais uma evidência da utilidade do *break even* para os formuladores de política monetária.

Como explicado no início do trabalho, a dimensão dos prêmios de risco e liquidez será determinada por uma série de fatores. Portanto, a diferença entre eles, também será

indiretamente definida por esses mesmos componentes. Por exemplo, a troca de governo, com a entrada de um presidente do Banco Central desconhecido, pode fazer com que o prêmio de risco supere o prêmio de liquidez, levando o *break even* de inflação para cima das expectativas do mercado.

Figura 5.4.1 – Break Even de Inflação x Expectativas



Os resultados obtidos para os coeficientes das outras variáveis utilizadas também apresentam informações relevantes. O mais importante em relação a eles é que, todos os coeficientes, em todas as regressões, apresentaram o sinal que se esperaria (com exceção de dois coeficientes para “Quantidade relativa”, que foram virtualmente iguais a zero).

Para as variáveis utilizadas como proxies para o prêmio de risco (“STDEV”, “USDBRLV3M” e “SPX”), os resultados implicam que um aumento da percepção de risco, sempre gera um aumento do *break even* de inflação. Este risco pode tanto estar relacionado à um risco específico quanto a previsão da inflação (o desvio padrão das expectativas), quanto a um risco mais geral, como uma aversão ao risco global (captados pela volatilidade implícita ou índice S&P).

É importante notar que o coeficiente de “SPX” tem o sinal negativo pois, uma queda do índice está associada a um aumento da aversão ao risco internacional, ao contrário de “USDBRLV3M” e “STDEV”.

Com a variável “Quantidade Relativa”, aproximação para o prêmio de liquidez, o resultado também era esperado. Um aumento desta variável, que estaria associada a uma diminuição do prêmio de liquidez, gera um aumento do *break even* de inflação. É perceptível a volatilidade e instabilidade desta variável de mercado. Além disso, nota-se que as negociações de NTN-B’s só começaram no início do ano de 2006.

Em relação à cotação do Dólar, o coeficiente estimado também é interessante (não é mostrado na tabela acima). Ele tem um valor positivo, o que mostra que os investidores no mercado de renda fixa reconhecem a existência do repasse cambial para a inflação. A apreciação do Dólar gera um aumento dos preços de alguns insumos importados, quando convertidos em real, o que eventualmente será transmitido aos índices de preço.

Como dito acima, as significâncias das estimativas obtidas foram bastante altas. Em geral, os P-valores foram abaixo de 0.05. Isto foi exceção apenas para a variável explicativa “Quantidade Relativa” (em algumas das regressões).

A interpretação para este fato vem da escolha desta medida como variável explicativa, que foi feita para que pudéssemos incorporar no modelo uma medida de liquidez relativa entre as classes de títulos. A escolha da quantidade de títulos negociados foi feita pela acessibilidade dos dados. Entretanto, a quantidade de títulos não é a melhor medida que se poderia escolher para este fim.

Primeiramente, esta escolha não incorpora o fato da duração média dos títulos serem diferentes. Ao fazer este cálculo, considera-se títulos com maturidades diferentes da mesma forma, ignorando o fato de terem sensibilidades a taxa de juros diferentes. Além disso, ao considerar apenas a quantidade total de títulos, não se incorpora a diferença nos preços destes títulos. Títulos com preços unitários maiores deveriam ser ponderados por um peso maior.

A melhor forma para incorporar estes aspectos no modelo seria considerar o total de “DV01” relativo negociado. A medida “DV01” (ou “*Dólar Value of 01 basis point*”) representa a variação no preço de um título em função da variação de um ponto base no retorno deste ativo. Utilizar esta medida corrigiria ambos os problemas. Um preço unitário

maior implica um “DV01” maior e uma maior duração média também implica uma maior sensibilidade do preço ao retorno, *ceteris paribus*.

6. Conclusão

Após a análise feita neste trabalho, algumas constatações podem ser feitas. Em primeiro lugar, ao comparar a evolução do *break even* de inflação nos diferentes países, é possível perceber que quanto maior o tempo passado desde a primeira emissão do título indexado, mais próxima da expectativa de inflação será esta medida. Isto é facilmente concluído ao estudar os casos dos Estados Unidos, Canadá e Reino Unido. Em todos eles houve uma convergência do *spread* entre os retornos dos títulos nominal e real e das pesquisas de mercado ao longo do tempo. Este fato origina-se, possivelmente, da diminuição do prêmio de liquidez.

Para o caso brasileiro, foi visto que o *break even* de inflação não tem uma relação de magnitude definida com as expectativas de mercado. Isto é, em alguns períodos ele é mais alto e, em outros, o oposto acontece. Isto mostra que os prêmios de risco e liquidez se alternam como principal distorção, sem uma preponderância de nenhum deles.

