Estimando a Taxa de Retorno Livre de Risco no Brasil

Andrei G. Simonassi - EPGE/FGV-RJ*

Resumo

A partir de dados trimestrais para as 74 principais ações negociadas no Brasil no período 1994-1 a 2005-3 e da técnica de estimação do fator estocástico de desconto proposta por AIF(2005) buscou-se, neste artigo, estimar a taxa de retorno para o que seria um ativo livre de risco no Brasil. Os resultados obtidos para as estimativas do fator estocástico de desconto mostraram-se consistentes com testes de apreçamento de ativos, mesmo para os não pertencentes à amostra utilizada. Concomitantemente, foi verificada uma correlação de 0,69 entre a taxa de retorno livre de risco estimada e a SELIC. A despeito deste forte atrelamento, a taxa obtida a partir do estimador proposto por AIF (2005) mostrou-se aquém da SELIC praticada ao longo do período analisado, muito embora a tendência decrescente verificada para o hiato entre essas duas taxas permita corroborar o argumento de que a estabilidade da economia brasileira e a respectiva redução do chamado "risco Brasil"contribuíram com a redução do *spread* pago pelo país. Não obstante, dada a relação entre o fator estocástico de desconto e a taxa marginal de substituição intertemporal verificada na moderna teoria de apreçamento de ativos, os elevados valores obtidos para as taxas livres de risco permitem ainda inferir que os juros extorcivos praticados no Brasil representam nada mais que o reflexo do comportamento no mercado financeiro nacional.

Palavras-Chave: Fator estocástico de desconto, Taxa Livre de Risco, Spread.

Classificação JEL: G1, G12, G13, D12

Abstract

*e-mail: simonassi@fgvmail.br

Based on quarterly data for the period 1994.1-2005.3 of the 74 main types of stocks negotiated in Brazil, and making use of stochastic factor estimation technique proposed by AIF(2005) it was aimed to estimate the return rate for what would be a risk free rate in Brazil. The estimates obtained from the stochastic discount factor estimation shown to be very consistent with tests of assets pricing, even for those non-sampled points. Moreover, was verified a correlation of 0,69 between the estimated return risk free rate and the SELIC rate. In spite of such strong relationship, the rate obtained from the estimador proposed by AIF (2005) was below that of SELIC, although the decreasing pattern of gap between those rates allows supporting the argument that the stability of brazilian economy, and the correspondent reduction in the so called "Brazil risk" contributed with the spread paid for by the country. Nonetheless, given the relationship between the stochastic factor estimation and the marginal tax of substitution over time stated by modern theory of assets pricing, the high values attached for the rates free from risk still allow inferring that the overvalued interest rates in the brazilian market reveals the investors' behavior in the national financial market.

Key-Words: Stochastic Discount Factor, Risk Free Rate, Spread

JEL Classification: G1, G12, G13, D12.

Área de interesse: Área 7 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

1. Introdução

A moderna teoria de apreçamento de ativos busca desenvolver uma metodologia para dar preço a fluxos de caixa futuros que envolvem pagamentos e ou recebimentos incertos. Novas técnicas desenvolvidas atualmente vieram a tornar esta, que é uma teoria que representa um tema central em economia, uma vez que se relaciona com praticamente todos os ramos de economia aplicada, um objeto de grande debate nos últimos anos. Decisões financeiras que se relacionam com as decisões de consumo, poupança e investimento, por exemplo, não podem ser entendidas sem a teoria de apreçamento de ativos, que geralmente é desenvolvida a partir de duas equações:

$$p_t = E_t(m_{t+1}x_{t+1}) \tag{1.1}$$

com

$$m_{t+1} = f(\textit{variáveis e parâmetros da economia})$$

e onde;

p_t é o preço do ativo na data t;

x_{t+1} é o *payoff* deste ativo na data $t+1$.

A variável aleatória m_{t+1} é chamada de fator estocástico de desconto e será objeto de estudo na primeira parte deste trabalho. Tal fator, conforme descrito acima, é obtido em função de variáveis econômicas como nível de preços e retorno nominal dos ativos de uma determinada economia.

Seguindo Bonomo (2005), uma vez que a equação 1.1 vale para qualquer ativo, o cerne da teoria de apreçamento de ativos consiste em especificar como o fator estocástico de desconto se relaciona com as variáveis e parâmetros da economia. Neste artigos são utilizadas técnicas inovadoras de estimação de forma a obter a taxa de retorno para o que seria um ativo livre de risco no Brasil. Considerando a SELIC como uma boa *proxy* para a taxa de retorno dos títulos do governo, a sua comparação com a taxa livre de risco estimada fornece um bom referencial para mensurar o *spread* pago pelo país em virtude dos riscos que a economia oferece. Concomitantemente, o subsídio fornecido pela teoria no sentido de relacionar o fator estocástico de desconto com a taxa marginal de substituição intertemporal permite justificar o porquê das elevadas taxas de juros praticadas no Brasil.

