

F U N D A Ç Ã O
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaaios Econômicos

Escola de

Pós-Graduação

em Economia

da Fundação

Getulio Vargas

Nº 387

ISSN 0104-8910

Estimando a Aversão ao Risco, a Taxa de Desconto Intertemporal, e a Substituidade Intertemporal do Consumo no Brasil usando Três tipos de Função Utilidade (Versão Preliminar)

João Victor Issler, Natália Scotto Piqueira

Junho de 2000

URL: <http://hdl.handle.net/10438/860>

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getúlio Vargas.

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Renato Fragelli Cardoso

Diretor de Ensino: Luis Henrique Bertolino Braido

Diretor de Pesquisa: João Victor Issler

Diretor de Publicações Científicas: Ricardo de Oliveira Cavalcanti

Victor Issler, João

Estimando a Aversão ao Risco, a Taxa de Desconto Intertemporal, e a Substitibilidade Intertemporal do Consumo no Brasil usando Três tipos de Função Utilidade (Versão Preliminar)/ João Victor Issler, Natália Scotto Piqueira - Rio de Janeiro : FGV,EPGE, 2010
(Ensaio Econômico; 387)

Inclui bibliografia.

CDD-330

Estimando a Aversão ao Risco, a Taxa de Desconto Intertemporal, e a Substitutibilidade Intertemporal do Consumo no Brasil usando Três Tipos de Função Utilidade*

João Victor Issler e Natalia Scotto Piqueira
Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE
Fundação Getulio Vargas
Praia de Botafogo 190 s. 1125
Rio de Janeiro, RJ 22253-900
jissler@fgv.br

Primeira Versão: Junho de 2000

Revisado: Maio de 2001

J.E.L. Codes: C3, E2, G1.

Keywords: CCAPM, GMM, Risk aversion, discount rate, Intertemporal elasticity of substitution in consumption.

Abstract

Using the generalized method of moments, we estimate structural parameters related to relative-risk aversion, the discount rate of future utility, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for the Brazilian economy. Estimates are provided for three types of utility functions based on the consumption capital asset pricing model: constant relative risk aversion utility, utility with external habit, and Kreps-Porteus utility. These results are analyzed and then compared to previous results using Brazilian and U.S. data. Moreover, we perform over-identifying restrictions tests of all estimated models to investigate the possible existence of the equity premium puzzle in Brazil.

The overall results show that Brazilians have a relatively high discount rate, a low intertemporal elasticity of substitution, and a high relative risk aversion coefficient. Also, there is no evidence of the existence of the equity premium puzzle in Brazil.

*O presente artigo é uma versão revisada da Tese de Mestrado de Natália S. Piqueira, feita sob a supervisão de João Victor Issler. Agradecemos a Marco Antônio Bonomo, René Garcia, Ajax Moreira, um parecerista anônimo e a Carlos Martins Filho (Editor) pelas críticas e sugestões à esse artigo. Todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Agradecemos também ao CNPq e ao PRONEX pelo auxílio financeiro.

Abstract

Nesse trabalho estima-se, usando o método generalizado dos momentos e dados brasileiros, os parâmetros estruturais do modelo CCAPM (consumption capital asset pricing model) a partir de três classes de funções utilidade distintas: função utilidade potência (CRRA), utilidade com hábito externo, e aversão ao desapontamento (Kreps-Porteus). Estes parâmetros estruturais estão associados à aversão ao risco, à elasticidade de substituição intertemporal no consumo e à taxa de desconto intertemporal da utilidade futura. Os resultados aqui obtidos são analisados e comparados com resultados anteriores para dados brasileiros e americanos.

Adicionalmente, testa-se econometricamente todos os modelos estruturais estimados a partir do teste de restrições de sobre-identificação, para investigar, da forma mais abrangente possível, se há ou não equity premium puzzle para o Brasil. Os resultados surpreendem, dado que, em raríssimas ocasiões, se rejeita as restrições implícitas nesses modelos. Logo, conclui-se que não há equity premium puzzle para o Brasil.

1 Introdução

Este trabalho tem por objetivo analisar o comportamento do consumidor brasileiro frente ao risco e à substitutibilidade intertemporal no consumo através da estimação de modelos CCAPM (consumption capital asset pricing model). A idéia básica destes modelos (Lucas, 1978) é a de que os agentes retêm riqueza (na forma de ativos) para implementar seus planos de consumo futuro, de forma que as propriedades das séries de retorno dos ativos estão relacionadas com as propriedades da série de consumo e com o grau de aversão ao risco do agente.