Ao modelar a relação do *break even* de inflação com seus principais determinantes, foi constatado que para praticamente todas as variáveis utilizadas o sinal dos coeficientes estimados tinham o sinal esperado. Quanto à significância estatística destes coeficientes, a maior parte deles também eram altamente significantes, com exceção da quantidade relativa de negociação das diferentes classes de títulos.

Por fim, foi observado que uma variação de 1% nas expectativas de inflação gera, em média, uma variação de 0.8% no *break even* de inflação. Além disso, não podemos rejeitar a hipótese nula de que este coeficiente seja igual a um. Todas essas características mostram que o *break even* de inflação no Brasil é determinado de forma eficiente, sem grandes distorções (ou com grandes distorções que se anulam).. Esta constatação vale tanto para o nível do *spread*, que circula ao redor das expectativas acerca da variação dos níveis de preços quanto para as variações (como visto, estimamos um coeficiente de 0.8, que não é significativamente diferente de um).

Essas conclusões implicam que, para o caso brasileiro, esta medida aproxima de forma razoável a expectativa de inflação dos agentes privados. Portanto, sabendo disso,

acompanhar a evolução do *break even* de inflação pode ser interessante para os formuladores de política econômica (principalmente para o Banco Central) e macroeconomistas em geral.

7. Referências Bibliográficas

Scholtes C. On Market-Based Measures of inflation Expectations. Bank of England Quarterly Bulletin - Spring 2002.

Shen, P, Corning J. Can TIPS Help Identify Long-Term Inflation Expectations? Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 2001.

Garcia MGP. The Fischer effect in a signal extraction framework – the recent Brazilian experience. Journal of Development Economics 41, 1993.

Garcia MGP. The Formation of Inflation Expectations in Brazil: a Study of the Futures Market for the Price Level. 1993.

D'Amico S, Kim DH, Wei M. Tips from TIPS: the informational content of Treasury inflation-Protected Security prices. Finance and Economics Discussion Series – Federal Reserve Board, Washington D.C. 2008.

Shen P. Liquidity Risk Premia and Breakeven Inflation Rates. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 2006.

Christensen I, Dion F, Reid C. Real Return Bonds, Inflation Expectations and the Break-Even Inflation Rate. Bank of Canada, 2004

Dudley C, Rousch J, Ezer, MS. The Case for TIPS: An Examination of the Costs and Benefits. Federal reserve Bank of New York, 2009.

Ciccarelli M, Garcia, JA. What Drives Euro Area Break-Even inflation Rates? European Central Bank, 2009.

Carvalho FA, Minella A. Market Forecasts in Brazil: performance and determinants. Banco Central do Brasil, 2009

Silva, ADBM et al. Informe Dívida. Secretaria do Tesouro nacional, 2002.

Dornbusch R, Stanley Fischer. Macroeconomia. 5ª ed. Pearson; 2006.

Mankiw NG. Macroeconomia. 5ª ed. LTC;2004

Blanchard O. Macroeconomia. 3ª ed. Pearson; 2005

Ferreira, LFR. Manual de Gestão de Renda Fixa. 1ª ed. Bookman, 2004.

Wooldridge JM. Introdução à Econometria – Uma Abordagem Moderna. 2ª ed. Thomson, 2006

ANDIMA – Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro –
www.andima.com.br

Bloomberg

8. Apêndice

8.1 Resultado das Regressões

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:46

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*STDEV$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.001137	0.003892	-0.292029	0.7708
C(2)	0.804964	0.211839	3.799890	0.0002
C(3)	0.117069	0.050669	2.310461	0.0227
R-squared	0.172437	Mean dependent var		0.000952
Adjusted R-squared	0.157252	S.D. dependent var		0.046329
S.E. of regression	0.042531	Akaike info criterion		-3.450766
Sum squared resid	0.197165	Schwarz criterion		-3.377949
Log likelihood	196.2429	Durbin-Watson stat		1.946590

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:47

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*STDEV+C(4)*QNTDE_REL$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.001005	0.004100	-0.245180	0.8068
C(2)	0.802932	0.212448	3.779421	0.0003
C(3)	0.117995	0.051205	2.304344	0.0231
C(4)	-0.000765	0.004572	-0.167298	0.8674
R-squared	0.172597	Mean dependent var		0.000952
Adjusted R-squared	0.149614	S.D. dependent var		0.046329
S.E. of regression	0.042723	Akaike info criterion		-3.433103
Sum squared resid	0.197126	Schwarz criterion		-3.336014
Log likelihood	196.2538	Durbin-Watson stat		1.943593

