

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

HOMERO AZEVEDO GUIZZO

**Testes da hipótese das expectativas racionais para o mercado
de renda fixa brasileiro**

São Paulo

2014

HOMERO AZEVEDO GUIZZO

Testes da hipótese das expectativas racionais para o mercado de renda fixa brasileiro

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getulio Vargas,
como requisito para obtenção do título de
Mestre em Economia e Finanças.

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes
Marçal

São Paulo

2014

Guizzo, Homero Azevedo

Testes da hipótese das expectativas racionais para o mercado de renda fixa brasileiro / Homero Azevedo Guizzo - 2014

29 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Títulos (Finanças) - Brasil. 2. Mercado financeiro. 3. Taxas de juros - Brasil - Modelos econométricos. 4. Expectativas racionais (Teoria econômica). I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.781.5(81)

Testes da hipótese das expectativas racionais para o mercado de renda fixa brasileiro

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas,
como requisito para obtenção do título de
Mestre em Economia e Finanças.

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes
Marçal

Data de aprovação: ____ / ____ / ____

Banca examinadora:

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal (orientador)

FGV-EESP

Prof. Dr. Pedro Luiz Valls Pereira

FGV-EESP

Prof. Dr. Fernando Antonio Slaibe Postali

FEA-USP

São Paulo

2014

RESUMO

Neste estudo foram realizados testes econométricos da validade da hipótese das expectativas racionais como explicação para a formação das taxas de juros no Brasil. O estudo compara os resultados destes testes para período de 1995 a 2002 com os resultados para o período de 2003 a 2013. Estes intervalos foram escolhidos por contarem com políticas econômicas e choques muito diversos. A comparação entre os dois períodos obtém alterações importantes, mas que não alteram a conclusão de que a hipótese das expectativas racionais não tem respaldo empírico como explicação para a formação da estrutura termo das taxas de juros no Brasil. Embora tenha caído significativamente, o prêmio de alongamento continuou estatisticamente significativo.

Palavras-chave: taxa de juro; estrutura termo; expectativas racionais.

JEL Code: E43;G14

ABSTRACT

The present study performs econometric tests of the validity of the rational expectations hypothesis to explain the Brazilian interest rates term structure. The study compares the results of these tests for the period 1995-2002 with the results for the period 2003-2013. These time frames were chosen due to their very different economic policies and shocks. The comparison between the two periods detects major changes, but that does not alter the conclusion that the hypothesis of rational expectations has no empirical support as an explanation for the behavior of the term structure of interest rates in Brazil. Although it has fallen significantly, long term rates premium remained statistically significant.

Keywords: interest rates; term structure; rational expectations.

JEL Code: E43;G14

1. Introdução

O entendimento do processo de formação dos preços no mercado de juros é de vital importância para os profissionais do mercado financeiro, para os formuladores de política e tem desdobramentos em uma miríade de modelos macroeconômicos. Afinal, as taxas de juros são um dos mais importantes preços em qualquer economia moderna e afetam praticamente todas decisões de investimento e consumo.

A compreensão do processo de formação das taxas de juros é importante tanto para os financistas que operam no mercados de títulos – enfronhados, portanto, na tarefa de prever o comportamento das taxas de juros – como para os profissionais envolvidos no financiamento de projetos de investimento de longo prazo, que precisam avaliar os *benchmarks* para suas taxas de desconto.

No Brasil, a estabilização macroeconômica lograda após 1994 iniciou um processo de aumento dos horizontes de planejamento dos agentes econômicos. Este processo incluiu a formação de uma estrutura a termo das taxas de juros e uma consistente ampliação das maturidades das taxas de juros com liquidez.

O propósito do presente trabalho é testar a validade da hipótese das expectativas racionais como explicação para a formação das taxas de juros nominais no Brasil. De posse de um banco de dados que varre quase 18 anos, é possível testar empiricamente a validade desta hipótese. Na verdade, como desde 2003 têm sido minimamente preservados (i) o sistema de metas de inflação, (ii) o regime de câmbio flutuante e (iii) uma tendência cadente para o endividamento público como proporção do PIB, podemos contar com quase dez anos de dados sem grandes sobressaltos de política econômica. O gráfico 1 abaixo ilustra a trajetória da taxa Selic efetiva e sua tendência de queda, da qual se desvia ao longo dos ciclos de política monetária, mas sem quebras estruturais evidentes.

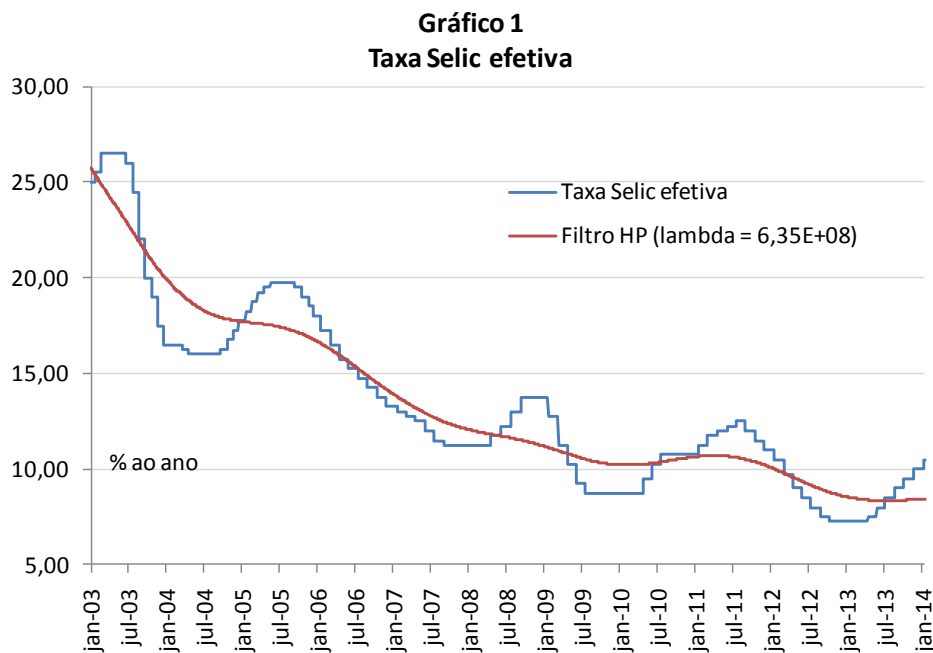


Gráfico 1 - Taxa Selic efetiva

2. Revisão da literatura

Dentre as teorias que buscam explicar o comportamento da curva de juros, a hipótese das expectativas figura entre as mais populares, ainda que sua comprovação empírica seja controversa. Segundo a hipótese das expectativas, as taxas de juros longas correspondem a uma média das taxas curtas mais um prêmio de risco.

As principais teorias para explicar a formação das taxas de juros são, além da hipótese das expectativas, a hipótese da preferência pela liquidez e a hipótese da segmentação do mercado. Há algumas variações dentro de cada explicação.

2.1 Hipótese das expectativas (HE)

A hipótese das expectativas (HE) como explicação para a formação das taxas de juros de mercado remonta a Fisher (1896). Esta postula que as taxas de juros longas são o acumulado das taxas de juros curtas, mais um prêmio constante por maturidade.

Assim, quando os agentes são neutros ao risco, o retorno esperado para um título livre de risco de qualquer maturidade é sempre igual ao retorno acumulado da taxa de juros livre de risco de prazo unitário ao longo do carregamento do título. Por exemplo: o retorno esperado para um título livre de risco ao longo dos próximos, digamos, 252 dias úteis corresponde ao

retorno acumulado do juro livre de risco de um dia pelos próximos 252 dias úteis (no caso de uma taxa de juros *overnight*).