Para dados americanos, o modelo básico CCAPM, com função utilidade aditivamente separável do tipo CRRA (constant relative risk aversion), não se mostrou adequado aos dados de consumo agregado e retornos dos ativos, gerando um importante puzzle macroeconômico - o equity premium puzzle, apresentado originalmente por Mehra e Prescott (1985). Para o período 1889-1978, a média do prêmio de risco das ações (equity premium) foi de 6.18% ao ano. Simulando o modelo para valores dos parâmetros considerados razoáveis (coeficiente de aversão relativa ao risco entre zero e dez), Mehra e Prescott concluíram que o equity premium observado era inconsistente com as previsões do modelo, sendo incapaz de replicar o comportamento das séries de consumo e retorno, a não ser com um coeficiente de aversão ao risco entre 30 e 40.

Testes econométricos formais do modelo CCAPM foram conduzidos por Hansen e Singleton (1982, 1984), usando utilidade CRRA, e por Epstein e Zin (1991), usando utilidade Kreps-Porteus, *inter-alia*. Esses testes exploram as restrições de sobre-identificação dos modelos envolvidos (Hansen (1982)), e podem ser interpretados como testes econométricos formais do equity premium puzzle, pois avaliam se as restrições implícitas nas Equações de Euler envolvendo o título público (ativo sem risco) e o índice de ações (ativo arriscado) valem simultaneamente. Para os EUA, tanto no estudo de Hansen e Singleton, quanto no de

Epstein e Zin, as restrições advindas das Equações de Euler são consistentemente rejeitadas, confirmando o puzzle apontado por Mehra e Prescott.

Em resposta a este puzzle, o modelo básico CCAPM com utilidade CRRA foi reformulado em duas direções. Em primeiro lugar, justificou-se que o puzzle decorria de imperfeições de mercado - mercados incompletos (Mankiw, 1986), restrições à liquidez (Scheinkman e Weiss, 1986), custos de transação (Grossman e Laroque, 1989) - que implicariam na não-validade de um modelo de consumidor representativo devido ao acesso limitado dos agentes ao mercado de ativos. Neste caso, o modelo foi reformulado de forma a incorporar agentes heterogêneos. Em segundo lugar, tentou-se incorporar ao modelo de consumidor representativo preferências mais gerais que as dadas pelo modelo CRRA, permitindo a não separabilidade no tempo e funções mais gerais que as do tipo utilidade esperada.

Para dados brasileiros, estimativas de aversão ao risco já foram calculadas no trabalho de Reis et alli (1998) para o modelo básico CRRA linearizado (sob hipótese de log-normalidade) chegando-se a valores significativos em alguns casos, de aversão relativa ao risco entre 3 e 5. Entretanto, para a log-linearização do modelo gerar resultados aceitáveis, os retornos dos ativos e o consumo têm que obedecer a uma série de restrições paramétricas muito fortes. Ademais, no estudo de Reis et alli apenas se considera que o agente econômico possa acumular ativos na forma de títulos sem risco, o que limita também a abrangência dos resultados empíricos.

No presente trabalho, estuda-se a questão da aversão ao risco e substituíbilidade intertemporal no consumo no Brasil de uma forma relativamente abrangente. Seguindo a segunda vertente da literatura internacional descrita acima, estima-se esses parâmetros estruturais para a economia brasileira usando o modelo de suavização do consumo ao longo do tempo a partir de três diferentes parametrizações para a função utilidade. Estas são: utilidade do tipo CRRA (e.g., Hansen e Singleton(1982, 1983)), com Hábito Externo (e.g., Abel(1990)), e utilidade do tipo Kreps-Porteus (e.g., Epstein e Zin(1989, 1991)). Ademais, na implementação empírica, facultou-se ao consumidor representativo a possibilidade de alocar sua riqueza em dois tipos de ativos distintos: títulos públicos e uma carteira de ações.

A técnica econométrica aqui utilizada é o método generalizado dos momentos (GMM). Este, além de possibilitar a estimativa de parâmetros estruturais dos modelos envolvidos, também possibilita testar as restrições advindas das respectivas Equações de Euler de cada modelo, resultando num teste do equity premium puzzle para o Brasil. Usa-se dados em duas frequências diferentes (anual e trimestral) e uma enorme gama de instrumentos. A grande variedade de possíveis combinações de frequências dos dados, funções utilidade, e lista de instrumentos, possibilita verificar a robustez das estimativas obtidas e dos testes do equity premium puzzle para o Brasil. Sem dúvida, os resultados empíricos aqui obtidos constituem-se num esforço original e necessário para colocar a literatura brasileira a par com a literatura internacional. Mesmo do ponto de vista da última, desconhecemos algum esforço empírico semelhante ao nosso contido em um único artigo.

Na seção 2 são descritos os três modelos macroeconômicos teóricos a serem testados; a seção 3 apresenta a descrição dos dados e do método de estimação empregado; os resultados empíricos são apresentados na seção 4 e as conclusões na seção 5.

