

Análise e Avaliação do Equity Premium Puzzle no Mercado Acionário Brasileiro sob Diferentes Contextos Econômicos

RESUMO: Este artigo avalia o *Equity Premium Puzzle* (EPP) em diferentes contextos vividos pela economia brasileira no período de 1990 até 2005. As séries temporais foram divididas em duas partes, tendo como divisor o Plano Real.

O modelo utilizado é o do agente representativo com utilidade separável no tempo desenvolvido por Mehra e Prescott (1985). O EPP não foi verificado quando a série completa foi utilizada, contudo, no primeiro sub-período, foi verificado um tipo de *puzzle* ainda não visto na literatura, e oposto ao verificado no mercado norte-americano estudado por Weil (1989), que mostrou a existência do *Risk Free Puzzle* (RFP).

PALAVRAS-CHAVE: informação e eficiência de mercado, prêmio de risco e estrutura acionária.
Classificação JEL: G14, G19, G32.

ABSTRACT: This article evaluates the Equity Premium Puzzle (EPP) in different context lived by the Brazilian economy in the period of 1990 up to 2005. The time-series used has been divided in two periods, one showing data before the Plano Real and the other after it.

The model that's been used is of the representative agent with separable utility in the time, developed for Mehra and Prescott (1985). The EPP was not verified when the complete series was used, however, in the first sub-period, a type of puzzle not yet seen in literature was verified opposing to the verified one in the North American market studied by Weil (1989) who showed the existence of Risk Free Puzzle (RFP).

KEY WORDS: Information and Market Efficiency; Risk Premium; Capital and Ownership Structure.
JEL Classification: G14, G19, G32.

Carlos Patrício Samanez*

Robson Cabral dos Santos**

* Professor Adjunto da Faculdade de Economia da Universidade do Estado do Rio de Janeiro – Vice-chefe do Departamento de Análise Quantitativa (DAQ –FCE- UERJ) – Professor Adjunto do Departamento de Engenharia Industrial da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (DEI-PUC-Rio) – Endereço: Rua Marquês de São Vicente, 225 – Gávea – Rio de Janeiro – Cep: 22453-900 – E-mail: cps@ind.puc-rio.br

** Exército Brasileiro-Centro Tecnológico do Exército (CTEx) – Endereço: Avenida das Américas, 28750 – Barra de Guaratiba – Rio de Janeiro – Cep: 23020-470 – E-mail: robsoncabral@ctex.eb.br

1 Introdução

Duas décadas atrás, Mehra e Prescott (1985), utilizando dados norte-americanos, apresentaram o resultado de uma pesquisa em que o retorno no mercado acionário e de títulos sem risco não pode ser replicado no contexto dos paradigmas de economia e finanças conhecidos. O modelo não explicou as médias históricas do prêmio de risco e do retorno dos ativos para níveis considerados razoáveis dos parâmetros comportamentais (coeficiente de aversão relativa ao risco e fator de desconto intertemporal), e o problema ficou conhecido como *Equity Premium Puzzle* (EPP).

O *Equity Premium Puzzle* tem sido, desde então, um dos temas principais nas pesquisas em economia e finanças com vários trabalhos, buscando solucionar a questão em um esforço até hoje sem resultados satisfatórios. Modificações no modelo original foram propostas buscando ajustar a teoria à realidade, destacando-se as hipóteses alternativas da estrutura de preferências: Epstein e Zin (1989); Weil (1989); Constantinides (1990); Campbell e Cochrane (1995) e imperfeições de mercado em Aiyagari (1993).

Como Epstein e Zin (1989), Weil (1989) separou a relação entre a aversão ao risco e a elasticidade de substituição intertemporal usando uma generalização da função utilidade e mantendo o processo de dotação igual ao utilizado por Mehra e Prescott (1985). Não melhorou os resultados, contudo, utilizando os mesmos dados que Mehra e Prescott (1985), chamou a atenção para o que passou a ser conhecido como *Risk Free Rate Puzzle* (RFP).

Sampaio (1999) aplicou o modelo de Mehra e Prescott (1985) com dados brasileiros e não encontrou nenhum dos dois *puzzles* encontrados nos dados norte-americanos. Encontrou outro *puzzle* envolvendo o pequeno tamanho do fator de desconto intertemporal.

Buscando melhorar a estimativa do 2º momento do retorno do mercado acionário, representado pelo IBOVESPA, Domingues (2000) estimou um modelo bivariado em consumo e dividendos, no entanto os resultados encontrados não melhoraram os já obtidos com o modelo univariado.

É importante ressaltar que a quantidade e qualidade dos artigos publicados no exterior e no Brasil são satisfatórias, porém, no caso brasileiro, os trabalhos utilizaram séries temporais com períodos de grande instabilidade econômica em que verificamos inflação elevada, problemas no balanço comercial, balanço de serviços e descontrolado fiscal.

Como podemos observar, o assunto já foi muito abordado, contudo ainda cabem estudos que tratem o *Equity Premium Puzzle* dentro de contextos econômicos diferentes vividos na economia brasileira. Para tanto, o período escolhido neste estudo vai de 1990 até 2005 em que ressaltamos uma fase de descontrolado inflacionário, na qual o país passou por uma hiperinflação e alguns planos econômicos ineficientes.

Cysne (2005) atribui a alta média da taxa de crescimento do consumo per capita e os altos desvios padrões encontrados por autores brasileiros ao fato de terem sido usados dados relativos a anos de inflação elevada. Essa observação reforça a oportunidade do estudo no período de 1990:1-2005:4, em que vivemos duas fases distintas na economia, a primeira, antes da implantação do Plano Real (1990:1 -1994:2) e a segunda, após implantação dele até 2005 (1994:3-2005:4).

O objetivo deste trabalho foi verificar se o resultado em cada uma das citadas fases apresentava diferenças marcantes quando comparados com o período completo (1990:1-2005:4), contudo não foi objetivo testar a efetividade do modelo utilizado nem identificar como a inflação ou outras variáveis econômicas influenciam os resultados. Foi mostrado que os períodos com políticas monetária e cambial ineficientes, bem como com descontrolado fiscal, que causaram grande instabilidade na economia brasileira, influenciaram profundamente os resultados do modelo aplicado ao período completo e ao período antes da implantação do Plano Real.