O detalhe controverso e importante desta explicação para as taxas de juros longas é a questão do prêmio exigido nas operações longas. Em uma versão bastante forte da HE, o prêmio é nulo, ou seja, os agentes não cobram por nenhum risco além do risco de crédito (quando este houver¹). Isto é diferente de dizer que os riscos foram avaliados e incorporados aos preços dos títulos, mas sim que qualquer diferença entre as taxas longas e as curtas reflete a expectativa dos agentes para a evolução das taxas curtas. O prêmio cobrado é sempre igual a zero. Ou seja:

$$R_t^m = \left(\frac{1}{k}\right) E_t [R_t^n + R_{t+n}^n + R_{t+2n}^n + \dots + R_{t+in}^n] \quad (1)$$

na qual:

R_t^m é o logaritmo do retorno anualizado de um título longo de prazo m

R_t^n é o logaritmo do retorno anualizado de um título curto de prazo n

$m > n$

$S^{m,n} = R_t^m - R_t^n$

E_t é o operador da expectativa formada com base no conjunto de informação disponível em t

$k = m/n$

Outras versões mais realistas da hipótese das expectativas admitem que as taxas longas excedem as taxas curtas acumuladas por um prêmio que os agentes cobram para assumir riscos ligados à incerteza sobre o retorno efetivo dos títulos. Afinal, ainda que os agentes formem expectativas racionais sobre as taxas curtas e, assim, acertem suas projeções na média, o retorno efetivo dos títulos em $t+m$ é desconhecido em t e os agentes cobrariam um prêmio para assumir tal risco.

A arbitragem entre as taxas curtas e longas seria, então, dada pela equação

$$R_t^m = \left(\frac{1}{k}\right) E_t [R_t^n + R_{t+n}^n + R_{t+2n}^n + \dots + R_{t+in}^n] + T_t^{m,n} \quad (2)$$

em que $T_t^{m,n}$ é o prêmio exigido para optar por uma estratégia de prazo maior.

¹ No caso ilustrado, não há risco. "Ativo livre de risco" é aquele que não apresenta risco de crédito e liquidez.

O prêmio pelo risco tomado ao alongar uma posição, T , pode apresentar duas versões: uma constante e uma variável. Em sua versão constante, o único determinante de T é o prazo de vencimento de um título.

Em sua versão variável, o prêmio T é função do prazo e de determinantes como a evolução do risco sistêmico e variáveis macroeconômicas. Modigliani e Sutch (1966) acusam flutuações na oferta de títulos públicos como determinantes do prêmio, enquanto Engle et al. (1987) modelam um prêmio de risco variável no tempo. Campbell e Shiller (1991) propõem uma reação exacerbada das taxas longas às expectativas das taxas de juros de política no futuro.

2.2 Preferência pela liquidez e habitat

Outra teoria para explicar o comportamento da estrutura termo da taxa de juros é a preferência dos agentes pela liquidez. Esta teoria remonta a Keynes (1936) e Hicks (1946) e preconiza que as taxas longas têm sempre de ser mais altas que a mera expectativa quanto às taxas curtas acumuladas porque os agentes cobram um prêmio para abrirem mão da liquidez associada às taxas curtas de juros. Este prêmio, portanto, seria monotonicamente crescente com o prazo.

A hipótese da segmentação do mercado de renda fixa afirma que ativos de diferentes prazos têm seu retorno determinado pela quantidade de riqueza depositado neles; a determinação de uma curva de demanda para cada prazo determina retornos diferentes para cada maturidade dos títulos.

Por fim, a hipótese do habitat postula que não se deve comparar retornos de títulos com prazos diferentes. Esta é uma abordagem cética quanto aos determinantes da estrutura termo a ponto de não dar espaço para modelagem do prêmio. Marinho (2011) analisa como a oferta de dívida pública pelo governo brasileiro afeta as taxas de retorno e o excesso de retorno dos títulos públicos.

À hipótese das expectativas, como formulada originalmente por Fisher, pode ser acrescida a premissa de que as expectativas dos agentes quanto à evolução das taxas de juros são formadas de forma racional. A racionalidade, neste caso, é definida de acordo com Lucas (1972), ou seja, em função da precisão das expectativas como projeções de variáveis futuras: a incorporação de toda a informação disponível ao processo de formação das expectativas produz a melhor projeção possível.

Esta premissa tem uma implicação econométrica importante: os parâmetros de comportamento dos agentes não são estáticos, uma vez que os agentes se adaptam às inovações de política econômica e de outras variáveis exógenas. Este trabalho reconhece que os parâmetros de comportamento dos agentes podem mudar ao longo do tempo e, inclusive, aborda a dimensão destas mudanças.

A hipótese das expectativas racionais pode ser apresentada conforme a equação (3), que servirá de ponto de partida para os testes da determinação do prêmio.

$$R_t^m - R_t^n = \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) E_t(\Delta^n R_{t+in}^n) + T_t^{m,n} \quad (3)$$

A equação acima resume a noção de que o *spread* entre as taxas longas e curtas de juros é igual ao *spread* entre a expectativa para as taxas longas e curtas de juros. Dito de outra forma: as expectativas para o *spread* são, na média, uma projeção não viesada do *spread* verificado *ex post*.

2.3 Política monetária e a HER

McCallum (1994) aponta uma crítica à aplicação da hipótese das expectativas racionais como forma de modelar os *spreads* entre as taxas de juros curtas e longas.

McCallum revisa os testes realizados até então para a HER e percebe que sua validade não encontra evidência empírica favorável. Ao invés de simplesmente rejeitar a HER, seu trabalho avança com a tentativa de explicar o fracasso dos testes para períodos distintos e diversos países.

McCallum propõe e testa a proposição de que a ocorrência de erros aleatórios na formação das expectativas para a política monetária e o fato de o prêmio estar sujeito a choques aleatórios são fontes de erros na estimação da equação 4.

A utilização, pelos bancos centrais, de regras de política monetária que incluem a suavização da taxa de juros distorceria a estimação dos coeficientes das regressões que explicam as taxas longas em função das taxas curtas.

O modelo de McCallum supõe duas taxas de juros, uma taxa curta de política monetária (R_t^1) e uma taxa longa (R_t^2). Erros aleatórios de previsão da política monetária e choques aleatórios sobre o prêmio de risco são fontes de erro para a equação 2.