2 Modelos Teóricos

O problema geral do agente representativo é:

$$\max_{\{C_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}, \{\theta_{t+j+1}\}_{j=0}^{\infty}} U_t(\cdot), \quad (1)$$

sujeito à sequência (2) abaixo:

$$C_{t+j} + q_{t+j} \theta_{t+j+1} \leq [q_{t+j} + q_{t+j}^*] \theta_{t+j} + y_{t+j}, \forall j = 0, 1, 2, \dots, \quad (2)$$

onde estão disponíveis N ativos nessa economia, sendo $\theta_{t+j(N \times 1)}$ o vetor referente às suas respectivas quantidades detidas em $t + j$, $q_{t+j(N \times 1)}$ o vetor de preços desses ativos (líquidos de distribuição) no período $t + j$ e $q_{t+j}^*(N \times 1)$ o vetor de dividendos (valores das distribuições) desses ativos. Adicionalmente, a cada período, o agente recebe uma renda exógena y_{t+j} , que é variável de estado no problema do consumidor.

2.1 A Função Utilidade CRRA

Seguindo Hansen e Singleton (1983), a função utilidade intertemporal no modelo básico é do tipo von Neumann-Morgenstern (aditivamente separável):

$$U_t = E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j u[C_{t+j}] \right], \quad (3)$$

onde C_t é o consumo agregado per capita, $E_t(\cdot)$ é a esperança condicional ao conjunto de informação disponível ao agente no período t e β é a taxa de desconto intertemporal sendo $0 < \beta < 1$. A maximização de (3) sujeita à sequência (2) resulta nas seguintes N condições de primeira ordem (equações de Euler):

$$u'[C_t] = E_t \{ \beta u'[C_{t+1}] (1 + R_{i,t+1}) \}, \forall i = 1, \dots, N, \quad (4)$$

onde definiu-se a taxa de retorno real no ativo i no período $t + 1$ como $R_{i,t+1} := \frac{q_{t+1} + q_{t+1}^*}{q_t} - 1$.

Dividindo-se ambos os lados de (4) por $u'[C_t]$ obtém-se:

$$1 = E_t[(1 + R_{i,t+1}) M_{t+1}], \forall i = 1, \dots, N, \quad (5)$$

onde M_{t+1} é o chamado pricing kernel.

No primeiro modelo aqui discutido, parametriza-se a função utilidade instantânea do agente representativo como CRRA:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}, \quad (6)$$

onde γ é o coeficiente de aversão relativa ao risco. A maior crítica a essa especificação de função utilidade é que apenas um parâmetro (γ) rege tanto o coeficiente de aversão relativa ao risco quanto a elasticidade intertemporal de substituição no consumo ψ , pois:

$$\psi \equiv \frac{\partial \ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)}{\partial \ln R_t} \quad (7)$$

$$= \frac{1}{\gamma}. \quad (8)$$

Por exemplo, um agente avesso ao risco (γ alto) pouco altera seu padrão de consumo em resposta a variações nas taxas de juros (ψ baixo), dado que a aversão ao risco é recíproca à elasticidade intertemporal de substituição no consumo.

Aplicando-se a parametrização da função utilidade em (4), obtém-se:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (1 + R_{i,t+1}) \right], \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (9)$$

e, neste caso, o pricing kernel é uma função do crescimento do consumo:

$$M_{t+1}^{CRRA} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma}. \quad (10)$$

2.2 Modelo de Hábito Externo ("Catching up with the Joneses")

Os chamados modelos de formação de hábito supõem a existência de um efeito positivo do consumo passado - entendido como "hábito" do consumidor - na função utilidade instantânea do agente, permitindo que haja a não-separabilidade da função utilidade no tempo. A função utilidade intertemporal passa a depender também de v , um parâmetro de preferências:

$$U_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j u[C_{t+j}, v_{t+j}]. \quad (11)$$

A especificação da forma funcional de $u(\cdot)$ e de $v(\cdot)$ deu origem a diferentes modelos de formação de hábito na literatura; para especificações alternativas ver, por exemplo, Abel (1990) ou Constantinides (1990). Seguindo-se Abel, especifica-se aqui a função $v(\cdot)$ como:

$$v_t := \left[C_{t-1}^D \bar{C}_{t-1}^{1-D} \right]^\kappa, \quad (12)$$

onde C_{t-1} é o consumo do agente em $t-1$, \bar{C}_{t-1} o consumo agregado em $t-1$ e κ é o parâmetro que rege a separabilidade no tempo da função utilidade. Para termos hábito externo, $D = 0$ e $\kappa > 0$ (ou seja, o nível de hábito é variável de estado para o agente), enquanto que no modelo de hábito interno $D = 1$ e $\kappa > 0$ (ou seja, a escolha do nível de consumo do agente hoje afeta o nível de hábito no período seguinte). O modelo de hábito externo de Abel (1990), também chamado de "Catching up with the Joneses"¹ onde a função utilidade instantânea é parametrizada como:

$$u(C_t, v_t) = \frac{\left[\frac{C_t}{v_t}\right]^{1-\gamma}}{1-\gamma}. \quad (13)$$