Divide-se então este estudo da seguinte forma: na seção 2 são apresentados os aspectos teóricos envolvidos na derivação e aplicação do fator estocástico de desconto, bem como sua relação com a taxa de retorno livre de risco. A seção 3 descreve a base de dados utilizada e os procedimentos seguidos no processo de tratamento dos dados, além fazer uma breve apresentação do estimador desenvolvido por Araújo, Issler e Fernandes (2005), ou simplesmente AIF (2005), que será utilizado para obtenção das estimativas apresentadas na seção 4. A seção 5 apresenta as considerações finais deste estudo.

2. Aspectos Teóricos

2.1. A Equação Fundamental a partir de um Modelo baseado em Consumo

Considere inicialmente um consumidor que pode transferir consumo entre dois períodos, t e $t+1$, através da compra ou venda de um determinado ativo financeiro, ou seja, ao preço p_t pode-se comprar ou vender o *payoff* x_{t+1}. As dotações de consumo do consumidor em t e $t+1$ são e_t e e_{t+1}, respectivamente.

Denominado ϖ como a quantidade transacionada do ativo financeiro, o objetivo então é determinar, na data t, o valor do payoff x_{t+1}. Neste contexto, o problema de escolha intertemporal do indivíduo representativo será:

$$\begin{aligned} &\max_{\{\varpi\}} u(c_t) + \beta E_t u(c_{t+1}) \\ &s.a. \\ c_t &= e_t - p_t \varpi \\ c_{t+1} &= e_{t+1} + x_{t+1}\varpi \end{aligned}$$

Note que a função utilidade do indivíduo é crescente e côncava, representando não saciedade e aversão ao risco, e aditivamente separável em termos do consumo em t e $t+1$. A taxa de impaciência deste consumidor ou seu *fator subjetivo de desconto* é representada por $\beta \in (0,1)$.

Das condições de primeira ordem do problema obtemos:

$$p_t u'(c_t) = E_t \left\{ \beta u'(c_{t+1}) x_{t+1} \right\}$$

ou ainda,

$$p_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} x_{t+1} \right] \tag{2.1}$$

A equação 2.1 é freqüentemente interpretada na teoria de *asset pricing* como determinando o preço do ativo que paga o *payoff* x_{t+1} para os níveis de consumo em cada período (c_t e c_{t+1}). Desta equação, destacamos o objeto de estudo da primeira parte do estudo. Observe que podemos definir:

$$m_{t+1} \equiv \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \tag{2.2}$$

e, desta forma, reescrevemos a equação 2.1 na forma de uma equação de Euler, chegando à 1.1:

$$p_t = E_t(m_{t+1} x_{t+1})$$

O fator estocástico de desconto generaliza as idéias de fator de desconto da matemática financeira. Seguindo Cochrane (2001), observamos que se não existe incerteza em t quanto ao *payoff* x_{t+1}, podemos ainda reescrever 1.1 de forma a evidenciar a relação entre o preço do ativo e a taxa livre de risco da seguinte forma:

$$
\begin{aligned}
p_t &= E_t\left[m_{t+1}\right] x_{t+1} \\
&= \frac{1}{R^f_{t+1}} x_{t+1}
\end{aligned}
\tag{2.3}
$$

onde R^f é o retorno bruto livre de risco. Note então que o fator de desconto neste caso é reescrito como $\frac{1}{R^f_{t+1}}$, ainda estocástico, mas conhecido na data "t". A relação 2.3 incorpora o objetivo central deste estudo que será apresentado em detalhes nas seções adiante.

Vale notar que, como para um ativo arriscado "i"qualquer deve valer que $E_t\left[R^i_{t+1}\right] > R^f_{t+1}$, é então evidente que, para um mesmo *payoff* esperado, ativos arriscados devem ter preços menores do que ativos sem risco, entretanto, o fator de desconto é o mesmo para qualquer ativo, embora seja uma variável aleatória.

Outras denominações para "m" são comuns. Quando associado a uma equação do tipo da 2.2, tal fator é também chamado de taxa marginal de substituição, já segundo um critério mais matemático "m" pode ainda ser denominado como núcleo de apreçamento, uma vez que a equação 1.1 pode, pela própria definição de esperança matemática em tempo contínuo, ser reescrita como:

$$
p_t = \int m_{t+1}(\omega) x_{t+1}(\omega) \mu(d\omega)
$$

onde μ é uma medida de probabilidade.