McCallum parte das seguintes relações entre as taxas curtas e longas:

$$R_t^2 = \left(\frac{1}{2}\right) [R_t^1 - E(R_{t+1}^1)] + (T_t^{2,1}) \quad (6)$$

$$\varepsilon_{t+1} = R_{t+1}^1 - E_t(R_{t+1}^1) \quad (7)$$

Na qual chegamos a

$$\left(\frac{1}{2}\right) \Delta R_{t+1}^1 = R_t^2 - R_t^1 - T_t^{2,1} + \left(\frac{1}{2}\right) \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

A equação 8 e a hipótese de que $T_t^{2,1}$ é um passeio aleatório resumem o argumento de McCallum.

$$T_t^{2,1} = \rho T_{t-1}^{2,1} + u_t \quad (9)$$

Se, enquanto isto, a autoridade monetária cumprir a seguinte regra de política monetária:

$$R_t^1 = \delta R_{t-1}^1 + \lambda(R_t^2 - R_t^1) + \xi_t \quad (10)$$

Na qual $0 \leq \delta < 1$ e $0 \leq \lambda < 2$

Se o parâmetro de suavização da taxa de juros na regra de política monetária for total ($\delta = 1$), chegamos às seguintes relações para o juro curto e para o *spread* entre as taxas longas e curtas:

$$R_t^1 - R_{t-1}^1 = \xi_t + \left(\frac{\lambda\rho}{1-\lambda/2}\right) \xi_{t-1} + \left(\frac{\lambda}{1-\lambda\rho/2}\right) u_t \quad (11)$$

$$R_t^2 - R_t^1 = \left(\frac{1}{2}\right) \left(E_t(R_{t+1}^1) - R_t^1\right) + T_t^{2,1} = \left(1 - \lambda\rho/2\right)^{-1} \xi_t \quad (12)$$

Combinando as equações (11) e (12), temos:

$$\left(\frac{1}{2}\right) \Delta R_t^1 = \left(\lambda\rho/2\right) (R_{t-1}^2 - R_{t-1}^1) + \left[\frac{\lambda/2}{1-\lambda\rho/2}\right] u_t + \left(\frac{1}{2}\right) \xi_t \quad (13)$$

A equação (13) já permitiria uma regressão entre a taxa curta de juro, multiplicada por 1/2, e o *spread* entre o juro longo e o curto. O coeficiente do *spread* variaria entre 0 e 1 dependendo de λ e ρ , ou seja, dependendo da regra de política monetária e da auto-regressividade do prêmio de risco.

Da equação (13) percebemos que o coeficiente do *spread* só será igual a 1 em casos extremos, quando $\lambda = 2$ e $\rho = 1$. Ou seja: apenas se o risco for um passeio aleatório e se a autoridade monetária dê peso máximo ao *spread*.

A crítica mais contundente de McCallum aos testes da HER reside na noção, apontada por seu modelo, de que sua verificação rigorosa seria inviável. Em regressões nas quais as taxas longas de juros são explicadas pelo produtório das taxas de juros curtas, o coeficiente desta regressão é baixo e o desvio padrão dos parâmetros é alto.

3. Metodologia

A metodologia para as estimações e testes apresentados a seguir têm como principal referência o trabalho de Marçal e Pereira (2007). Foram feitas algumas mudanças e adaptações, descritas a seguir.

3.1 Spread e fundamentos

Se a hipótese das expectativas racionais for uma boa explicação para a formação das taxas longas de juros, a expectativa para uma taxa de juro de prazo j é dada por:

$$\Delta R_{t+i}^j = E_t[\Delta R_{t+i}^j] + \varepsilon_{t+i} \quad (14)$$

sendo que $E_t(\varepsilon_{t+j}) = 0$.

Combinando as equações (14) e (3), chegamos a

$$S_t^{m,n} = \sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k}\right) (\Delta^m R_{t+im}^m + \varepsilon_{t+i}) \right] + T_t^{m,n} \quad (15)$$

O *spread* previsto entre as taxas projetadas sob a hipótese de previsão perfeita ($PFS_t^{m,n}$) é definido por:

$$PFS_t^{m,n} = \sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k}\right) (\Delta^m R_{t+im}^m) \right] \quad (16)$$

Aplicando o operador esperança na equação (16) e supondo que a esperança do prêmio de risco é constante em $E_t(T_t^{m,n}) = 0$, chegamos em

$$E_t[S_t^{m,n} - PFS_t^{m,n}] = 0 \quad (17)$$

A equação (17) sugere como teste da hipótese das expectativas racionais uma regressão de $S_t^{m,n}$ em $PFS_t^{m,n}$ da forma

$$PFS_t^{m,n} = \alpha + \beta S_t^{m,n} + \gamma \Omega_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

O termo Ω_t representa o conjunto de informações disponíveis no momento t . Podemos estimar esta equação por mínimos quadrados ordinários (MQO) uma vez que, por hipótese, as expectativas são racionais e, portanto, os agentes usam toda informação disponível para produzir estimativas consistentes de $S_t^{m,n}$.

A partir da estimação de (18), a hipótese das expectativas racionais é verificada quando a hipótese nula de que

$$H_0: \alpha = \gamma = 0; \beta = 1 \quad (19)$$

não for rejeitada.

A estimação da equação (18) foi feita por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E) para controlar a potencial fonte de endogeneidade.

A hipótese de que os agentes não cometem erros sistemáticos na projeção dos *spreads* autoriza a estimação por MQO. A presença de erros heterocedásticos, no entanto, complica a inferência e exige a correção dos estimadores dos desvios padrão com o emprego da matriz robusta de covariância dos parâmetros da regressão, conforme MacKinnon e White (1985).

Todas as regressões foram estimadas usando desvios padrão robustos, de forma a evitar a possível subestimação dos desvios-padrão dos parâmetros na presença de heterocedasticidade. Os testes das restrições propostas em (19) foram todos realizados com uma estatística de Wald robusta à heterocedasticidade, o que garante a relevância das variáveis contidas em Ω_t .

Campbell e Shiller (1991) propõem o uso de variáveis instrumentais, que garantiriam a estimação consistente dos parâmetros desde que os instrumentos sejam correlacionados com as variáveis explicativas e não correlacionados com o erro. No presente trabalho foram

utilizadas as médias móveis defasadas dos *spreads* e das taxas de juros, além do desvio padrão das taxas de juros. A variável instrumentalizada foi o spread.

4. Base de dados

A base de dados utilizada é composta pelas séries históricas diárias das taxas referenciais dos *swaps* pré-di negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F). Os prazos considerados foram os de 30, 60, 90, 180, 270 e 360 dias corridos. Além destas, a base de dados contém uma série histórica da taxa do CDI *over* calculada pela Cetip.

As séries históricas cobrem o período de 2 de janeiro de 1995 até 19 de outubro de 2013. Todos os dados brutos foram obtidos por meio de um terminal Bloomberg.

A série histórica da taxa CDI *over* se prestou à montagem das previsões para o juro futuro a partir da hipótese de previsão perfeita. O gráfico 2 ilustra a trajetória destas projeções para os diferentes prazos empregados nos testes.

Gráfico 2

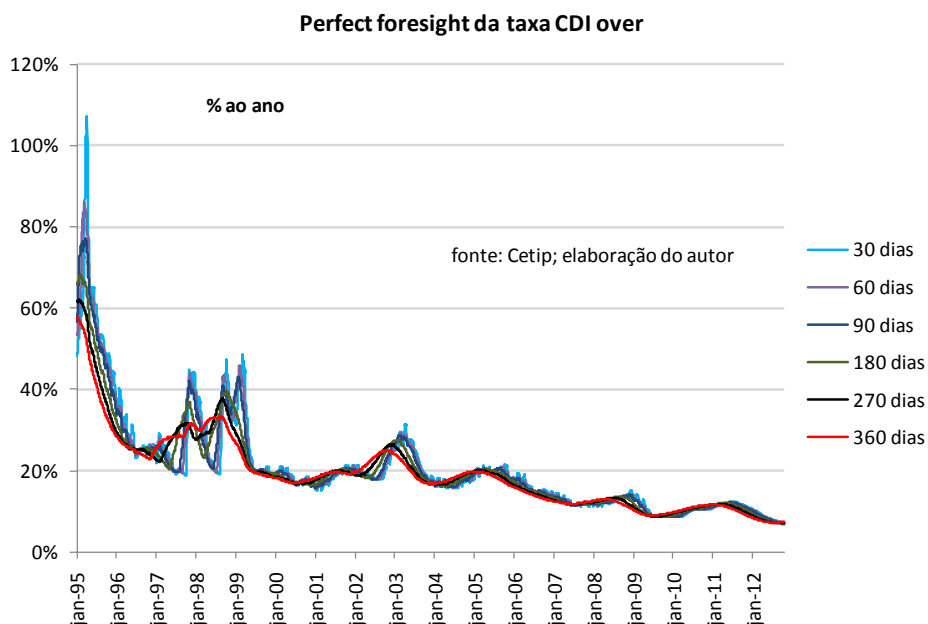


Gráfico 2 - *perfect foresight* da taxa CDI over

As séries da previsão perfeita das taxas de juros foram criadas já com o ajuste entre os prazos das taxas prefixadas – cujo prazo é expresso em dias corridos. A escolha das taxas do *swap* referencial pré-di da BM&F deveu-se à farta liquidez destes contratos e ao fato de que, para