Fazendo-se a hipótese de hábito externo ($D = 0$ e $\kappa > 0$), aplicando-se (12) em (13), e substituindo-se em (11), o problema do agente representativo torna-se:

$$\max_{\{C_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}, \{\theta_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left[\frac{\left[\frac{C_{t+j}}{(\bar{C}_{t+j-1})^\kappa}\right]^{1-\gamma}}{(1-\gamma)} \right] \right], \quad (14)$$

sujeito à sequência (2), onde C_{t+j} representa o consumo individual e \bar{C}_{t+j-1} representa o consumo agregado, que é tomado parametricamente pelo agente no problema de otimização. Resolvendo-se o problema para o agente representativo, impondo-se a restrição que o consumo individual e agregado são idênticos, chega-se às seguintes N equações de Euler:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{\kappa(\gamma-1)} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (1 + R_{i,t+1}) \right], \forall i = 1, \dots, N, \quad (15)$$

de forma que neste modelo o pricing kernel inclui um outro termo referente ao crescimento do consumo no período anterior, que desaparece se $\kappa = 0$:

$$M_{t+1}^{HE} = M_{t+1}^{CRRRA} \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{\kappa(\gamma-1)}. \quad (16)$$

Interpreta-se κ como parâmetro de separabilidade do consumo vis-a-vis a consumo passado na função utilidade. Note que, quando $\kappa = 0$, volta-se ao caso onde as equações de Euler são idênticas àquelas com utilidade CRRRA, i.e., equação (9). Ademais, como o consumidor representativo toma o consumo agregado parametricamente, a elasticidade intertemporal de substituição no consumo $\psi = 1/\gamma$ no modelo com hábito externo. Note que o mesmo não ocorre para o modelo com hábito interno, sendo essa uma diferença marcante entre ambos.

¹No modelo de hábito externo, o nível de hábito relevante para o agente é o observado na sua "vizinhança" (Joneses) no período anterior, originado-se daí o termo "catching up with the Joneses".

2.3 Modelo com Utilidade tipo Kreps-Porteus

O modelo apresentado aqui segue Epstein e Zin (1989, 1991), sendo uma generalização da função do tipo utilidade esperada proposta por Kreps e Porteus (1978), e permite a separação entre o comportamento observável atribuível à aversão ao risco e o atribuível à substituição intertemporal - uma das críticas ao modelo com utilidade CRRA². A idéia básica é que o agente representativo forma um equivalente certeza de sua utilidade futura usando sua preferência sobre o risco. Este equivalente certeza é combinado com o consumo corrente em t (determinístico) através de uma função agregadora ($W(\cdot)$), obtendo-se, assim, uma função de utilidade intertemporal.

Definindo-se \tilde{U}_{t+1} como a utilidade futura do agente e $\mu[\tilde{U}_{t+1}|I_t]$ como o seu equivalente certeza, tem-se a seguinte especificação de função utilidade intertemporal:

$$U_t = W\left[C_t, \mu\left[\tilde{U}_{t+1}|I_t\right]\right], \quad (17)$$

de forma que a aversão ao risco está sintetizada em $\mu(\cdot)$ enquanto que a substituição intertemporal em $W(\cdot)$. A modelagem do equivalente certeza utilizada - a das preferências sobre o risco - é a chamada α -mean, ou constant relative risk aversion expected utility:

$$\begin{aligned} \mu\left[\tilde{U}_{t+1}|I_t\right] &= \left[E_t \tilde{U}_{t+1}^\alpha\right]^{1/\alpha}, \quad 0 \neq \alpha < 1, \\ \log\left[\mu\left[\tilde{U}_{t+1}|I_t\right]\right] &= E_t \log \tilde{U}_{t+1}, \quad \alpha = 0. \end{aligned} \quad (18)$$

Parametriza-se a função agregadora como uma função de elasticidade de substituição constante (CES):

$$U_t = \left[(1 - \beta) C_t^\rho + \beta \left(E_t \tilde{U}_{t+1}^\alpha\right)^{\frac{\rho}{\alpha}}\right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad \text{para } 0 \neq \rho < 1, \quad (19)$$

onde a elasticidade intertemporal de substituição no consumo (ψ) é dada por

$$\psi = \frac{1}{(1 - \rho)}. \quad (20)$$

O parâmetro α reflete o comportamento do agente frente ao risco. Na especificação acima o coeficiente de aversão relativa ao risco γ é constante, $\gamma = 1 - \alpha$. Note que, quando $\alpha = 0$, temos um modelo que tem as mesmas restrições do que aquelas num modelo de utilidade esperada e preferências logarítmicas. Quando $\alpha = \rho$, volta-se a ter a utilidade aditivamente separável.