Esta equação deve valer para qualquer tipo de ativo: ações, títulos de renda fixa, derivativos, etc., o que difere é a forma como é definido o *payoff.* Por exemplo, para ações, define-se $x_{t+1} = p_{t+1} + d_{t+1}$, já para um título sem risco, x_{t+1} é uma constante.

Definindo o retorno bruto do ativo como:

$$
R_{t+1} \equiv \frac{x_{t+1}}{p_t}
$$

obtemos, a partir da equação fundamental, a equação que representa o ponto de partida para as mais diversas representações do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM):

$$
E_t(m_{t+1} R_{t+1}) = 1 \tag{2.4}
$$

Vale ressaltar que, devido a sua estacionaridade estatística, a representação do tipo 2.4 é mais utilizada em trabalhos empíricos e, em se tratando de ações em contexto estacionário, utiliza-se ainda a razão preço/dividendo. Assim sendo, é possível incorporar os dividendos na equação 1.1 conforme segue:

$$
\begin{aligned}
\frac{p_t}{d_t} &= E_t\left[\frac{m_{t+1}x_{t+1}}{d_t}\right] = E_t\left[\frac{m_{t+1}\left(p_{t+1}+d_{t+1}\right)}{d_t}\right] \\
&= E_t\left[m_{t+1}\left(\frac{p_{t+1}+d_{t+1}}{d_{t+1}}\right)\frac{d_{t+1}}{d_t}\right]
\end{aligned}
$$

Considerando como outro objeto de interesse a análise das implicações de risco para retornos, é possível ainda reescrever a equação 1.1 em termos do excesso de retorno de um ativo arriscado (R^a_{t+1}) em relação a um ativo sem risco, excesso este que corresponde ao *payoff* de se tomar emprestado uma unidade monetária de ativo sem risco e aplicá-la no ativo arriscado. Definimos então:

$$x_{t+1} = R^e_{t+1} = R^a_{t+1} - R^f_{t+1}$$

que representa, como mostra a equação 2.5, um portifólio com preço zero.

$$E_t(m_{t+1}R^e_{t+1}) = 0 \tag{2.5}$$

Finalmente, como pode ser observado em Cochrane (2001), note que a equação 2.5 vale para diferenças de quaisquer dois retornos de ativos, e não apenas para o excesso de retorno em relação ao ativo sem risco.

2.2. Abordagem com Múltiplos Períodos

Uma vez que a equação básica 1.1 é válida em geral para payoffs em qualquer período, a análise anterior pode, sem perda de generalidade, ser estendida para o caso de um ativo que paga *payoff* somente em $t+s$. Basta reescrecer a expressão 1.1 do seguinte modo:

$$p_t = E_t\left(m_{t+s}x_{t+s}\right)$$

Portanto, se um ativo dá direito a um fluxo de dividendos $d_{t+1}, d_{t+2}, ...d_{t+s}$, teremos:

$$p_t = E_t \sum_{j=1}^{s} m_{t+j} d_{t+j} \tag{2.6}$$

A equação 2.6 denota que o preço de um ativo será igual ao valor presente esperado dos fluxos de payoffs ajustados pelo risco.

Em termos do modelo baseado em consumo, basta considerar que aquele indivíduo, no caso um investidor, aloca consumo entre os vários períodos transacionando ativos. Análogo ao problema anterior, agora temos um ativo que tem preço p_t e paga fluxo de dividendos $d_{t+1}, d_{t+2}, ...d_{t+s}$. As condições de primeira ordem do problema deste indivíduo devem ser tais que ele fique indiferente entre comprar, vender a descoberto ou não transacionar o ativo, ou seja:

$$u'(c_t)p_t = E_t \sum_{j=1}^{s} \beta^j u'(c_{t+j}) d_{t+j}$$

ou

$$p_t = E_t \sum_{j=1}^{s} \beta^j \frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} d_{t+j}$$

Podendo ainda generalizar para $s \rightarrow \infty$. Vemos portanto que neste modelo básico o fator estocástico de desconto é dado por $m_{t+j} = \beta^j \frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)}$.

2.3. Condições sob as quais $p_t = E_t\left(m_{t+1}x_{t+1}\right)$, com $m_t{=}\beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}$.

A partir de Cochrane (2001) é verificado que, seja para múltiplos períodos ou ainda no caso em que o ativo só distribua dividendos depois de $t+1$, a equação 1.1 continua válida, mesmo no caso de mercados incompletos ou com qualquer distribuição para os *payoffs*. A função utilidade também não precisa ser separável no tempo e/ou no estado. É suficiente interpretar $u'(c_t)$ como derivada parcial da função utilidade geral em relação ao consumo na data t.