um contrato de *swap* sensibilizar o cômputo da taxa referencial, ele precisa do depósito de garantia, ou seja: não há risco de crédito relevante contaminando as taxas (Ofício Circular BM&F 133/199).

Como comentado acima, na seção Metodologia, as estimações e testes têm por principal referência o trabalho de Marçal e Pereira (2007). Neste, a base de dados se estendeu até 2002. O presente trabalho teve a oportunidade de incluir uma década de dados diários que contou com volatilidade notoriamente mais baixa.

O gráfico 3 ilustra a evolução das taxas prefixadas, nos prazos empregados neste estudo, de 1995 a 2013.

Gráfico 3

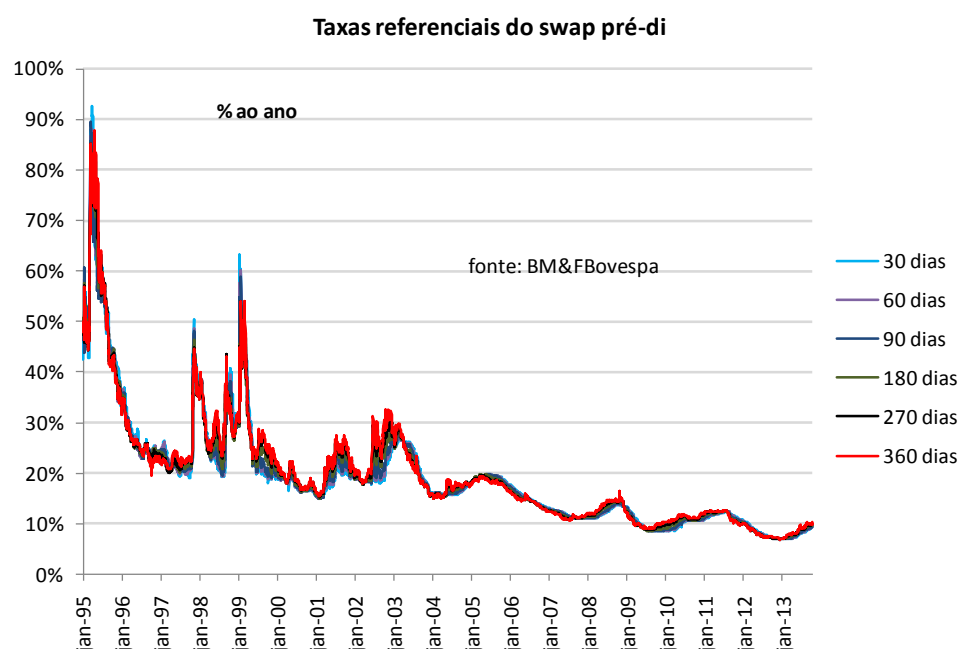


Gráfico 3 - taxas referenciais do swap pré-di, 1995 - 2013

A tabela 1 compara a volatilidade das taxas nas duas amostras.

Tabela 1

Dispersão das taxas pré-di: coeficientes de variação		
	1995 a 2002	2003 - 2013
30 dias	0,48	0,35
60 dias	0,46	0,35
90 dias	0,46	0,35
180 dias	0,44	0,34
270 dias	0,43	0,33
360 dias	0,43	0,33

fonte: elaboração do autor

Os gráficos 4 e 5 ilustram os diferentes cortes na amostra, respectivamente entre 1995 e 2002 e entre 2003 e 2013.