Também foi objetivo deste estudo verificar se o prêmio de risco e os retornos gerados pelo modelo foram realmente influenciados pelos desequilíbrios e qual a magnitude da variação dos parâmetros α (coeficiente de aversão relativa ao risco) e β (fator de desconto intertemporal). A relevância deste trabalho está em constatar

que o EPP no mercado acionário brasileiro apresenta resultado muito diverso quando analisado e avaliado em diferentes contextos econômicos, ficando evidente que no período de desequilíbrios vividos no Brasil nos anos de 1990:1 até 1994:2 os resultados foram ruins e, no período seguinte (1994:3 até 2005), os resultados foram excelentes.

A contribuição apresentada neste trabalho foi a pesquisa realizada em dois contextos econômicos diferentes, um com grandes desequilíbrios (1990:1 até 1994:1) e o outro que se iniciou com o Plano Real indo até 2005. Tal abordagem possibilitou fazer a comparação dos resultados obtidos e constatar que o primeiro subperíodo foi o grande responsável pelo baixo valor do parâmetro β (fator de desconto intertemporal) no período completo. Foi constatado também que no 1º subperíodo o valor de β foi próximo de zero (0,067 anualizado), representando um tipo de *puzzle* ainda não visto na literatura, que chamamos de *Risk Free Puzzle Invertido*. No 2º subperíodo, o β ficou dentro dos padrões aceitáveis na literatura e o α ficou com um valor tido como ideal e até então não encontrado em trabalhos anteriores publicados no Brasil.

O artigo é composto por quatro seções. A seção 2 descreve a composição das séries utilizadas neste trabalho. A seção 3 descreve o modelo original de Mehra e Prescott (1985) e a seção 4, os resultados obtidos no Brasil. O modelo foi aplicado a cada subperíodo e os resultados comparados com o período completo. Na seção 5 são feitas as conclusões.

2 A Base de Dados Utilizada

Como rápida revisão dos dados utilizados por alguns autores brasileiros na composição das séries importantes, citamos Domingues (2000) e Sampaio (1999), que, baseados em Alencar (1999), elaboraram suas séries de consumo utilizando principalmente a produção física mensal de bens de consumo não duráveis e semiduráveis da indústria nacional fornecidas pelo IBGE. Como nestas séries utilizou-se produção industrial em vez de consumo, foi feito o ajuste proposto por Alencar (1999), em que se considera que a produção do mês t é consumida em $t + 1$. Piqueira (2001), a respeito da consideração da produção industrial como *proxy* para o consumo de

bens de consumo não duráveis, argumenta que a produção industrial é o principal termômetro da situação macroeconômica do país. Como exemplo, cita o caso da queda da produção industrial em 1990:1, que no caso de São Paulo chegou a 50% em relação ao mês anterior. Certamente essa queda comprometeria as análises feitas a partir da série de consumo derivada da produção industrial. Uma solução foi apresentada por Ellery (2000), que usou a publicação anual da matriz insumo produto para expurgar as variações de estoque.

Neste artigo, a frequência dos dados utilizados é trimestral e, no caso do consumo, foi utilizada a série de consumo total disponibilizada pelo IPEA-DATA no período de 1991/2005. Para o ano de 1990, foi utilizado o valor da série de consumo total anual como base para obter a série trimestral no mesmo ano, para tanto, a taxa de crescimento trimestral do ano de 1991 foi aplicada ao valor anual de 1990.

A série da população residente foi obtida, no período de 1991/2005, por meio das estimativas populacionais mensais feitas pelo IBGE. Para o ano de 1990, foi utilizado o dado anual divulgado pelo IBGE e a transformação em dado mensal foi feita considerando a taxa de variação mensal do ano de 1991 como sendo igual à taxa de variação mensal de 1990.

A série nominal mensal de consumo foi deflacionada pelo INPC, transformada em trimestral e dividida pela série da população, obtendo-se, assim, a série real de consumo per capita.

O procedimento para a obtenção da taxa Selic real e da rentabilidade real da BOVESPA teve como base os dados mensais nominais. Os dados foram deflacionados pelo INPC mensal obtendo-se assim as taxas reais mensais. As taxas foram transformadas em fator mensal, e cada fator foi multiplicado, um pelo outro, dentro de cada trimestre. Foi encontrado o fator trimestral que serviu de base para a obtenção das taxas acumuladas trimestralmente.

A taxa média nominal mensal da Selic, a taxa média nominal mensal do IBOVESPA e o INPC foram fornecidos pelo IPEA-DATA.

É importante ressaltar a diferença existente na composição de todas as séries utilizadas neste artigo, quando comparadas

com outros trabalhos feitos no Brasil, pois a maioria utilizou séries de consumo baseadas na produção industrial, o que por si só, acreditamos, é motivo para comprometer as análises e resultados encontrados.

A tabela 1 apresenta as estatísticas, no período 1990-2005, da série de consumo per capita do IBOVESPA e da Selic. Os gráficos 1, 2 e 3 mostram as representações gráficas dessas séries.

	Taxa de Crescimento do consumo	IBOVESPA (1)	SELIC (2)	Prêmio de risco (1)-(2)
Média	0,0086	0,0720	0,0325	0,0395
Desvio padrão	0,0685	0,27832	0,051074	0,2790
Autocorrelação de 1ª ordem	-0,217	-0,1515	0,4156	-0,1504