A condição de equilíbrio para o mercado de ativos também não precisa ser imposta, nem mesmo que os indivíduos tenham transacionado todos os ativos que desejavam. p_t seria, neste caso, uma avaliação privada marginal do ativo que, em caso de equilíbrio, seria consensual entre os agentes no mercado.

Como afirma Bonomo (2005), questiona-se acerca da validade da equação 1.1 para uma economia em que existe produção e onde o consumo é endógeno, mas embora a existência de produção adicione restrições ao problema, a equação fundamental continua valendo para o nível de consumo de equilíbrio, desta forma não é uma profanação examiná-la em separado. Lucas (1978) demonstra que se a série de consumo de equilíbrio for modelada estatisticamente de forma adequada, tomar o processo estocástico do consumo como exógeno simplifica substancialmente o problema, sem que se constitua em erro metodológico.

2.4. Determinantes da taxa de juros sem risco

A partir da equação dos retornos 2.4 com a taxa de juros sem risco chegamos a:

$$1 = E_t\left(m_{t+1}R^f_{t+1}\right) = R^f_{t+1}E_t(m_{t+1})$$

ou

$$R^f_{t+1} = \frac{1}{E_t(m_{t+1})} \tag{2.7}$$

novamente chegando à equação 2.3. Se o ativo sem risco não é transacionado, podemos mesmo assim definir $R^f_{t+1} = \frac{1}{E_t(m_{t+1})}$ como sendo a taxa sombra sem risco, pois se ele fosse introduzido os investidores seriam indiferentes entre comprá-lo e vendê-lo a essa taxa.

A fim de se entender os determinantes da taxa sem risco, utilizamos uma função utilidade específica, como a utilidade de potência. Neste caso, m_{t+1} é dado por:

$$m_{t+1} = \beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} = \beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\gamma}$$

Logo:

$$R^f_{t+1} = \frac{1}{\beta E_t\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\gamma}} \tag{2.8}$$

Se não há incerteza, a taxa sem risco é dada por:

$$R^f_{t+1} = \frac{1}{\beta}\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\gamma}$$

Deste modo é evidente a relação entre a taxa de juros praticada em uma economia e a taxa marginal de substituição intertemporal.

Conforme será apresentado na seção 3.2, a contribuição de AIF (2005) merece destaque, pois foi desenvolvida uma técnica para estimação do fator estocástico de desconto que possui a peculiaridade de não requerer uma forma funcional para a função utilidade do índivíduo, ou seja, obtém-se uma estimativa para $\beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}$ sem requerer-se o conhecimento de $u(.)$. No restante deste artigo será apresentada a metodologia seguida no exercício empírico realizado, bem como um resumo da proposta de AIF (2005), os testes aplicados, os resultados e as considerações finais.

3. Aspectos Metodológicos

3.1. Base de Dados

A partir de dados da Economatica para as cotações e dividendos de todas as ações negociadas no Brasil no período 1994-2005, foram selecionados 74 papéis de forma a representar o mercado de ativos no Brasil. O processo de seleção foi realizado seguindo o "*timing*"abaixo:

1) Foi construído um *ranking* seguindo critérios de volume negociado e liquidez de cada ativo, de onde foram extraídos os 150 papéis mais bem colocados;

2) Para as 150 ações selecionadas foram coletadas as informações sobre cotação de fechamento e dividendos distribuídos por ação, a fim de calcular os retornos nominais de cada papel. Em termos de periodicidade, foi feita a opção por dados trimestrais, tanto pela influência de trabalhos anteriores realizados nesta área como para viabilizar um número razoável de papéis com informações disponíveis ao longo de toda a série;

3) Finalmente, das 150 ações selecionadas foram excluídas aquelas cujas séries históricas não foram disponíveis ou para o período 1994-1 a 2005-2 ou algum subperíodo.

Posteriormente, como citado nas seções anteriores, foi escolhida a técnica de estimação para o fator estocástico de desconto proposta por AIF (2005) e resumidamente descrita adiante.

3.2. O Estimador AIF

Como dito ao final da seção 2, o estimador proposto por AIF (2005) é inovador no sentido de não exigir uma forma funcional que caracterize as preferências do indivíduo e, por este motivo, será a técnica utilizada para estimação a taxa de retorno livre de risco. Não obstante, tal estimador consiste basicamente em uma combinação de médias aritméticas e geométricas dos retornos, não estando sujeito, portanto, aos eventuais problemas advindos da imposição de formas funcionais para representar as preferências individuais ou da utilização de dados de consumo.

Costa et. al. (2005) afirmam que a abordagem desenvolvida por AIF (2005) contribui para relacionar as teorias econômica e estatística no sentido de elaborar um estimador baseado na existência de uma característica comum entre os retornos dos ativos.