²A principal crítica à não identificação dos dois parâmetros no modelo CRRA, de acordo com Hall (1988), fundamenta-se no seguinte argumento: a elasticidade substituição intertemporal refere-se à disposição dos investidores em alterarem seu consumo entre períodos do tempo (o que é definido mesmo em um ambiente sem incerteza), enquanto que o coeficiente de aversão ao risco refere-se à disposição dos investidores em alterarem seu consumo entre estados da natureza (o que é definido mesmo em um modelo uniperiódico).

A resolução da maximização de (19) sujeita à sequência de restrições (2) resulta nas seguintes N equações de Euler – Epstein e Zin (1991):

$$1 = E_t \left[\beta^\eta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\eta(\rho-1)} \tilde{B}_{t+1}^{\eta-1} (1 + R_{i,t+1}) \right], \forall i = 1, \dots, N \quad (21)$$

onde definiu-se $\eta := \frac{\alpha}{\rho}$ e o termo \tilde{B}_{t+1} como o retorno bruto do portfólio ótimo³.

Esta especificação permite, portanto, que se inclua um termo no pricing kernel referente à incerteza agregada na economia, captado por \tilde{B}_{t+1} : o pricing kernel é uma média geométrica entre aquele do modelo aditivamente separável (CRRA) - que reflete o crescimento do consumo - e o termo que reflete a incerteza agregada:

$$M_{t+1}^{EZ} = (M_{t+1}^{CRRA})^\eta \left(\frac{1}{\tilde{B}_{t+1}} \right)^{1-\eta} \quad (22)$$

Para se testar a hipótese de separabilidade, os autores usam um sistema de equações de Euler que inclui (21) e a especificação do modelo para o caso de preferências sobre o risco logarítmicas com não-separabilidade ($\alpha = 0; \rho \neq 0$), dada pela seguinte equação:

$$E_t \left[\frac{\left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(\rho-1)} \tilde{B}_{t+1} \right]^\eta - 1}{\eta} \right] = 0. \quad (23)$$

3 Base de Dados e Método de Estimação

3.1 Base de Dados

Os sistemas de equações formados por (9), (15), e (21) e (23), foram respectivamente estimados para os dados brasileiros em diferentes frequências. Os trabalhos empíricos na literatura internacional (Hansen e Singleton, 1982, 1983; Epstein e Zin, 1991) utilizam dados em frequência mensal, argumentando que estes se adequam mais ao timing de decisão dos agentes. Além disso, estes modelos são adequados para dados de consumo agregado de bens não-duráveis⁴. Utilizou-se aqui séries de consumo e retorno dos ativos em duas diferentes frequências: anual, por ser a série oficialmente publicada nas contas nacionais para o consumo (apesar de não se adequar ao timing de decisão do agente e não diferenciar duráveis de não duráveis), e trimestral, cuja série é construída a partir da série anual, mas também sem discriminar bens duráveis de não duráveis.

³Epstein e Zin representam essa variável pelo retorno de um índice de ações negociadas na Bolsa de Nova York.

⁴Ver Bernanke (1985) para explicação sobre problema com bens duráveis.

Considerou-se também usar uma série mensal de produção doméstica de bens não duráveis na cidade de São Paulo, como proxy para o consumo mensal de não duráveis. Infelizmente, esta série, além de ter abrangência regional, ainda apresenta uma quebra estrutural em 1990:1, quando seu nível recuou em 50% vis-a-vis aos valores do mês anterior, o que representaria um comportamento demasiado aberrante para qualificar esta série enquanto uma proxy para o consumo.⁵

Os dados de consumo agregado nominal em frequência anual, de 1975 a 1994, vêm das contas nacionais calculadas pela FIBGE⁶ e foram deflacionados pelo IGP-DI para obtenção da série de consumo agregado real. Como o modelo requer o consumo agregado real per capita, dividiu-se os dados de consumo real pelos dados de população, também publicados pela FIBGE. Para frequência trimestral, os dados de consumo agregado não são calculados diretamente nas contas nacionais, apesar de contarmos com as séries de PIB e de formação bruta de capital fixo para essa frequência. Para o período de 1975:1 a 1994:4, utiliza-se as mesmas séries utilizadas por Reis et alli (1998), onde subtraiu-se da série de PIB nominal trimestral as séries trimestrais de formação bruta de capital fixo e de saldos de transações correntes, de forma a se obter uma aproximação do consumo nominal trimestral. A série nominal de consumo agregado obtida foi deflacionada pelo IGP-DI e, posteriormente, obteve-se o consumo real per capita dividindo-se pela série de população⁷. A série de consumo real, per-capita, foi então dessazonalizada, dado que apresentava um forte componente sazonal, o que pode decorrer do fato que a série de consumo foi obtida a partir da série do PIB e da formação bruta de capital fixo. Devemos ressaltar que as séries usadas em estudos internacionais também são dessazonalizadas, o que torna os nossos resultados diretamente comparáveis aos resultados internacionais.⁸

A série de taxa de juros utilizada - retorno de títulos públicos federais (publicada pela Andima, Associação Nacional de Instituições de Mercado Aberto) - tem por fonte a mesa de operações do Banco Central. A publicação contém dados mensais nominais e reais, que foram acumulados para obtenção dos dados trimestrais e anuais.