Tabela 1: Momentos Amostrais das Séries Utilizadas no Período de 1990-2005

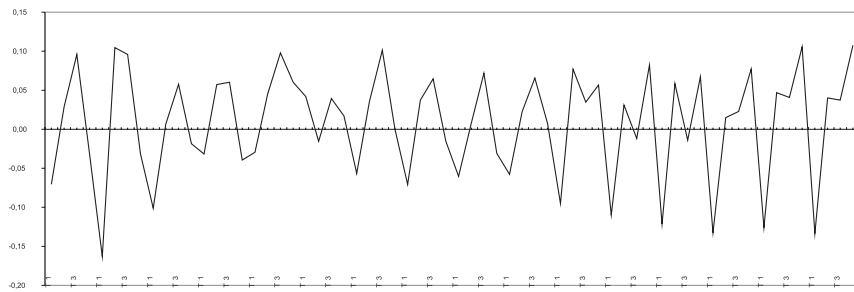


Gráfico 1: Taxa de Crescimento do Consumo percapita no Período de 1990-2005

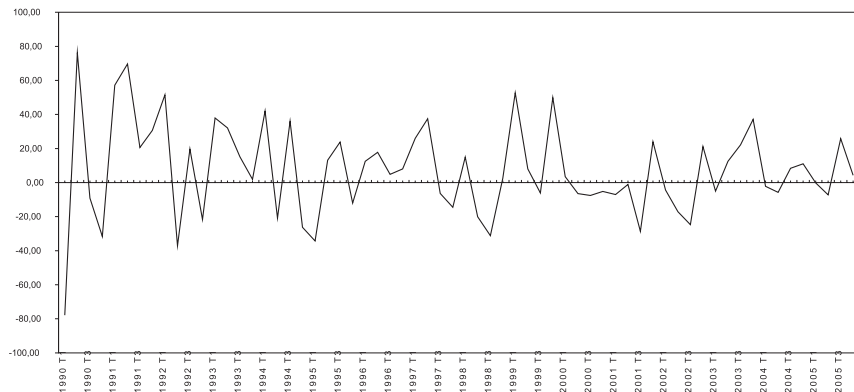


Gráfico 2: Retorno Real do IBOVESPA no Período de 1990-2005

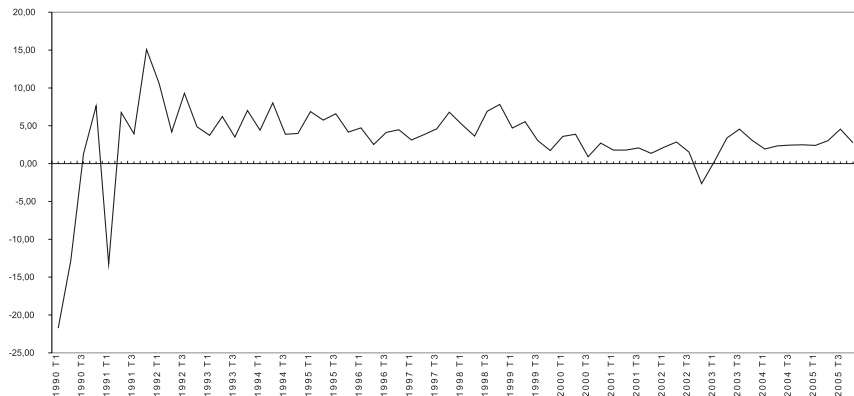


Gráfico 3: Retorno Real da SELIC no Período de 1990-2005

3 O Modelo Original de Mehra e Prescott

O modelo desenvolvido por Mehra e Prescott (1985) tenta explicar o alto valor do prêmio de risco verificado para os dados históricos norte-americanos. Supõe-se que o número de agentes idênticos e imortais na economia é muito grande e que maximizam suas utilidades intertemporais, bem como a existência de um bem de consumo perecível e recebido a cada período. Nesse modelo, um agente representativo resolve um problema de alocação, maximizando uma função de utilidade aditiva e separável no tempo:

$$\text{Max } E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j U(C_{t+j}) \quad (3.1),$$

em que E_t representa a esperança condicionada ao conjunto de informações disponíveis no tempo t ; β é o fator de desconto intertemporal que é igual a $(1 + k)^{-1}$; k é a taxa de desconto intertemporal; C_{t+j} é o consumo per capita e $U(C_{t+j})$ é a função utilidade.

Consideremos o problema de escolha intertemporal de um investidor típico no tempo t . Ele iguala a perda de utilidade, decorrente da compra de uma unidade adicional do único ativo com risco existente, à utilidade esperada, descontada e resultante do consumo adicional no próximo período. Para carregar uma unidade adicional do ativo, P_t^e unidades de bens de consumo devem ser sacrificadas, e o resultado na perda de utilidade é $P_t^e U'(C_t)$. Pela venda dessa unidade adicional do ativo no próximo período, $P_{t+1}^e + y_{t+1}$ unidades adicionais de bens de consumo podem ser adquiridas, e $\beta E_t[(P_{t+1}^e + y_{t+1})U'(C_{t+1})]$ é o valor esperado da utilidade incremental no próximo período. No ótimo, essas quantidades devem ser iguais, e o resultado é a relação fundamental a seguir:

$$P_t^e U'(C_t) = \beta E_t[(P_{t+1}^e + y_{t+1})U'(C_{t+1})] \text{ ou } P_t^e U'(C_t) = \beta E_t[(P_{t+1}^e + D_{t+1})U'(C_{t+1})] \quad (3.2)$$

em que P_t^e é o preço do ativo com risco no instante t . D_t são os dividendos pagos por esse ativo no tempo t , que supõe-se que seja igual ao consumo (C) e ao produto (y), e U' é a primeira derivada da função utilidade. Podemos reescrever essa equação na forma de retornos, que é a mais usual:

$$U'(C_t) = \beta E_t[(1 + R_{t+1}^e)U'(C_{t+1})] \quad (3.3)$$

A utilidade marginal do consumo de uma unidade monetária a menos no período t é representada por $U'(C_t)$, e o lado direito representa a utilidade marginal esperada de investir essa unidade monetária no ativo com risco em t e consumi-lo em $U + 1$.

O retorno bruto do ativo com risco é dado por:

$$R_{t+1}^e = \frac{P_{t+1}^e + D_{t+1}}{P_t^e} - 1 \quad (3.4)$$

Para garantir que o equilíbrio no processo de retorno seja estacionário, a função utilidade deverá estar restrita a ser da classe de funções com aversão relativa ao risco constante, ou seja:

$$U(C) = \frac{C^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha} \text{ onde } 0 < \alpha < \infty, \quad (3.5)$$

em que α é o coeficiente de aversão relativa ao risco.

Sendo a produção na economia igual a Y_t , e a taxa de crescimento, x_t (sujeita a uma cadeia de Markov), temos que:

$$Y_{t+1} = x_{t+1} \cdot Y_t \text{ onde } x_{t+1} \in \{\lambda_1, \dots, \lambda_n\} \text{ e } \Pr\{x_{t+1} = \lambda_j ; x_t = \lambda_i\} = \phi_{ij}$$

Assume-se que a cadeia de Markov é ergódica, ou seja, todos os estados são recorrentes e aperiódicos. Os λ_i são todos positivos e $y_0 > 0$. Essa representação modela a influência dos ciclos econômicos na taxa de crescimento do produto.