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:48

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*STDEV+C(4)*USDBRL$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.001646	0.003755	-0.438496	0.6619
C(2)	0.837259	0.207841	4.028369	0.0001
C(3)	0.110329	0.044515	2.478456	0.0147
C(4)	0.393577	0.219340	1.794365	0.0756
R-squared	0.236385	Mean dependent var		0.000952
Adjusted R-squared	0.215173	S.D. dependent var		0.046329
S.E. of regression	0.041043	Akaike info criterion		-3.513330
Sum squared resid	0.181929	Schwarz criterion		-3.416241
Log likelihood	200.7465	Durbin-Watson stat		1.770805

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:51

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*SPX+C(4)*STDEV+C(5)*QNTDE_REL$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.002784	0.003888	-0.716031	0.4755
C(2)	0.804408	0.198627	4.049846	0.0001
C(3)	-0.294013	0.134805	-2.181021	0.0314
C(4)	0.118253	0.046639	2.535513	0.0127
C(5)	-0.000509	0.004517	-0.112716	0.9105
R-squared	0.227717	Mean dependent var		0.000952
Adjusted R-squared	0.198847	S.D. dependent var		0.046329
S.E. of regression	0.041468	Akaike info criterion		-3.484187
Sum squared resid	0.183994	Schwarz criterion		-3.362825
Log likelihood	200.1145	Durbin-Watson stat		1.819357

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:52

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*SPX+C(4)*STDEV+C(5)*QNTDE_REL
+C(6)*USDBRLV3M

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.002932	0.003873	-0.757081	0.4507
C(2)	0.778377	0.198937	3.912681	0.0002
C(3)	-0.097299	0.128406	-0.757751	0.4503
C(4)	0.101242	0.045637	2.218414	0.0287
C(5)	0.000129	0.004206	0.030599	0.9756
C(6)	0.089993	0.043971	2.046669	0.0432
R-squared	0.265117	Mean dependent var	0.000952	
Adjusted R-squared	0.230453	S.D. dependent var	0.046329	
S.E. of regression	0.040642	Akaike info criterion	-3.515969	
Sum squared resid	0.175084	Schwarz criterion	-3.370335	
Log likelihood	202.8943	Durbin-Watson stat	1.735367	

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:53

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*USDBRLV3M+C(4)*STDEV+C(5)
*QNTDE_REL

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.002607	0.003898	-0.668823	0.5050
C(2)	0.772965	0.201634	3.833502	0.0002
C(3)	0.107687	0.037137	2.899743	0.0045
C(4)	0.097845	0.046076	2.123568	0.0360
C(5)	0.000203	0.004167	0.048743	0.9612
R-squared	0.261480	Mean dependent var	0.000952	
Adjusted R-squared	0.233872	S.D. dependent var	0.046329	
S.E. of regression	0.040551	Akaike info criterion	-3.528889	
Sum squared resid	0.175950	Schwarz criterion	-3.407527	
Log likelihood	202.6178	Durbin-Watson stat	1.739555	

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:55

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*QNTDE_REL+C(4)*USDBRLV3M

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.002122	0.003906	-0.543293	0.5880
C(2)	0.778968	0.207584	3.752542	0.0003
C(3)	0.001855	0.004139	0.448103	0.6550
C(4)	0.116407	0.039233	2.967046	0.0037
R-squared	0.226531	Mean dependent var		0.000952
Adjusted R-squared	0.205046	S.D. dependent var		0.046329
S.E. of regression	0.041307	Akaike info criterion		-3.500509
Sum squared resid	0.184277	Schwarz criterion		-3.403420
Log likelihood	200.0285	Durbin-Watson stat		1.749655

Dependent Variable: BEI

Method: Least Squares

Date: 05/30/09 Time: 12:56

Sample: 1/19/2007 3/06/2009

Included observations: 112

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

BEI=C(1)+C(2)*MEDIA+C(3)*QNTDE_REL+C(4)*SPX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.002025	0.003935	-0.514534	0.6079
C(2)	0.814765	0.209278	3.893226	0.0002
C(3)	0.001424	0.004447	0.320273	0.7494
C(4)	-0.293407	0.144770	-2.026712	0.0452
R-squared	0.175804	Mean dependent var		0.000952
Adjusted R-squared	0.152909	S.D. dependent var		0.046329
S.E. of regression	0.042640	Akaike info criterion		-3.436986
Sum squared resid	0.196363	Schwarz criterion		-3.339897
Log likelihood	196.4712	Durbin-Watson stat		1.847264