Para este artigo, a contribuição é importante no sentido de se obter uma proxy para o que seria $\frac{1}{E_t\left(\beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right)}$ no Brasil e, considerando como instrumento fundamental a taxa marginal de substituição intertemporal, evidenciar como esta estimativa poderia explicar as elevadas taxas de juros praticadas no país.

A abordagem proposta para estimação do fator estocástico de desconto requer que, para o termo $\ln(m_t R_t)$, sejam válidas as seguintes hipóteses:

Hipótese 1: A equação de apreçamento de ativos 1.1 é válida;

Hipótese 2: O fator estocástico de desconto é positivo ($m_t > 0$).

Hipótese 3: Existe uma taxa livre de risco, denominada R^f_{t+1}, a qual é mensurada com respeito a uma sigma-álgebra gerada pelo conjunto utilizado no cômputo dos momentos condicionais $\mathbb{E}_t(\cdot)$.

Denotando $\bar{R}^G_t$ como a média geométrica do recíproco de todos os excessos de retorno e $\bar{R}^A_j$ como a média aritmética de todos os retornos dos "N"ativos transacionados, a realização do fator estocástico de desconto na data "t", denotada por m_t, pode então ser estimada de forma consistente por

$$\widehat{m_t} = \frac{\bar{R}^G_t}{\frac{1}{T}\sum_{j=1}^{T}(\bar{R}^G_j \bar{R}^A_j)}. \tag{3.1}$$

quando, simultaneamente, $N, T \to \infty$.

Adicionalmente, deve ser considerada a seguinte hipótese:

Hipótese 4: Sendo $\boldsymbol{R}_t = \left(R^1_t, R^2_t, \ldots R^N_t\right)'$ um vetor $N \times 1$ com todos os retornos dos ativos na economia, o vetor $\{\ln(m_t \boldsymbol{R}_t)\}$ é estacionário em covariância com seus primeiro e segundo momentos finitos. Denotando $\varepsilon^i_t = \ln(m_t R^i_t) -$

$\mathbb{E}_{t-1}\{\ln(m_t R_t^i)\}$ como a inovação no processo de previsão de $\ln(m_t R_t^i)$, deve ser válido que:

$$\lim_{N\to\infty} \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \left|\mathbb{E}\left(\varepsilon_t^i \varepsilon_t^j\right)\right| = 0.$$

Ademais, não é necessário assumir mercados completos para que a realização do fator estocástico de desconto na data "t", m_t, possa ser estimada de forma consistente de acordo com (3.1).

De posse das estimativas obtidas a partir de 3.1 foram realizados "testes de apreçamento"a partir da verificação da validade de expressão 2.4, como forma de atestar a robustez das estimativas obtidas.

Finalmente, a fim de obter um modelo para o fator estocástico de desconto, algumas regressões foram propostas, utilizando-se sempre da primeira defasagem do retorno das ações utilizadas e do logaritmo da razão consumo/PIB:

$$m_{t+1} = \alpha + \beta X_t + \gamma \ln\left(\frac{C_t}{Y_t}\right) + \varepsilon_{t+1} \tag{3.2}$$

com X_t representando as variáveis explicativas utilizadas nas regressões, ou seja, os testes serão feitos alterando apenas a escolha dos retornos utilizados:

$$X_t = \begin{cases} \overline{RET}_t \\ \overline{RET5}_t \\ \overline{RET10}_t \\ RET_{it} \end{cases}$$

onde;

$\overline{RET}_t$ representa a média dos retornos reais das 74 ações da amostra;

$\overline{RET5}_t$ representa a média dos retornos reais das 5 ações mais bem classificadas no *ranking* da seção 3.1;

$\overline{RET10}_t$ representa a média dos retornos reais das 10 ações mais bem classificadas no *ranking* da seção 3.1;

RET_{it} representa o retorno real da ação "i". Com $i = 1, ..., 5$, de acordo com a classificação no *ranking* da seção 3.1;

C_t e Y_t representam, respectivamente, o consumo final e o produto interno bruto trimestrais na data "t"obtidos no IPEADATA.

Testes iniciais indicaram não significância da segunda defasagem dos retornos como variáveis explicativas, de forma que estas não foram incluídas nas regressões.

A partir dos resultados dos modelos acima e em conformidade com a equação 2.7, para construir uma estimativa da taxa livre de risco calcula-se o recíproco do valor previsto neste modelo condicional, ou seja, para cada equação de 3.2 obtemos:

$$E_t\left[m_{t+1}\right] = \zeta_0 + \zeta X_t \tag{3.3}$$

para finalmente estimarmos a taxa livre de risco conforme 2.7.