Para qualquer ativo com processo de pagamento d_s , considerando que todos ativos são ex-dividendos e ex-juros, o seu preço de equilíbrio no período t pode ser formulado da seguinte forma:

$$P_t^e = E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} \frac{\beta^{s-t} U'(y_s) d_s}{U'(y_t)} \right] \quad (3.6)$$

O processo de pagamento de dividendos para o ativo com risco nessa economia é y_s . Conseqüentemente, usando o fato de que $U'(C) = C^{-\alpha}$, temos:

$$P_t^e = P_t^e(x_t, y_t) = E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} \beta^{s-t} \frac{y_s^\alpha}{y_t^\alpha} y_s | x_t, y_t \right] \quad (3.7)$$

No equilíbrio, o consumo total é igual aos dividendos e produção totais, então $C_t = D_t$. Além disso, como os valores de equilíbrio

das economias estudadas são funções invariantes no tempo e do estado (x_t, y_t) , o t pode ser omitido. Com isso, podemos redefinir os estados como sendo (c, i) , em que $c = y_t$ e $x_t = \lambda_i$; assim o preço do ativo com risco em (3.7) satisfaz:

$$P^e(c, i) = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ij} (\lambda_j c)^{-\alpha} [P^e(\lambda_j c, j) + c \lambda_j] c^\alpha \quad (3.8)$$

Usando do fato de que o preço do ativo com risco, $P^e(c, i)$, é homogêneo de grau 1 em c , podemos escrever a função acima como:

$$P^e(c, i) = w_i c, \quad (3.9)$$

em que w_i é uma constante. Substituindo (3.9) por (3.8) e dividindo por c , temos:

$$w_i = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \lambda_j^{(1-\alpha)} (w_j + 1) \quad (3.10)$$

para $i = 1, \dots, n$

A existência do equilíbrio garante que exista uma única solução positiva para o sistema de n equações lineares e n variáveis.

Se o estado corrente é c, i e o próximo é $(\lambda_j c, j)$, então o retorno do ativo com risco será:

$$r_{ij}^e = \frac{P^e(\lambda_j c, j) + \lambda_j c - P^e(c, i)}{P^e(c, i)} = \frac{\lambda_j (w_j + 1)}{w_i} - 1 \quad (3.11)$$

Logo, quando o estado corrente é i , o retorno esperado é:

$$R_i^e = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} r_{ij}^e \quad (3.12)$$

Para o ativo livre de risco, obtemos pela equação (3.7) a seguinte equação:

$$P_i^f = P^f(c, i) = \beta \sum_{j=1}^n \frac{\phi_{ij} U'(\lambda_j c)}{U'(c)} = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \lambda_j^{-\alpha} \quad (3.13)$$

O retorno esperado será:

$$R_i^f = \frac{1}{P_i^f} - 1 \quad (3.14)$$

Considera-se $\pi \in R^n$ como sendo o vetor das probabilidades estacionárias em i (isso ocorre já que a cadeia de Markov em i foi suposta ergódica). O vetor π é a solução do sistema de equações:

$$\pi = \phi^T \pi, \text{ sujeito a } \sum_{i=1}^n \pi_i = 1 \quad (3.15)$$

em que $\phi^T = \{\phi_{ji}\}$ é a matriz transposta de ϕ , que possui como elementos ϕ_{ij} .

Os retornos esperados do ativo com risco e do ativo livre de risco serão respectivamente:

$$R^e = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^e \text{ e } R^f = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^f \quad (3.16)$$

Assim, o prêmio de risco dado pelo modelo é: $R^e - R^f$. Os parâmetros α e β definem as preferências e os elementos de ϕ_{ij} e λ_{ij} ; são os parâmetros que definem a tecnologia. A cadeia de Markov foi restringida a dois estados, em que:

$$\lambda_i = 1 + \mu + \delta;$$

$$\lambda_2 = 1 + \mu - \delta; \phi_{11} = \phi_{22} = \phi$$

$$\text{e } \phi_{12} = \phi_{21} = (1 - \phi)$$

Os parâmetros μ, ϕ e δ , em que $\delta > 0$ e $0 < \phi < 1$, agora definem a tecnologia. Tal parametrização foi selecionada porque permite de forma independente variar: a taxa média de crescimento do produto (alterando μ), o consumo (alterando δ) e o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem (alterando ϕ). Encontrados os valores dos parâmetros, o modelo visa encontrar os valores de α e β que possibilitem equiparar as médias históricas do prêmio de risco, os retornos esperados dos ativos com risco e das taxas de juros observadas na economia. Mehra e Prescott (1985) assumiram que α vai de zero a dez e β , que denota o grau de “paciência” dos agentes, poderia variar entre zero e um. Para o mercado acionário norte-americano, no período 1889-1978, os autores não conseguiram reproduzir a média histórica do prêmio de risco do mercado acionário norte-americano com valores aceitáveis de α e β . O valor obtido para o prêmio de risco (0,35%) não ficou nada perto do valor histórico verificado. A média histórica do prêmio de risco foi encontrada somente para $\alpha = 18,3$ e $\beta = 1,12$, valores comportamentais considerados não razoáveis, levando os autores a concluir pela existência de um *Equity Premium Puzzle* no mercado acionário norte-americano.

4 Aplicação e Resultados do Modelo de Mehra e Prescott no Mercado Acionário Brasileiro

Serão descritos e analisados nesta seção os resultados obtidos aplicando o modelo de Mehra e Prescott (1985) ao mercado acionário brasileiro. Os resultados

apresentados e analisados são os referentes ao período completo (1990:1-2005:4), e aos subperíodos pré (1990:1 - 1994:2) e pós (1994:3 - 2005:4) implantação do Plano Real.

4.1 Resultados do Modelo no Período Completo: 1990:1 – 2005:4

Foi constatado neste estudo que, a partir de um valor igual a dois, o parâmetro α (coeficiente de aversão ao risco) é o dominante em relação ao parâmetro β (fator de desconto intertemporal). Quando α passou de 2 a 3, o R^f passou de 0,0092 para 0,0051, e R^e , de 0,0198 para 0,0232. Assim, para a economia brasileira, nesse período, este estudo constatou que aumentos em α reduzem o R^f , mas o que é buscado é seu aumento. Esse ajuste é oposto ao encontrado no mercado norte-americano, pois no mercado brasileiro foi encontrado que deveríamos aumentar os valores de R^e e R^f reduzindo o valor de β . O aumento de R^f teria como consequência uma redução do

desejo de consumo futuro.