Gráfico 4

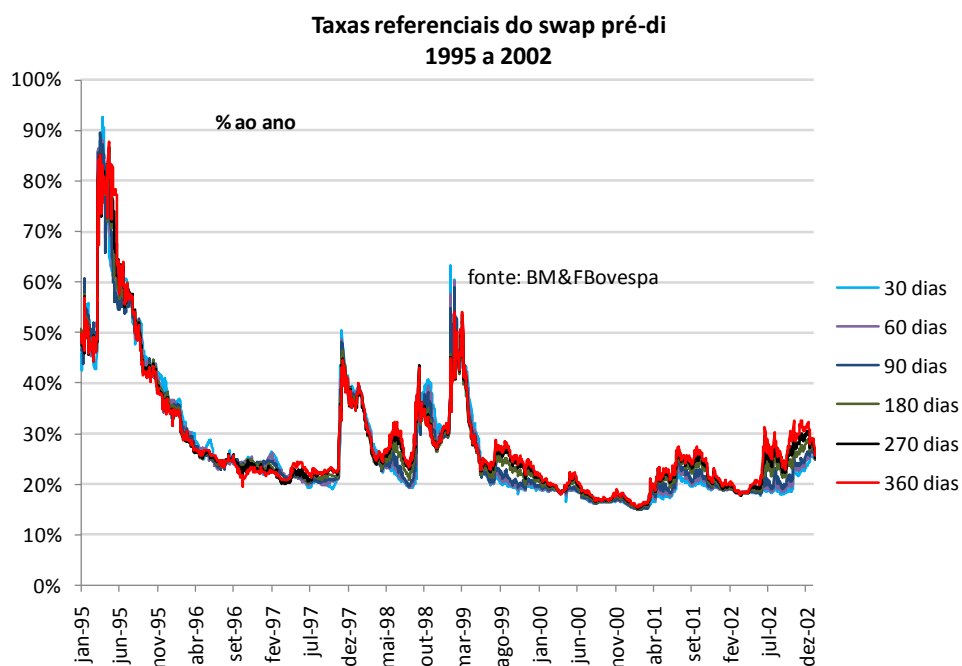


Gráfico 4 - taxas referenciais do swap pré-di, 1995 - 2002

Gráfico 5

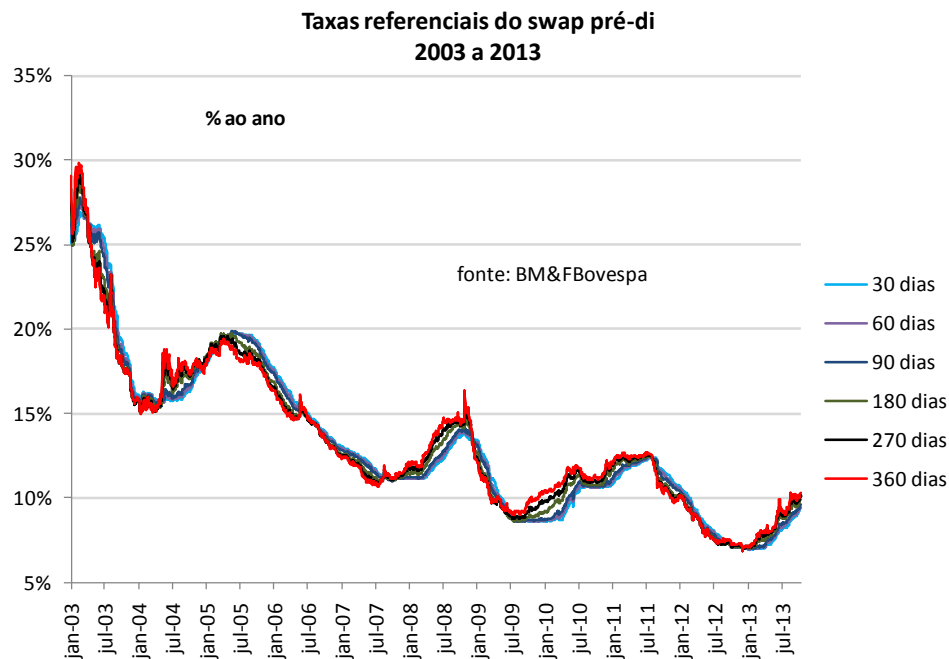


Gráfico 5 - taxas referenciais do swap pré-di, 2003-2013

O logaritmo do retorno anualizado das taxas pré-di e o logaritmo do retorno anualizado das taxas projetadas sob a hipótese de previsão perfeita serviram à estimação dos *spreads* da equação (18).

Os gráficos das taxas explicitam uma quebra estrutural aproximadamente no final de 2002. A equação (18) foi estimada:

- a) com a amostra inteira, de 1995 a 19 de outubro de 2013
- b) com a amostra de 1995 a 2002
- c) com a amostra de 2003 a 19 de outubro de 2013

A base de dados contou também com uma série diária do *Emerging Market Bond Index Plus* (EMBI+), calculado pelo banco JP Morgan. A série é uma *proxy* para a percepção de risco país em moeda estrangeira.

5. Resultados

A variável utilizada como *proxy* para o conjunto de informação Ω_t foi o risco país medido pelo *Emerging Market Bond Index* (EMBI). Em todas as regressões, tanto por MQO como por MQ2E, o risco foi empregado como controle, compondo o conjunto de informação Ω_t .

As variáveis instrumentais adotadas foram:

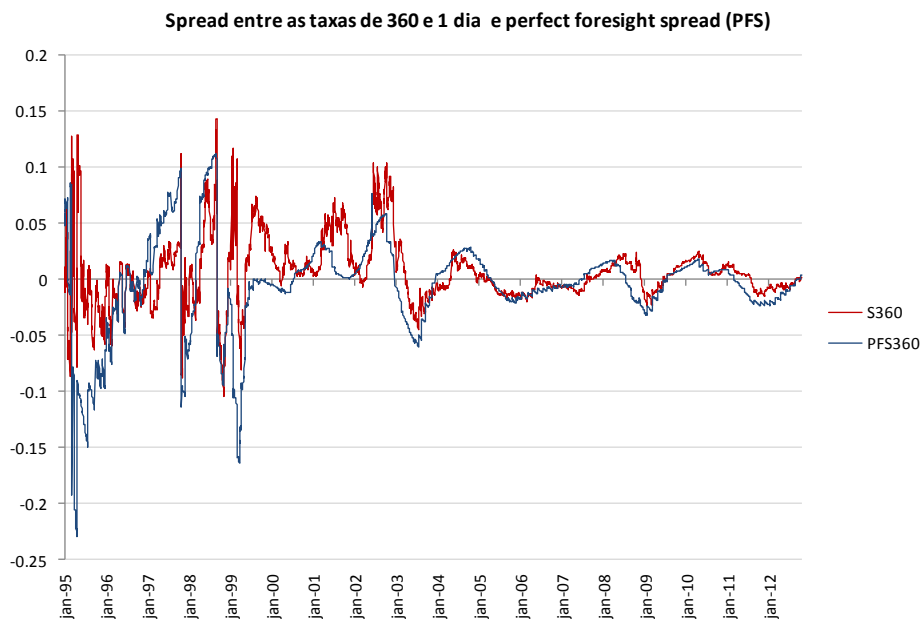
- (i) a média móvel de 21 dias dos *spreads* $S_t^{m,n}$, avaliada em $t-1$
- (ii) o desvio padrão do logaritmo das taxas prefixadas nos últimos 21 dias, avaliada em $t-1$ e
- (iii) a média móvel de 21 dias do logaritmo das taxas prefixadas, avaliada em $t-1$.

As médias móveis defasadas dos *spreads* e das taxas prefixadas foram escolhidas como variáveis instrumentais por constituírem uma média ponderada de outros instrumentos empregados na literatura, como, por exemplo, os *spreads* defasados (Marçal e Pereira, 2007). Campbell e Shiller (1991) emprega o desvio padrão das taxas.

Os *spreads* considerados foram o *spread* entre as diversas taxas longas e a taxa de um dia (no caso, o CDI *over* vigente). As tabelas 2, 3, 4 e 5 resumem os resultados das regressões por MQO e mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E) para, respectivamente, a amostra completa (1995 a 2013), a amostra de 1995 a 2002, a amostra de 2003 a 2013, além de uma versão com uma variável *dummy* para o período 1995 - 2002.

O gráfico 6 abaixo compara a projeção sob a hipótese de previsão perfeita – ou "valor dos fundamentos" – entre as taxas de 360 e 1 dias e seus valores efetivos ($m = 360$ e $n=1$). Todos os *spreads* foram calculados para o logaritmo de um mais o retorno anualizado das taxas de juros.

Gráfico 6

Gráfico 6 - *spread* entre as taxas de 360 dias e 1 dia e *perfect foresight spread* (PFS)

Para o *spread* entre 360 dias e 1 dia, a regressão produz resíduos que não podemos tomar como homocedásticos, como mostra o gráfico 7.