A rigor, vale lembrar que para o processo de estimação o fator estocástico de desconto estimado deve ser corrigido pela inflação[1]. Note que, sendo i_{t+1} a taxa que um título brasileiro paga no próximo período e π_{t+1} a inflação do período atual para o seguinte, desenvolve-se:

$$E_t\left[m_{t+1}\frac{(1+i_{t+1})}{(1+\pi_{t+1})}\right] = 1$$

i_{t+1} é conhecido em "t"

$$\Rightarrow (1+i_{t+1}) = \frac{1}{E_t\left[\frac{m_{t+1}}{(1+\pi_{t+1})}\right]} \tag{3.4}$$

O resultado da relação 3.4 justifica a idéia de comparar o recíproco das esperanças condicionais das estimativas do fator estocástico de desconto corrigido com o que seria uma taxa livre de risco no Brasil. Neste contexto, a comparação destes resultados com a SELIC permite investigar a evolução do prêmio de risco pago pelo país. Isto é o que será apresentado na seção 4.

4. Resultados

As estimativas do fator estocástico de desconto, $\widehat{m_t}$, obtidas para o período 1994:1 a 2005:2 estão limitadas pelo intervalo $[0,73; 1,50]$ e possuem média amostral de 0,944, o que implica em um fator de desconto anual de 0,793, ou em uma

[1]Para o cálculo da inflação utilizamos o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) trimestral da seguinte forma:

$$1+\pi_{2^o trim} = \frac{INPC_{2^o trim}}{INPC_{1^o trim}}$$

taxa anual de desconto de 26,1%. O elevado[2] valor obtido e a sua relação com a taxa marginal de substituição intertemporal sugere que as elevadas taxas de juros praticadas no Brasil podem ser nada mais que um reflexo do comportamento do mercado financeiro nacional. É importante ressaltar a diferença encontrada em relação aos valores obtidos a partir de dados de ações norte americanas: Vieira Filho (2005) utilizou uma base de dados de 200 ações negociadas na bolsa de Nova Yorque, de onde foi extraída uma taxa anual de desconto de 20,32%. Já AIF (2005) obtêm um valor bem mais razoável para a referida taxa norte-americana: 2,46%.

A fim de assegurar que o fator estocástico de desconto estimado precifica corretamente os ativos do mercado brasileiro, realizamos alguns testes a partir da equação 2.4 para as 5 ações mais bem colocadas no *ranking* explicitado na seção 3.1. Os resultados seguem na tabela abaixo:

Ação	$E_t(m_{t+1}R^i_{t+1})$	$H_0 : E_t(m_{t+1}R^i_{t+1} - 1) = 0$
VALE5	0,9955	Aceita H_0
PETR4	0,9746	Aceita H_0
GGBR4	1,0003	Aceita H_0
USIM5	1,0402	Aceita H_0
TLPP3	1,0355	Aceita H_0

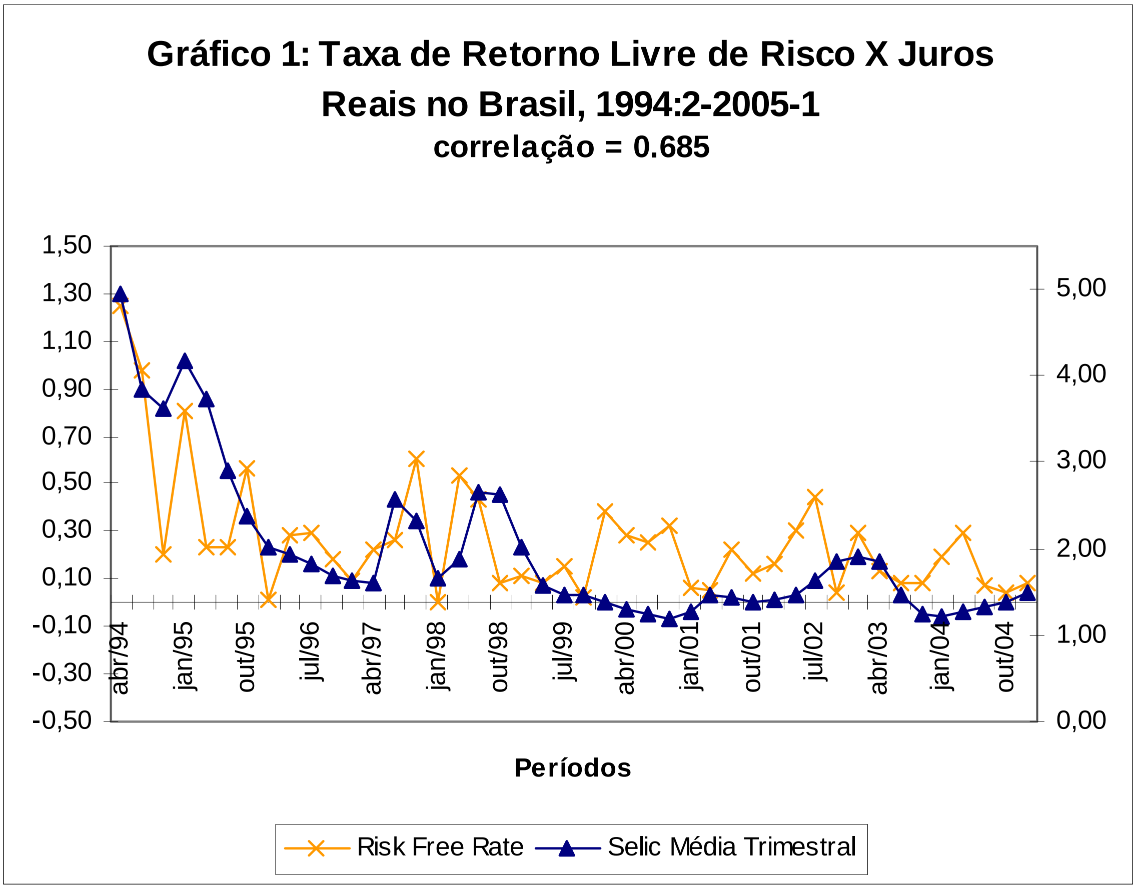
Os testes realizados permitem inferir que o fator estocástico estimado precifica bem os ativos do mercado brasileiro, até para ações não contidas na amostra, como é o caso da TLPP3. Resta-nos então estimar o retorno livre de risco a partir das referidas estimativas.