A tabela 2 mostra os valores dos diversos parâmetros, gerados pela aplicação do modelo no período completo (1990:1-2005:4). Nessa tabela, nota-se que, quando β é igual a 0,9950 e α é igual a 5,232, o prêmio de risco da amostra (0,0395) é reproduzido pelo modelo. Entretanto, os valores de R^e e R^f do modelo, que representam respectivamente os retornos esperados dos ativos com e sem risco, são $R^e = 0,0211$ e $R^f = -0,0184$, ou seja, bem menores que os valores $R_a^e = 0,072$ e $R_a^f = 0,0325$ da amostra. A tabela 2 mostra também que, com a redução do valor de β de 0,9950 para 0,9476, tanto o prêmio de risco (0,0395) quanto o retorno esperado dos ativos com (0,072) e sem risco (0,0325) são reproduzidos pelo modelo para um valor de α igual a 5,118. Constata-se, dessa forma, que, como os valores de α e β estão dentro dos limites considerados satisfatórios, não surgiu um *Risk Free Puzzle* (RFP) no mercado brasileiro quando analisado o período completo.

α	β	Modelo			Amostra		
		R^e	R^f	Prêmio de risco	IBOVESPA (R_a^e)	SELIC (R_a^f)	Prêmio de risco
5,232	0,9950	0,0211	-0,0184	0,0395	0,0720	0,0325	0,0395
5,118	0,9476	0,0720	0,0325	0,0395			

Tabela 2: Resultados Gerados pela variação de α e β no período completo (1990:1 - 2005:4)

Notas: (1) O prêmio de risco do modelo se iguala ao amostral quando $\alpha = 5,232$ e $\beta = 0,995$. Para esses valores, os retornos do ativo com e sem risco da amostra (R_a^e e R_a^f) estão acima dos níveis dos retornos do modelo (R^e e R^f).

(2) Com a redução de β de 0,9950 para 0,9476, o prêmio de risco e os retornos dos ativos com e sem risco da amostra (R_a^e e R_a^f) são reproduzidos pelo modelo quando $\alpha = 5,118$. Como os valores de α e β estão dentro de limites satisfatórios, não surgiu o *Risk Free Puzzle* (RFP).

4.2 Considerações Comparativas e Possíveis Explicações Teóricas dos Resultados Obtidos

Comparativamente, podemos mencionar que o resultado do trabalho de Sampaio (1999), realizado com dados de 1980 a 1998, obteve β igual a 0,91 e α igual a 6,1. O β anualizado é equivalente a 0,69, sendo considerado demasiado baixo se comparado ao valor considerado ideal na literatura ($\beta=0,98$). O autor concluiu pela existência de um *puzzle* brasileiro, e tal valor só se justificaria se o Brasil tivesse uma população com idade

bastante avançada e despreocupada com o futuro de seus descendentes. Segundo o mesmo autor, um outro motivo provável para esse resultado seria a presença de grande instabilidade econômica no período de 1980 a 1994, o que levaria os agentes econômicos a requererem maior remuneração dos títulos públicos, que são encarados como ativos sem risco.

No presente estudo, um β de 0,9476 (equivalente a 0,80 a.a.) é maior que o valor (0,69) encontrado por Sampaio (1999) e igual ao valor (0,80 a.a) encontrado por Domingues (2000). A explicação para esses

baixos valores de β não está ligada a fatores como a idade da população ou a consideração dos títulos públicos como ativos arriscados, mas pode estar ligada à capacidade de consumo da maior parte da população que, segundo trabalhos feitos no Brasil, está sujeita a consumir a renda disponível ou corrente, como defendido por Keynes na Teoria Geral, ou está sujeita à influência da grande instabilidade econômica no período considerado. As duas possibilidades serão avaliadas mais adiante.

Existem algumas abordagens, como a de Irving Fisher, a respeito do consumo e da escolha intertemporal, argumentando que as famílias decidem quanto consumir e poupar hoje, levando em conta o futuro. A idéia principal de maior consumo hoje (e poupança menor) significar um menor consumo amanhã está correta, porém é preciso verificar se existe o que poupar, ou melhor, se a renda disponível é suficiente para o consumo presente necessário e um eventual excedente para poupança. Na abordagem Fisheriana, existe a possibilidade de tomada de empréstimo, podendo o consumo ser maior que a renda atual. Essa idéia é correta, contudo, no caso brasileiro, sabemos por trabalhos como o de Reis (1988) da existência de um ciclo comum entre renda e consumo, uma vez que cerca de 80% da renda está nas mãos de consumidores restritos à liquidez. De acordo com Campbell e Mankiw (1990), uma fração dos agentes consome segundo a *Teoria da Renda Permanente (TRP)* e outra parcela segue a regra de consumir a renda corrente devido a restrições de crédito.

Poderíamos explicar o baixo valor de β (e o conseqüente maior consumo presente) fazendo uso da função Keynesiana, em que bastaria a política econômica atingir a renda disponível para o consumo agregado sofrer alterações. Se considerarmos o aumento de consumo verificado após o lançamento de um plano econômico, tendo como causa o aumento da renda disponível real, poderíamos considerar o consumo dependendo basicamente da renda disponível, o que é explicado em Reis (1988).

É importante considerar o modelo de Friedman, no qual somente políticas que atinjam a renda permanente alterariam o

consumo. No modelo, o consumo depende da riqueza e explica as diferenças entre as funções de consumo de curto e longo prazo. Como constatado por Kuznets (1977), o consumo depende da riqueza no longo prazo, pois no curto prazo a riqueza do agente muda pouco, e a renda disponível é o principal determinante do consumo. Assim, como a série utilizada neste trabalho é relativamente curta, abrangendo um período de 15 anos, a consideração do consumo variando em função da renda disponível ou corrente e o fato de a maioria dos consumidores (80%) serem restritos à liquidez, é provavelmente uma boa hipótese para os pequenos valores de β encontrados na maioria dos trabalhos feitos no Brasil.

Outra hipótese é a influência da instabilidade econômica refletida nos dados utilizados na maioria dos trabalhos feitos no Brasil, e em pequena parte dos dados utilizados neste trabalho. Neste estudo, com a separação da série de dados em dois períodos, será possível verificar o comportamento do fator de desconto intertemporal (β) quando sujeito a contextos econômicos diferentes, e concluir qual das hipóteses representa melhor o caso brasileiro.

A tabela 3, que foi baseada no trabalho de Cysne (2005), mostra o que aconteceu na economia brasileira e seus reflexos nos dados utilizados em alguns trabalhos realizados no Brasil.