Gráfico 7

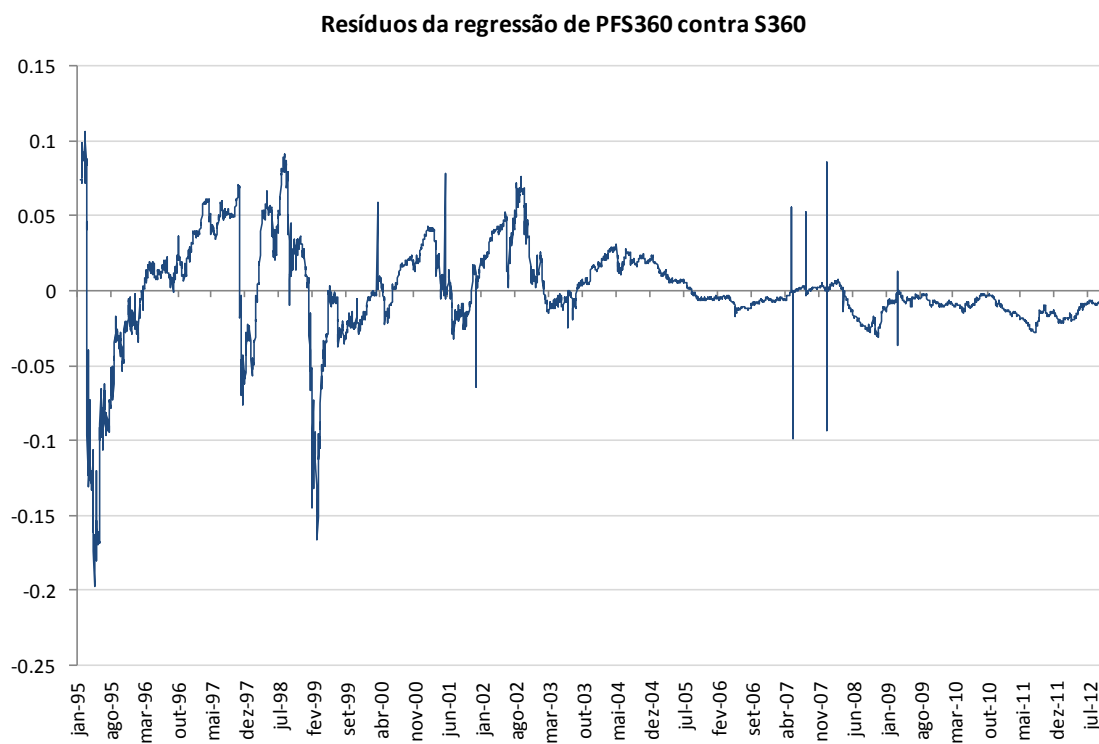


Gráfico 7 - Resíduos da regressão de PFS360 contra S360

Tabela 2 - Resultados das regressões para a amostra completa

$$PPS_{it}^{m,n} = \alpha + \beta S_{it}^{m,n} + \gamma \Omega_{it} + \varepsilon_{it}$$

n = 1

m	MQO							VI				teste de Hausman	Sargan p/ sobreidentificação
	alpha	dp alpha*	t (alpha = 0)	beta	dp beta*	beta = 1	gamma = 0	alpha	dp alpha*	beta	dp beta*	p-valor	p-valor
30	0,00	0,00	1,85	0,79	0,14	0,12	0,01	0,00	0,00	0,68	0,22	0,00	0,00
60	0,00	0,00	1,89	0,81	0,12	0,13	0,27	0,00	0,00	0,61	0,16	0,00	0,45
90	0,00	0,00	2,21	0,79	0,11	0,05	0,81	0,01	0,00	0,65	0,14	0,00	0,00
180	0,01	0,00	3,14	0,84	0,12	0,17	0,00	0,02	0,00	0,97	0,17	0,00	0,00
270	0,01	0,00	4,39	0,96	0,10	0,67	0,01	0,03	0,01	1,19	0,15	0,00	0,00
360	0,01	0,00	5,15	0,94	0,10	0,53	0,00	0,04	0,01	1,22	0,14	0,00	0,00

* desvios padrão robustos à heterocedasticidade

fonte: elaboração do autor

Tabela 3 - Resultados das regressões para a amostra 1995 a 2002

$$PPS_{it}^{m,n} = \alpha + \beta S_{it}^{m,n} + \gamma \Omega_{it} + \varepsilon_{it}$$

n = 1

m	MQO							VI				teste de Hausman	Sargan p/ sobreidentificação
	alpha	dp alpha*	t (alpha = 0)	beta	dp beta*	beta = 1	gamma = 0	alpha	dp alpha*	beta	dp beta*	p-valor	p-valor
30	0,01	0,00	1,72	0,79	0,13	0,10	0,58	-0,04	0,02	0,45	0,20	0,00	0,06
60	0,01	0,00	1,79	0,82	0,12	0,15	0,77	0,00	0,02	0,60	0,21	0,00	0,53
90	0,01	0,01	2,01	0,81	0,11	0,09	0,25	0,04	0,02	0,80	0,19	0,00	0,56
180	0,02	0,01	2,77	0,86	0,12	0,27	0,00	0,11	0,02	1,36	0,26	0,00	0,70
270	0,03	0,01	3,94	1,00	0,11	1,00	0,00	0,15	0,02	1,72	0,27	0,00	0,36
360	0,05	0,01	5,08	1,00	0,10	0,97	0,00	0,18	0,03	1,83	0,27	0,00	0,00

* desvios padrão robustos à heterocedasticidade

fonte: elaboração do autor

Tabela 4 - Resultados das regressões para a amostra 2003 - 2013

$$PPS_{it}^{m,n} = \alpha + \beta S_{it}^{m,n} + \gamma \Omega_{it} + \varepsilon_{it}$$

n = 1

m	MQO							VI				teste de Hausman	Sargan p/ sobreidentificação
	alpha	dp alpha*	t (alpha = 0)	beta	dp beta*	beta = 1	gamma = 0	alpha	dp alpha*	beta	dp beta*	p-valor	p-valor
30	0,00	0,00	1,64	1,08	0,13	0,54	0,00	0,00	0,00	0,98	0,23	0,00	0,00
60	0,00	0,00	2,13	1,08	0,09	0,37	0,00	0,00	0,00	1,12	0,11	0,00	0,00
90	0,00	0,00	2,27	1,11	0,07	0,12	0,00	0,00	0,00	1,12	0,09	0,00	0,00
180	0,00	0,00	2,52	1,07	0,05	0,18	0,15	0,00	0,00	1,08	0,06	0,00	0,00
270	0,00	0,00	2,98	1,01	0,05	0,79	0,00	0,00	0,00	1,00	0,06	0,01	0,00
360	0,00	0,00	2,40	0,93	0,06	0,03	0,00	0,00	0,00	0,90	0,06	0,00	0,00

* desvios padrão robustos à heterocedasticidade

fonte: elaboração do autor

Tabela 5a - Resultados da regressão incluindo variável dummy e amostra completa (MQO)

$$PPS_{it}^{m,n} = \alpha + \beta S_{it}^{m,n} + \gamma \Omega_{it} + \varepsilon_{it}$$

n = 1

m	MQO							Dummy		
	alpha	dp alpha*	t (alpha = 0)	beta	dp beta	beta = 1	gamma = 0	beta	dp*	t
30	0,00	0,00	1,91	0,79	0,14	0,13	0,26	0,00	0,00	1,35
60	0,00	0,00	1,93	0,81	0,13	0,14	0,88	0,00	0,00	1,24
90	0,00	0,00	2,22	0,79	0,11	0,58	0,39	0,00	0,00	1,22
180	0,01	0,00	3,13	0,84	0,12	0,18	0,00	0,01	0,00	1,57
270	0,01	0,00	4,36	0,96	0,10	0,68	0,00	0,01	0,00	2,38
360	0,02	0,00	5,13	0,94	0,10	0,53	0,00	0,02	0,00	3,48

* desvios padrão robustos à heterocedasticidade

fonte: elaboração do autor

Tabela 5b - Resultados da regressão incluindo variável dummy e amostra completa (MQ2E)

$$PFS_t^{MQ2E} = \alpha + \beta S_t^{MQ2E} + \gamma \Omega_t + \varepsilon_t$$

n = 1

m	VI				teste de Hausman	Sargan p/ sobreidentificação
	alpha	dp alpha*	beta	dp beta*	p-valor	p-valor
30	0,00	0,02	0,87	0,48	0,00	0,00
60	-0,01	0,08	0,33	1,67	0,00	0,03
90	0,05	0,07	1,46	1,44	0,00	0,00
180	0,07	0,06	1,78	0,93	0,00	0,00
270	0,10	0,07	2,37	1,24	0,00	0,00
360	0,06	0,02	1,51	0,28	0,00	0,00

* desvios padrão robustos à heterocedasticidade

fonte: elaboração do autor

Os testes rejeitam a hipótese nula expressa em (19) a 5% para todos os prazos nas regressões com a amostra completa, onde o único controle é o risco.

$$H_0: \alpha=\gamma=0; \quad \beta=1 \quad (19)$$

Sob esta versão da equação, com a amostra completa, tanto a estimação por MQO como por MQ2E rejeitam a hipótese das expectativas racionais.