Em relação às projeções do fator estocástico de desconto nos regressores propostos, o melhor resultado (considerando a significância dos coeficientes estimados) foi obtido a partir do seguinte modelo:

$$m_{t+1} = \alpha + \beta \overline{RET5}_t + \delta \ln\left(\frac{C_t}{Y_t}\right) + \varepsilon_{t+1}$$

cujos resultados permitiram calcular uma série conforme descrita em 3.4, que em um comparativo com a SELIC média trimestral mostrou uma aderência razoável, como podemos verificar no gráfico a seguir:

[2]Estimativas preliminares considerando apenas as ações selecionadas indicaram uma taxa anual de 40% a.a. Após a exclusão de outliers o percentual supracitado foi atingido.



a correlação de 0,685 obtida para o relacionamento entre a taxa de retorno livre de risco obtida e a SELIC demonstra a relevância dos resultados, entretanto, como pode ser observado, os eixos estão em escalas diferentes para facilitar a compreensão, uma vez que a SELIC por ser uma taxa que incorpora risco, sempre situa-se acima da taxa de retorno obtida. Desta forma, analisamos então no gráfico 2 a seguir a evolução da diferença da SELIC em relação à taxa livre de risco ao longo do período. Como pode ser observado no referido gráfico, reduções abruptas no hiato entre as referidas taxas são verificadas em abril de 1995, após uma relativa melhora dos fundamentos macroeconômicos e quando as reservas internacionais no Brasil atingiam o seu menor nível desde a implementação do Plano Real, julho de 1997, após uma elevação do *spread* que poderia ser atribuída à crise asiática e em outubro de 1998, após a moratória russa, a forte redução das reservas internacionais[3] e à respectiva implantação do regime de câmbio flexível no Brasil. No período como um todo, a tendência decrescente verificada pode ser atribuída ao melhor desempenho da economia brasileira e da respectiva redução do risco país.