A razão entre o desvio-padrão e a média da taxa de crescimento do consumo encontrada neste trabalho só é maior do que a verificada em Cysne (2005), ou seja, é menor que todos os outros resultados encontrados no Brasil. Essa colocação é importante, pois, como verificado pelo citado autor, a alta média da taxa de crescimento do consumo per capita e os altos desvios-padrão encontrados por autores brasileiros são decorrentes do uso de dados relativos a anos de inflação elevada.

A diferença na razão desvio-padrão e a média da taxa de crescimento do consumo são atribuídas aos anos de 1990:1 a 1992:4, não abordados por Cysne (2005), em que a média da taxa de crescimento do consumo per capita foi negativa (-0,2%) como decorrência do seqüestro de liquidez que bloqueou todas as aplicações financeiras acima de \$ 1.200 ao câmbio da época.

O prêmio de risco verificado neste trabalho supera o valor encontrado por Cysne (2005) e tal diferença é atribuída ao período de 1990 a 1992, em que o retorno médio dos ativos com risco foi de 77,88 % a.a.

A principal diferença entre este estudo e o de Cysne (2005) é o resultado, já que foi o oposto. O período foi parecido, contudo os anos 1990:1 a 1992:4 não foram abordados pelo referido autor, e esses, como mostrado na análise dos dados acima, são o motivo da diferença de resultados.

Os trabalhos citados na tabela 3 abrangem o período do Plano Real; entretanto, a maior parte dos dados foi influenciado por grandes desequilíbrios na economia, com vários planos econômicos ineficientes, com exceção do Plano Real, e altas taxas de inflação. O gráfico 4 apresenta os planos econômicos e as taxas de inflação no período de 1980 a 2005. Os trabalhos de Sampaio (1999) e Domingues (2000) foram feitos com a maior parte dos dados influenciados por alguns planos econômicos ineficientes e altas taxas de inflação, com exceção do Plano Real e do período 1994:3 a 1997:4.

Autores	Período	Cresc. Consumo per capita(x)			Ativo com risco		Ativo sem risco		Prêmio de risco
		E(x)	$\sigma(x)$	$\sigma(x) / E(x)$	R_a^e	Desvio-padrão	R_a^f	Desvio-padrão	
Sampaio	1980-98	2.02	7.2	3,56	29.13	29.30	7.82	9.70	21.31
Bonomo e Domingues	1986-98	0.80	6.80	8,5	24.21	31.12	13.96	6.28	10.25
Cysne	1992-04	3.12	4.80	1,54	31.33	24.89	15.41	4.82	15.92
Santos	1990-05	3.48	6.85	1,97	36.07	27.83	13.48	5.11	22.59

Tabela 3: Taxa de crescimento do consumo per capita e retornos reais

Notas: (1) Os dois maiores valores da média taxa de crescimento do consumo foram verificados neste estudo (3.48) e no trabalho de Cysne (3.12), pois abordaram períodos de altos déficits em conta corrente, provocados por taxas de câmbio supervalorizadas, que favoreceram as importações, ocasionaram redução no nível de preços e o aumento do nível de consumo.

(2) A razão entre o desvio-padrão e a média da taxa de crescimento do consumo encontrada neste trabalho é menor que todos os outros resultados, com exceção do encontrado em Cysne (2005);

(3) Podemos verificar que o prêmio de risco verificado neste trabalho foi o maior, e esse valor é atribuído ao período de 1990 a 1992, onde o retorno médio dos ativos com risco foi de 77,88 % a.a.

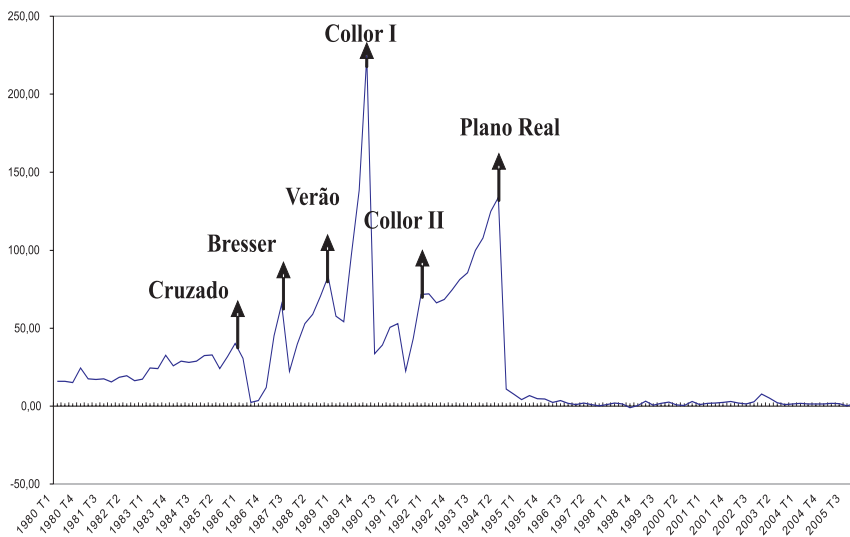


Gráfico 4: INPC e planos econômicos no Período de 1980 a 2005

4.3 Resultados do Modelo no 1º Subperíodo: 1990:1 - 1994:2

No subperíodo de 1990:1 a 1994:2, com o β fixado no nível tido como ideal (0,995 a.t.), o prêmio de risco gerado pelo modelo não é igualado ao empírico para valores de α , indo de -56 a 90. Na tabela 4, temos o prêmio sendo reproduzido pelo modelo quando β é igual a 0,51 e α igual a 18,8, ou seja, os dois valores estão muito diferentes dos aceitáveis pela literatura. Os níveis de R^e e R^f do modelo são respectivamente, $R^e = 0,0444$ e $R^f = -0,0709$, logo, bem menores que os valores $R_a^e = 0,1423$ e $R_a^f = 0,027$ da amostra.

Foi constatado neste estudo que o parâmetro α passa a dominar ao parâmetro β a partir de um valor igual a zero. Com α passando de zero a um, o R^f passa de 0,9608 para 0,9543, logo, não podemos utilizar aumentos em α para aumentar o R^f a partir do ponto $\alpha = 0$, pois desse ponto em diante aumentos de α causam redução em R^f . As opções são reduzir β ou reduzir α , que está bem alto. Como β já apresenta o valor de 0,51 a.t. ((0,51)⁴ = 0,067 anualizado), valor este considerado muito baixo, a solução é a redução em α . O prêmio de risco e o retorno dos ativos com risco da amostra foram reproduzidos pelo modelo com α igual a 17,22 e β igual a 0,51 (0,067 a.a.). Esse resultado para β está fora do aceitável, pois está bem perto de zero, e é o caso posto ao do β maior que a unidade (1,12),

encontrado por Mehra e Prescott (1985) no mercado norte-americano.