A série de retorno do ativo arriscado utilizada foi a taxa de retorno do IBOVESPA. Foram obtidos da BOVESPA os índices BOVESPA mensais para o período 1975:1 a 1998:12, e, a partir destes, construiu-se a série de retorno nominal, posteriormente deflacionada - da mesma forma como feito com a série

⁵Agradecemos a um parecerista anônimo por ter chamado à atenção para esse fato. Uma versão anterior deste artigo contém a análise desta série mensal.

⁶As séries de consumo agregado nas contas nacionais, por serem calculadas como resíduo, contém erros de mensuração. A estimação por GMM (e o teste de sobreidentificação) permitem inferir se esses erros afetam as estimativas. Para uma explicação mais detalhada deste problema, ver Reis et alli (1998).

⁷Como não há disponibilidade de dados trimestrais para a série de população, foi feita uma interpolação linear na série anual, uma vez que a série de população é muito suave.

⁸As equações também foram estimadas para o modelo com a série trimestral sem correção de sazonalidade mas incluindo-se dummies sazonais nas equações de Euler e como instrumentos, num procedimento idêntico ao feito por Reis et alli(1998), fazendo os resultados nesse caso também diretamente comparáveis.

de juros - para obtenção do retorno real do ativo arriscado.

As Figuras 1 e 2 apresentam os dados aqui usados em frequência anual e trimestral respectivamente. Vale notar a grande variação observada no retorno do índice Bovespa.

Figuras 1 e 2 aqui

3.2 Estimação por GMM

A idéia básica do método generalizado dos momentos é a de implementar um procedimento de escolha de parâmetros que minimize as contrapartidas amostrais ponderadas das condições de ortogonalidade populacionais (também chamadas de restrições de momentos) derivadas do modelo. A estimação por variáveis instrumentais pode ser vista como uma aplicação do método GMM, uma vez que explora a idéia de ortogonalidade entre o resíduo e o conjunto de instrumentos - e, portanto, impõe restrições sobre os momentos populacionais.

Como as propriedades dos estimadores de GMM são atualmente de conhecimento geral do economista e macroeconomista aplicados, não se discute o tema aqui em nenhuma profundidade. O leitor interessado deve, entretanto, consultar Hamilton(1994) e Davidson e MacKinnon(1993) para uma introdução ao assunto. Para uma explicação detalhada das propriedades dos estimadores GMM, ver Hansen (1982), e, para uma explicação sobre a implementação do método e sua aplicação ao modelo macroeconômico básico de consumidor representativo (CRRA) ver Hansen e Singleton (1982). Para uma resenha recente, bastante completa, ver Mátyás(1999).

Para implementação desta técnica, deve-se, inicialmente, selecionar um conjunto de instrumentos. Para este trabalho, visando-se uma maior robustez dos resultados, diferentes conjuntos de instrumentos são utilizados: antes dos resultados de cada modelo na próxima seção, há uma listagem dos instrumentos empregados, procurando-se sempre utilizar os mesmos conjuntos de trabalhos anteriores. Para poder identificar os parâmetros de interesse, é necessário que haja no mínimo o mesmo número de condições de ortogonalidade que o número de parâmetros. Em geral, os modelos são sobre-identificados (mais restrições de ortogonalidade do que parâmetros), de forma que não se pode satisfazer todas as condições de ortogonalidade simultaneamente para um mesmo parâmetro escolhido como ótimo. Para resolver essa questão, utiliza-se uma matriz de ponderações para as várias restrições de momentos - que pode ser estimada de forma ótima. Para dar maior robustez aos resultados, são utilizadas diferentes formas de estimação da matriz ótima de ponderação e de construção da estimativa da matriz de covariância dos parâmetros estimados: o método Newey e West (1987), com janela fixa (denotado por F), de Newey e West (1994) com janela variável (denotado por NWV), e o método de Andrews (1991), com janela variável (denotado por ADW).

A especificação de cada modelo estimado por GMM é testada pelo teste das restrições de sobre-identificação (ver Hansen, 1982) através da estatística

$(T \times J)$, que tem distribuição assintótica χ^2 , com $(r - k)$ graus de liberdade, onde r é o número de condições de ortogonalidade e k o número de parâmetros do modelo estrutural.