Tabela 6 - teste de hipótese conjunta

H0: $\alpha=\gamma=0; \quad \beta=1$		
Amostra completa, n = 1		
prazo (m)	p-valor	
	MQO	MQ2E
30	3,80%	0,00%
60	0,00%	0,00%
90	0,00%	0,00%
180	0,00%	0,02%
270	0,00%	0,00%
360	0,00%	0,00%

fonte: elaboração do autor

Usando a amostra com os dados de 1995 a 2002, a rejeição da HER persiste, tanto nas estimações por MQO como nas estimações por MQ2E.

Tabela 7 - teste de hipótese conjunta		
H0: $\alpha=\gamma=0$; $\beta=1$		
amostra: 1995 - 2002		
	p-valor	
prazo (m)	MQO	MQ2E
30	0,00%	0,00%
60	0,00%	0,01%
90	0,21%	0,01%
180	0,03%	0,00%
270	0,00%	0,00%
360	0,00%	0,00%

fonte: elaboração do autor

Empregando a amostra com dados de 2003 a 2013, a rejeição se repete para praticamente todos os *spreads*: apenas para o *spread* entre as taxas de 270 dias e 1 dia, na estimação por MQ2E, a hipótese nula não é rejeitada a 5%.. Ainda assim, o p-valor não é muito alto: 7,45%.

Tabela 8 - teste de hipótese conjunta		
H0: $\alpha=\gamma=0$; $\beta=1$		
amostra: 2003 - 2013		
	p-valor	
prazo (m)	MQO	MQ2E
30	0,00%	0,00%
60	0,00%	0,00%
90	0,00%	0,00%
180	1,85%	7,45%
270	0,00%	0,00%
360	0,00%	0,00%

fonte: elaboração do autor

À regressão estimada a partir da equação (18) foi incluída uma variável *dummy* para o período de 1995 a 2002 como controle. A estimação por MQO rejeita com veemência a hipótese nula para todos os *spreads*.

A regressão com a inclusão da variável *dummy* é redundante à clivagem da amostra, mas sua estimação não alterou a conclusão de que a hipótese nula da equação (19) deve ser rejeitada. Além disto, a variável *dummy* não se mostrou estatisticamente significativa a 5% para os *spreads* de prazos mais curtos (30, 60, 90 e 180 dias).

A estimação da equação 18 por MQ2E, incluindo as variáveis instrumentais já descritas anteriormente, é que chega mais perto de não rejeitar a hipótese nula e, assim, admitir a validade da HER. Como a tabela abaixo mostra, a hipótese nula é rejeitada para os $m=30$, $m=90$ e $m=180$. Para $m = 270$, o p-valor do teste (5,23%) fica muito perto do limite de 5%.

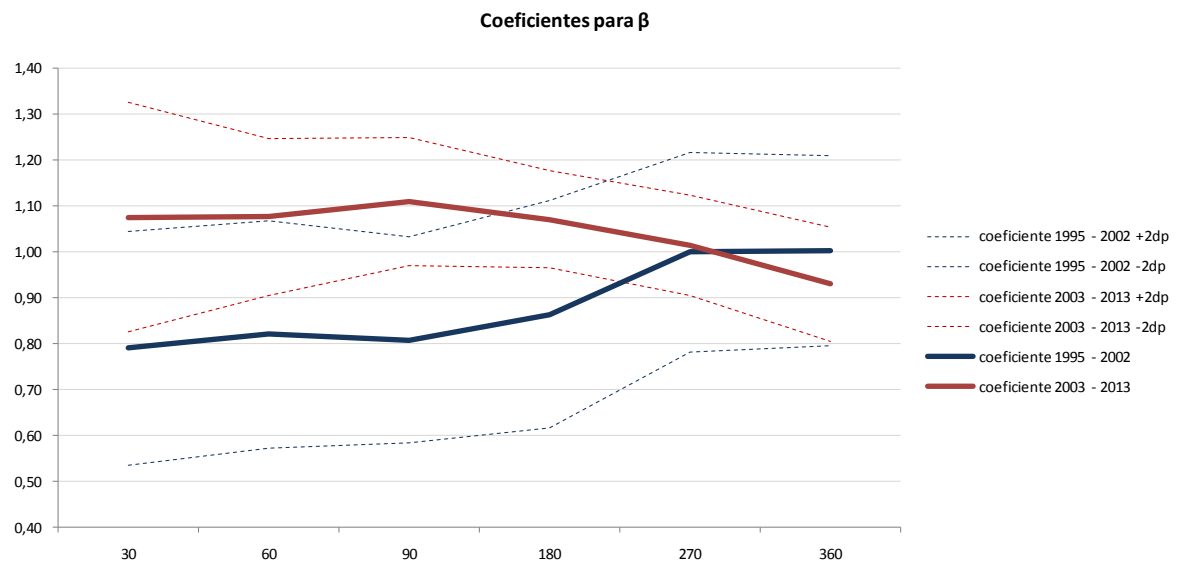
Tabela 9 - teste de hipótese conjunta		
H0: $\alpha=\gamma=0$; $\beta=1$		
amostra: 2003 - 2013, dummy para 1995 - 2002		
prazo (m)	p-valor	
	MQO	MQ2E
30	0,00%	49,86%
60	0,00%	3,76%
90	0,00%	25,60%
180	0,01%	8,42%
270	0,00%	5,23%
360	0,00%	0,00%

fonte: elaboração do autor

Neste último caso, a não rejeição da HER nas regressões por MQ2E com a inclusão da variável *dummy* emergiu justamente das estimações que resultaram nos mais baixos desvios-padrão para o coeficiente de $S_t^{m,n}$. Isto, naturalmente, reduz o poder dos testes e enfraquece o argumento a favor da HER.

Como comentado na descrição do banco de dados, as séries das taxas de juros e dos *spreads* apresentam uma quebra estrutural no final de 2002. As estimações com amostras anteriores e posteriores a 2002 apresentam resultados bastante diversos. O coeficiente para o *spread*, por exemplo, subiu para os *spreads* $S_t^{m,n}$ com $m=30$, $m=60$, $m=90$ e $m=180$ dias, caindo ligeiramente para os *spreads* com $m=270$ e $m=360$ dias. A média dos coeficientes para o primeiro período (1995 – 2002) ficou em 0,88, enquanto a média dos coeficientes do segundo período (2003 – 2013) ficou em 1,046. Como o gráfico 8 também mostra, os coeficientes ficaram mais perto de 1 – ainda que isto não baste para a aceitação da HER.