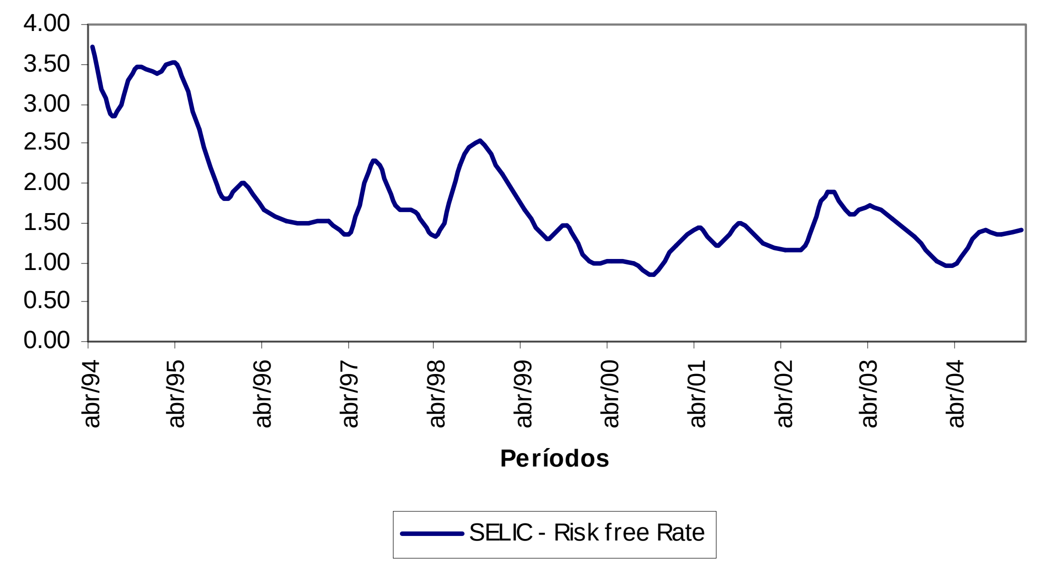


Gráfico 2: Diferença entre a SELIC e a taxa de Retorno Livre de Risco, 1994:2 - 2005:1

5. Considerações Finais

A partir de dados trimestrais para as 74 principais ações brasileiras no período 1994-1 a 2005-3 buscou-se, neste estudo, estimar qual seria a taxa de retorno para um ativo livre de risco no Brasil. Para estimativa do fator estocástico de desconto, foi utilizada a metodologia proposta por AIF (2005). A série estimada

[3]Com a moratória da Rússia em meados de 1998, dados do IPEADATA mostram que de abril a outubro de 1998 as reservas internacionais no balanço de pagamentos decresceram de mais de US$74 bilhões para aproximadamente US$41 bilhões.

se mostrou representativa em um exercício de precificação de ativos mesmo para os não inseridos na amostra.

Considerando a SELIC como *proxy* para a taxa de retorno dos títulos públicos, foi constatado um bom atrelamento entre esta e a taxa de retorno livre de risco estimada, fato que reforça a consistência dos resultados e evidencia o *spread* pago pelo país em virtude dos riscos oferecidos pela economia. Os valores obtidos para a taxa de retorno estimada se mostraram bem aquém dos valores verificados para a SELIC média trimestral ao longo do período analisado, entretanto, o hiato entre esta taxa de juros utilizada para a remuneração dos títulos do tesouro e a taxa de retorno livre de risco obtida apresenta uma tendência decrescente, o que pode advir da melhora da economia nacional no período recente.

Finalmente, as elevadas estimativas obtidas para o que seria a taxa anual de desconto e o subsídio fornecido pela moderna teoria de apreçamento de ativos no sentido de relacionar o fator estocástico de desconto com a taxa marginal de substituição intertemporal sugere que as elevadas taxas de juros praticadas no Brasil são nada mais que um reflexo do comportamento do mercado financeiro nacional.

6. Bibliografia

Referências

[1] Araújo, F., Issler J.V. and Fernandes, M.(2005), Estimating the stochastic discount factor without a utility function. Working Paper, Fundação Getúlio Vargas, EPGE/FGV Rio de Janeiro.

[2] Bonomo, M. (2005) Notas de Aula do curso de Finanças I, Escola de Pós-graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, EPGE/FGV, Rio de Janeiro.

[3] Cochrane, J. H. (2001), "The discount factor,"in chapter 4 of Asset Pricing, Princeton University Press.

[4] Costa, C.E., Issler, J. V., Matos, P. M.(2005) The Forward and the Equity Premium Puzzles: Two symptoms of the same illness? mimeo, Fundação Getúlio Vargas, EPGE/FGV, Rio de Janeiro.

[5] Froot, K. A. (1990), Short rates and expected asset returns, Working paper n^o 3247 (National Bureau of Economic Research, cambridge, MA).

[6] Hansen, L.P. and Scott F. Richard, (1987), "The role of conditioning information in deducing testable restricions implied by dynamic asset pricing models," *Econometrica*, 55:587-613.

[7] Harrison, J.M. and Kreps, D.M. (1979), "Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets". *Journal of Economic Theory*, 20, 381–405.

[8] Hodrick, R. J. (1981), International asset pricing with time-varying risk premia, *Journal of International Economics* 11, 573 - 587.

[9] Lucas, R. E. (1978), Asset pricing in an exchange economy, *Econometrica* 46, 1429 - 1445.

[10] Lucas, R. E. (1982), Interest rates and currency prices in a two-country world, *Journal of Monetary Economics* 10, 335 - 360.

[11] Vieira Filho, J.G. (2005) "Revisitando a repartição de risco entre Estados Unidos e Reino Unido.", Dissertação de Mestrado, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.