4 Resultados Empíricos

Na presente seção, para tentar resumir da melhor forma possível os resultados empíricos, procede-se da seguinte maneira: primeiro, apresentam-se os resultados das estimativas dos parâmetros estruturais de cada modelo individualmente, comparando-se os resultados das estimativas *intra-modelos* nas próximas três seções. Segundo, resume-se todos os resultados empíricos comparando-os *inter-modelos*, de forma a termos uma clara visão da aversão ao risco, da taxa de desconto intertemporal, e da substitutibilidade intertemporal do consumo no Brasil. Isso é feito na quarta seção, que também engloba uma comparação entre os resultados empíricos (brasileiros) aqui obtidos e os da economia americana. Para os últimos, usa-se como referências os estudos de Hansen e Singleton (1982) – utilidade CRRA, com dados mensais, Epstein e Zin(1991) – utilidade Kreps-Porteus, com dados mensais, e Runkle(1991) – utilidade CRRA, com dados anuais.

4.1 Modelo com função utilidade CRRA

Os resultados da estimação de (9) pelo método GMM estão resumidos nas Tabelas 1a a 1c. Seguindo-se Hansen e Singleton(1982) usou-se um sistema com dois tipos de ativos: um de renda fixa (títulos públicos) e outro de renda variável (Índice Bovespa). Cada tabela apresenta as estimativas obtidas utilizando-se diferentes conjuntos de instrumentos e diferentes formas de estimação da matriz de ponderação, como descrito na seção anterior. Somente os resultados das estimativas onde se conseguiu a convergência dos estimadores foram reportados, sendo que a última não foi conseguida em todos os casos.

Tabela 1 aqui

Os resultados das Tabelas 1a à 1c mostram que, em nenhum dos casos, o sistema de equações de Euler foi rejeitado pelo teste $T \times J$ das restrições de sobre-identificação usando os níveis de significância usuais. As estimativas de β mostram-se, em geral, muito próximas à unidade (com mediana de 0.99) para dados em frequência trimestral, embora próximas de 0.9 para dados com frequência anual. Note que, só se pode comparar taxas em frequências diferentes se estas forem equalizadas para alguma frequência comum, o que traria a estimativa mediana trimestral para 0.96 em frequência anual.

Já as estimativas de γ apresentam resultados menos robustos, especialmente se comparamos os resultados das tabelas 1b com os da 1c. Pelos resultados da primeira, tem-se estimativas positivas, entre zero e um, mas geralmente, não significativas (com algumas exceções). Já para a segunda, tem-se estimativas

superiores à unidade e significativas em todos os casos. Se considerarmos os resultados da tabela 1c apenas, teríamos um grau mediano de aversão ao risco de aproximadamente 1.70, o que estaria em linha com o que se poderia esperar à priori. A existência da não-neutralidade ao risco ($\gamma > 0$) obtida na Tabela 1c está em linha com os resultados da Tabela 1a. Entretanto, o resultado para dados anuais revela uma aversão ao risco quase 3 vezes maior que a estimativa mediana para dados trimestrais com *dummies* sazonais (4.89).

De qualquer forma, dado que, tanto nas estimativas anuais, quanto nas estimativas trimestrais com *dummies* sazonais, obteve-se valores relativamente altos para γ – a aversão relativa ao risco, poderíamos concluir que há evidências que esta seja alta para consumidores brasileiros com função utilidade CRRA. Nesse sentido, os resultados com dados trimestrais dessazonalizados, que revelam uma estimativa mediana da aversão ao risco de 0.62, seriam uma nota dissonante. Vale ressaltar, entretanto, que Hansen e Singleton usam dados dessazonalizados semelhantes a estes, razão pela qual não deveríamos desconsiderar esse último resultado de nossa análise.⁹

4.2 Modelo de Hábito Externo

As Tabelas 2a e 2b resumem os principais resultados da estimação do sistema de equações de Euler (para o ativo sem risco e para o ativo arriscado) dado por (15) - em frequência anual e trimestral (dados dessazonalizados).¹⁰ Segue-se a mesma notação das tabelas anteriores, com pequenas variações no conjunto de instrumentos.

Tabela 2 aqui

Os resultados da Tabela 2 são ambíguos, apesar do modelo de hábito externo não ser rejeitado em nenhum caso pelo teste de restrições de sobreidentificação.¹¹ A causa dessa ambigüidade é o fato de encontrarmos forte evidência de que $\kappa = 0$ para dados trimestrais, enquanto encontra-se uma forte evidência de que $\kappa \neq 0$ para dados anuais. Ademais, para os últimos, na maioria das vezes, encontra-se dois tipos de resultados contra-intuitivos que violam pelo menos uma das premissas básicas do modelo de hábito externo. O primeiro é

⁹A luz dos resultados anuais, e levando-se em conta que a única diferença entre as séries trimestrais é a forma de modelar a sua sazonalidade, pode-se concluir que o uso de séries dessazonalizadas possivelmente mascara parte da variação cíclica do crescimento do consumo e do retorno dos ativos. Se este for o caso, então seria preferível usar *dummies* sazonais para isolar a sazonalidade das séries. Se compararmos os resultados em 1c com os de Reis et alli (1998), que também usam *dummies* sazonais para modelar a sazonalidade das séries, nota-se resultados bastante parecidos, com uma estimativa não-trivial para a substituição intertemporal no consumo. Apesar disso, as estimativas de β em Reis et alli são bem menores das que aqui reportadas.