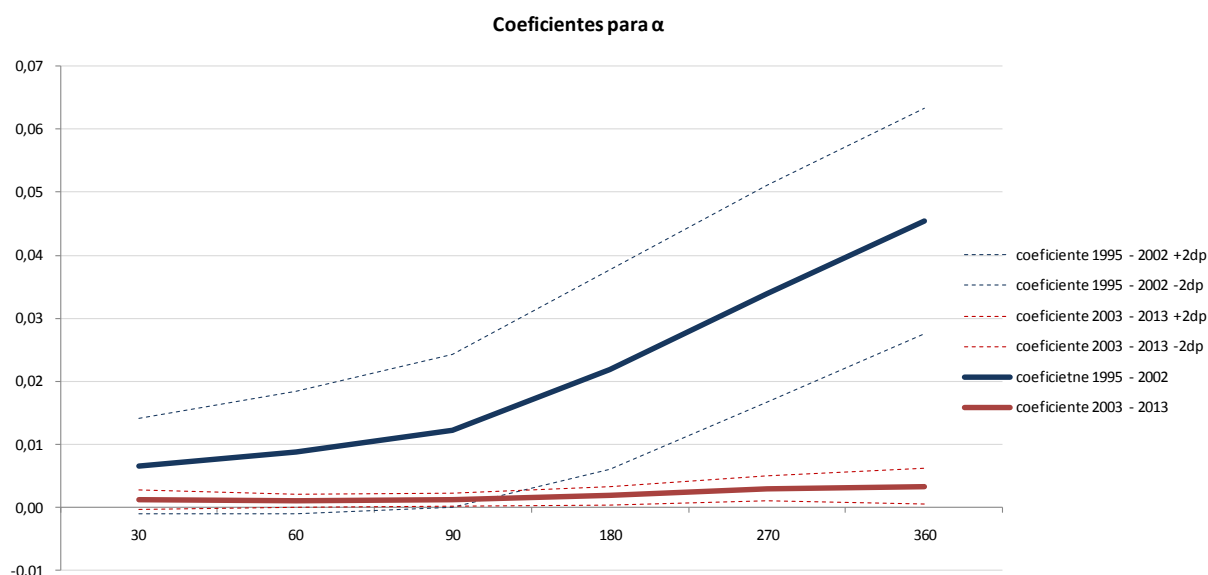
Gráfico 8

Gráfico 8 - coeficientes para β

A convergência dos betas na direção de 1 (o aumento dos coeficientes para β da amostra 1995-2002 para a amostra 2003-2013) não é estatisticamente significativa, contudo. Os intervalos para os coeficientes do β com mais ou menos dois desvios padrão em cada amostra sempre mantém intersecções.

Os coeficientes para α também caíram, como mostra o gráfico 9.

Gráfico 9

Gráfico 9 - coeficientes para α

No caso do α , especificamente, houve uma mudança estatisticamente significativa, nos prazos mais longos, ou seja: houve de fato uma queda do prêmio na amostra mais recente, o que é coerente com a maior estabilidade macroeconômica do período.

A queda do coeficiente para α não o deixa, no entanto, estatisticamente diferente de zero. Isto é particularmente importante para a rejeição da HER, uma vez que é frequente a não rejeição da hipótese nula de que o coeficiente de β seja igual a 1.

Tabela 10 - teste de hipótese para $\beta = 1$

H0: $\beta=1$		
Amostra completa, n = 1		
prazo (m)	p-valor	
	MQO	MQ2E
30	11,66%	15,11%
60	12,57%	1,45%
90	4,93%	1,34%
180	17,23%	85,40%
270	67,20%	19,70%
360	53,15%	11,10%

fonte: elaboração do autor

Tabela 11 - teste de hipótese para $\beta = 1$

H0: $\beta=1$		
amostra: 1995 - 2002		
prazo (m)	p-valor	
	MQO	MQ2E
30	9,88%	5,32%
60	14,89%	6,05%
90	8,96%	28,58%
180	27,23%	15,69%
270	99,82%	7,19%
360	97,22%	0,24%

fonte: elaboração do autor

Tabela 12 - teste de hipótese para $\beta = 1$

H0: $\beta=1$		
amostra: 2003 - 2013		
prazo (m)	p-valor	
	MQO	MQ2E
30	54,24%	94,29%
60	37,00%	29,40%
90	11,75%	18,53%
180	18,15%	20,44%
270	79,03%	99,13%
360	2,57%	11,28%

fonte: elaboração do autor

Tabela 13 - teste de hipótese para $\beta = 1$

H0: $\beta=1$		
amostra: 2003 - 2013, dummy para 1995 - 2002		
prazo (m)	p-valor	
	MQO	MQ2E
30	12,51%	78,78%
60	13,96%	68,77%
90	58,36%	74,76%
180	18,22%	40,40%
270	67,81%	26,91%
360	52,51%	72,18%

fonte: elaboração do autor

Tabak e Andrade (2003) chegam a resultados parecidos: os autores também rejeitaram a HER como explicação para a formação das taxas de juros no Brasil, aplicando metodologias de equação simples aos dados até 2002.

Marçal e Pereira (2007) também rejeitam, ao usar as metodologias empregadas no presente trabalho, a HER para o mercado de renda fixa brasileiro, rejeitando conjuntamente as mesmas hipóteses nulas formuladas neste trabalho.

6. Conclusão

Os resultados rejeitam a hipótese das expectativas racionais como uma explicação razoável para a formação das taxas de juros no Brasil. Este resultado não surpreende, uma vez que acompanha trabalhos pregressos que rejeitam a HER no Brasil e, principalmente, em outras economias. A rejeição da HER não mudou com a ampliação das amostras.

A queda dos coeficientes para α pode estar ligada ao fato de que o período de 2003 a 2013 tenha sido marcado, em grande parte, por um esforço por parte do Banco Central para recuperar sua credibilidade junto aos agentes. Este esforço levaria a autoridade monetária a surpreender os agentes com um juro mais alto com mais frequência que o contrário. Dito de outra forma: as surpresas com um juro mais alto seriam mais frequentes que as surpresas com um juro mais baixo.

No entanto, os coeficientes para β não são estatisticamente diferentes de 1 na maior parte das regressões, o que indica que o mercado não superestima ou subestima, sistematicamente, os *spreads* das taxas de juros. Esta conclusão contrasta com a noção, expressa em Campbell e Shiller (1991) de que os *spreads* reagem de forma exacerbada a mudanças nas expectativas.

7. Referências bibliográficas

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS. *Ofício Circular 133/1999-SG*. Disponível em <<http://www.bmf.com.br/bmfbovespa/pages/boletim1/informes/1999/setembro/of133-1999.pdf>>

CAMPBELL, John Y.; SHILLER, Robert J. Yield *spreads* and interest rate movements: A bird's eye view. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 3, p. 495-514, 1991.

CUTHBERTSON, Keith; NITZSCHE, Dirk. *Quantitative financial economics: stocks, bonds and foreign exchange*. Wiley. com, 2005.

ENGLE, Robert F.; LILIEN, David M.; ROBINS, Russell P. Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 391-407, 1987.

FISHER, Irving. Appreciation and interest. *Publications of the American Economic Association* 11, 21-29

HICKS, John R. *Value and capital*. Oxford: Clarendon Press, 1946.

KEYNES, John Maynard. *Treatise on money*. 1930.

MACKINNON, James G.; WHITE, Halbert. Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 29, n. 3, p. 305-325, 1985.

MARÇAL, Emerson Fernandes; PEREIRA, PL Valls. A Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil: testando a hipóteses de Expectativas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 1, p. 113-148, 2007.

MARINHO, Carolina Ribeiro Veronesi. *A estrutura a termo da taxa de juros ea oferta de títulos públicos*. 2011.

McCALLUM, B. T. Monetary policy and the term structure of interest rate. *Economic Quarterly*, v. 91, p. 1-21, 1994.

MODIGLIANI, Franco; SUTCH, Richard. Innovations in interest rate policy. *The American Economic Review*, p. 178-197, 1966.

SHILLER, R. J. The term structure of interest rate. In: FRIEDMAN, B. M.; HAHN, F. H. (Eds.). *Handbook of Monetary Economics*. North-Holland, 1990.

TABAK, Benjamin Miranda; ANDRADE, Sandro Canesso de. Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates. *Brazilian Review of Finance*, v. 1, n. 1, p. pp. 19-43, 2003.