No caso norte-americano, com β igual a 1,12, surgiu o que ficou conhecido, após o trabalho de Weil (1989), como *Risk Free Puzzle* (RFP). No caso brasileiro, pelos resultados encontrados no subperíodo de 1990:1 a 1994:2, podemos dizer que foi gerado um *Risk Free Puzzle* Invertido, pois β ficou próximo de zero (0,067 anualizado).

Como no período completo os resultados foram considerados satisfatórios, porém com um β de 0,9476 a.t. ((0,9476)⁴ = 0,80 a.a.), considerado baixo, há, então, a possibilidade de o baixo valor de β no período completo ter sido influenciado pelos dados do 1º subperíodo ($\beta = 0,51$ a.t = 0,067 a.a.).

Segundo Reis (1988), a restrição à liquidez é uma característica presente na economia brasileira para a maior parte dos agentes econômicos, logo está presente em todos os períodos. Ao contrário do 2º subperíodo (analisado na seção 4.4), a principal característica do 1º subperíodo foi o descontrole inflacionário; assim, se os valores de α e β encontrados na análise do 2º subperíodo forem próximos do ideal, poderemos considerar os desequilíbrios econômicos como os responsáveis pela anomalia encontrada no 1º subperíodo, e o ambiente de estabilidade como responsável pela suposta melhoria dos resultados.

β	α	Modelo			Amostra		
		R^e	R^f	Prêmio de risco	IBOVESPA (R_a^e)	SELIC (R_a^f)	Prêmio de risco
0,51	18,8	0,0444	-0,0709	0,1153	0,1423	0,0270	0,1153
0,51	17,22	0,1423	0,0270	0,1153			

Tabela 4: Resultados Gerados pela variação de α e β no primeiro subperíodo (1990:1 - 1994:2)

Notas: (1) O prêmio de risco do modelo se iguala ao amostral quando o $\alpha = 18,8$ e $\beta = 0,51$, contudo tais valores não são considerados satisfatórios pela literatura.

(2) Os níveis dos retornos dos ativos com e sem risco da amostra estão acima dos níveis dos retornos do modelo.

(3) Com β mantido em 0,51 e o α passando de 18,8 para 17,22, o prêmio de risco e os retornos dos ativos com e sem risco da amostra foram reproduzidos pelo modelo, contudo os dois valores estão longe do aceito na literatura.

(4) Podemos verificar que no subperíodo de 1990:1 a 1994:2 foi gerado um *Risk Free Puzzle* Invertido, pois o β ficou próximo de zero (0,067 anualizado).

4.4 Resultados do Modelo no 2º Subperíodo: 1994:3 - 2005:4

Como podemos observar na tabela 5, no segundo subperíodo analisado (1994:3 a 2005:4), fixando o β no nível tido como ideal

(0,995 a.t = 0,98 a.a.), o prêmio de risco gerado pelo modelo é igualado ao empírico com o α igual a 1,95. Entretanto, os níveis de R^e e R^f do modelo são, respectivamente, $R^e = 0,0256$ e $R^f = 0,0158$, ou seja, bem menores que os valores $R_a^e = 0,0444$ e $R_a^f = 0,0346$ da amostra.

O ajuste brasileiro nesse período também é oposto ao encontrado no mercado norte-americano, pois devemos aumentar os valores de R^e e R^f . O prêmio de risco e o retorno dos ativos da amostra foram reproduzidos com a redução de β para 0,9769 a.t. e do α para 1,93.

Como os valores acima estão dentro dos limites considerados satisfatórios, então podemos concluir pela inexistência do *Equity Premium Puzzle*, no caso brasileiro, no período 1994:3-2005:4. A diferença dos resultados desse período em relação aos resultados obtidos no período completo ($\alpha = 5,118$; $\beta = 0,9476$ a.t.= 0,80 a.a.) está no aumento do β anualizado de 0,80 para 0,910 e na redução de α de 5,118 para 1,93. O valor de β (fator de desconto intertemporal) encontrado para o 2º subperíodo representa uma taxa de desconto (k) de 9,80 % a.a. ($k = (0,9769)^{-4} \cdot 1$), que é mais adequada que a taxa de 45,83% a.a., encontrada por Sampaio (1999), mais adequada que a taxa encontrada

por Domingues (2000) e mais adequada também que a taxa de 24 % a.a. ($k = (0,9476)^{-4} \cdot 1$), encontrada no presente estudo para o período completo (1990:1 – 2005:4). O α , que já apresentava um valor satisfatório de acordo com a literatura (0 a 10), passou para uma faixa mais restrita e defendida por Kocherlakota (1996), que considera o limite de 0 a 10 puramente teórico, sustentando que a explicação para o prêmio de risco deve ter o α menor ou igual a 2,5.

Com base nos resultados mostrados, ficou evidente que na presença de estabilidade econômica o modelo se comportou de maneira mais satisfatória. Comparando os resultados obtidos, fica claro que a particularidade gerada pelo modelo no 1º subperíodo é a causa do baixo β no período completo (0,80), ou seja, a alta inflação e a instabilidade econômica presentes no 1º subperíodo foram a causa das baixas taxas de desconto intertemporais encontradas nos trabalhos realizados no Brasil.

α	β	Modelo			Amostra		
		R^e	R^f	Prêmio de risco	IBOVESPA (R_a^e)	SELIC (R_a^f)	Prêmio de risco
1,95	0,995	0,0256	0,0158	0,0098	0,0444	0,0346	0,0098
1,93	0,9769	0,0444	0,0346	0,0098			

Tabela 5: Resultados gerados pela variação de α e β no segundo subperíodo (1994:3 - 2005:4)

Notas: (1) O prêmio de risco do modelo se iguala ao amostral quando $\alpha = 1,95$ e $\beta = 0,995$. Esse valor de α já está dentro da faixa considerada ideal, ou seja, entre 0 e 2,5.

(2) Os níveis dos retornos dos ativos com e sem risco da amostra estão acima dos níveis dos retornos do modelo.

(3) Com a redução de β de 0,995 para 0,9769 o prêmio de risco e os retornos dos ativos com e sem risco da amostra são reproduzidos pelo modelo com o $\alpha = 1,93$.

(4) Houve uma melhoria no valor de α , passando de 1,95 para 1,93. Como os valores de α e β dentro de limites satisfatórios, não surgiu o Risk Free Puzzle (RFP).

5 Conclusões

O objetivo deste artigo foi analisar e avaliar o EPP no mercado acionário brasileiro em diferentes contextos econômicos utilizando o modelo desenvolvido Mehra e Prescott (1985). Para tanto, as séries temporais foram divididas em dois subperíodos: pré (1990:1 - 1994:2) e pós (1994:3 - 2005:4). O modelo também foi aplicado no período completo. Ficou claro que o bom resultado obtido, utilizando o período completo ($\alpha = 5,118$; $\beta = 0,9476$ a.t.=0,80 a.a.), foi influenciado negativamente pelos dados do 1º subperíodo e que os parâmetros α (coeficiente de aversão

relativa ao risco) e β (fator de desconto intertemporal) são muito sensíveis à inflação e ao descontrole fiscal.

Com a utilização de dois contextos econômicos diferentes, os parâmetros α e β apresentaram resultados muito diversos e inéditos no Brasil, sendo β influenciado negativamente pelo conjuntura verificada no 1º subperíodo e α influenciado positivamente pela conjuntura do 2º subperíodo.

O *Equity Premium Puzzle* não foi verificado quando a série completa foi utilizada ($\alpha = 5,118$; $\beta = 0,9476$ a.t.=0,80 a.a.), porém o fator de desconto intertemporal foi de

0,80 ao ano, considerado baixo. No 1º subperíodo, o valor de β foi próximo de zero representando um tipo de *puzzle* ainda não visto na literatura. O valor foi encontrado na tentativa de elevar o retorno do ativo sem risco que estava muito baixo. Esse processo foi oposto ao verificado no mercado norte-americano, em que era buscado reduzir o retorno do ativo sem risco, que só foi conseguido com um β de 1,12. Tal resultado, de acordo com Weil (1989), mostrou a existência do *Risk Free Puzzle* (RFP) no mercado norte-americano. No presente estudo, para valores de β próximos de zero, podemos dizer que existiu um *Risk Free Puzzle* Invertido no mercado brasileiro no 1º subperíodo.

Quando o modelo foi aplicado no 2º subperíodo, apresentou resultados bastante satisfatórios, então podemos concluir pela inexistência do *Equity Premium Puzzle* no caso brasileiro no período 1994:3-2005:4.

O β ficou dentro dos padrões aceitáveis na literatura, passando de 0,80 a.a., no período completo, para 0,91 a.a. e o α ficou dentro da faixa de valor tida como ideal (entre 0 e 2,5), passando de 5,118, no período completo, para 1,93. Tal resultado não havia sido encontrado em trabalhos anteriores publicados no Brasil.

Podemos concluir, com base nos resultados apresentados neste trabalho, que o modelo se comportou melhor na presença de estabilidade econômica. Ficou claro também que os dados do 1º subperíodo, influenciados pela alta inflação e instabilidade econômica, foram responsáveis pelo baixo valor de β encontrado no período completo (0,80).

Como pesquisa futura, pode ser sugerido o desenvolvimento de um modelo que considere a inflação e outras variáveis macroeconômicas importantes, bem como a restrição de consumo existente para a população brasileira.

5 Referências Bibliográficas

- AIYAGARI, S. R. **Explaining financial markets: The importance of incomplete markets and transaction costs.** Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, n. 1, p. 17-31, 1993.
- ALENCAR, A. S. **Teste do CCAPM para o Brasil.** Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia - PUC-Rio, abr. 1999.
- CAMPBELL, J. Y.; COCHRANE, J. H. **By Force of Habit: A Consumption Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior.** NBER Working Paper, n. 4995, 1995.
- CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, N. G. **Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence.** NBER Working Paper, n. 2762, 1990.
- CYSNE, R. P. **Equity Premium Puzzle: Evidence from Brazilian Data.** Ensaios Econômicos da EPGE, n. 586, EPGE-FGV, abr. 2005.
- CONSTANTINIDES, G. M. **Habit formation: A resolution of the Equity Premium Puzzle.** Journal of Political Economy, n. 98, p. 519-542, 1990.
- DOMINGUES, G. B. **Estimando os Momentos dos Retornos para o Brasil com CAPM Intertemporal e Função Utilidade Recursiva.** Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia - PUC-Rio, abr. 2000.
- EPSTEIN, L. G.; ZIN, E. S. **Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Return: a Theoretical Framework.** Econometrica, n. 4, p. 937-969, 1989.
- ELLERY, R.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. **Business Cycle Fluctuation in Brazil.** Revista Brasileira de Economia, n. 2, p. 269-308, 2002.
- ISSLER, J. V.; PIQUEIRA, N. S. **Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate, and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption for Brazil Using Three Types of Utility Functions.** Brazilian Review Econometrics, n. 2, p. 201-239, maio 2001.
- KOCHERLAKOTA, N.R. **The equity premium: It's still a puzzle.** Journal of Economics Literature, v. 34, p. 42-71, mar. 1996.
- KUZNETS, S. **Two Centuries of Economic Growth: Reflections on U.S. Experience, American Economic Association.** n. 1, p. 1-14, 1977.
- MEHRA, R.; PRESCOTT, E. C. **The Equity Premium: a Puzzle.** Journal of Monetary Economics, n. 15 p. 145-161, 1985.
- REIS, E.; *et al.* **Renda Permanente e Poupança Precaucional: Evidências Empíricas para o Brasil no Passado Recente.** Pesquisa e Planejamento Econômico, n. 28, p. 233-272, 1988.

REIS, F. A. **Consumo no Brasil: Teoria da Renda Permanente, Formação de Hábito e Restrição à Liquidez**. Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia – EPGE-FGV-Rio, ago. 2004.

SAMPAIO, F. S. **Existe Equity Premium Puzzle no Brasil? Reproduzindo os Momentos dos Retornos dos Ativos Financeiros com Modelo Intertemporal de Equilíbrio**. Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia - PUC-Rio, mar. 1999.

WEIL, P. **The Equity Premium and the Risk-Free Rate Puzzle**. *Journal of Monetary Economics*, n. 24, 1989, p. 401-421.