¹⁰Este modelo não foi estimado com usando-se *dummies* sazonais, apenas dados de consumo dessazonalizados, o que seria interessante para fins de comparação com os resultados de Reis et alli(1998).

¹¹Vale notar que, com dados anuais, foi extremamente difícil conseguir a convergência do código de estimação por GMM.

de que $\kappa < 0$, conjuntamente com $\gamma > 0$, sendo o segundo que $\kappa > 0$, conjuntamente com $\gamma < 0$. Note que não há nenhum caso onde ambas as estimativas sejam positivas e individualmente significativas. De qualquer forma, a estimativa mediana para γ é 1.10, o que parece razoável. Já os resultados para β com dados anuais indicam uma estimativa mediana de 0.88, que também parece razoável, embora baixa. Com relação à elasticidade intertemporal de substituição no consumo ψ , como no modelo de hábito externo ela é ainda igual à $1/\gamma$, sua estimativa mediana é de 0.91 para dados anuais.

Para dados trimestrais, na maioria das vezes encontra-se estimativas também razoáveis para β . Entretanto, para γ e κ , encontra-se evidência de que estes sejam individualmente zero, com raríssimas exceções. Vale lembrar que, quando $\kappa = 0$, o modelo de hábito externo se degenera transformando-se no modelo com utilidade CRRA. Note todavia, que há algumas exceções onde se encontra indícios de separabilidade no tempo; ver Tabela 2b. Nesses casos, dados as respectivas estimativas de γ , concluir-se-ia que os agentes são neutros ao risco. Entretanto, a maioria dos resultados da Tabela 2b com dados trimestrais leva a concluir, forçosamente, que não há separabilidade. Nesse caso, as estimativas de γ na Tabela 1 seriam mais eficientes do que aquelas da Tabela 2, pois no modelo com utilidade CRRA estima-se um parâmetro a menos do que naquele com hábito externo.

4.3 Modelo com utilidade tipo Kreps-Porteus

No trabalho original de Espstein e Zin (1991), a estimação do sistema de equações de Euler dado por (21) e (23) foi feita para cinco ativos: o ativo sem risco (título do governo) e quatro grupos de ações¹². Porém, para o caso brasileiro, não há uma série longa desagregada por setores do retorno do IBOVESPA. Dessa forma, neste trabalho, a estimação será feita apenas para o ativo sem risco. Os conjuntos de instrumentos utilizados são os mesmos dos modelos anteriores (sendo que para muitos não se atingiu a convergência dos estimadores).

A escolha dos parâmetros a serem estimados diretamente no sistema composto por (21) e (23) recaiu sobre $(\beta, \eta$ e $\rho)$, dada à sua maior adequação aos métodos numéricos aqui utilizados. Como os parâmetros de interesse são β , ψ e γ ¹³, as estimativas para ψ e γ foram obtidas a partir de $\hat{\eta}$ e $\hat{\rho}$ através do Método Delta; ver Greene (1997).

Para dados trimestrais (Tabela 3b) o modelo não foi rejeitado pelo teste das restrições de sobre-identificação para os conjuntos I3, I4, I7, I9 e I10. Para os casos de não rejeição do modelo, as estimativas para β foram significativas e altas, variando entre 0.94 e 0.98 – com estimativa mediana entre todas as estimativas de 0.96. As estimativas de ψ foram significativamente diferentes de zero

¹²Como os autores consideram o retorno do portfólio ótimo (ou portfólio de mercado) um índice ponderado de ações, os retornos dos ativos de risco considerados foram calculados a partir de índices que refletem os retornos das ações dos quatro principais grupos da classificação SIC que compõem este índice de mercado.

¹³A interpretação do parâmetro η é feita no trabalho original, refletindo a preferência pela resolução “tardia” ou “recente” da incerteza pelo agente.

na maioria dos casos nos quais o modelo não foi rejeitado, ficando, na maioria dos casos, dentro do intervalo $[0.2, 0.3]$ (mediana de 0.29) evidenciando alguma disposição dos agentes em alterarem seu padrão de consumo frente à variações nas taxas de juros, i.e., alguma substitutibilidade intertemporal no consumo. Na maioria dos casos nos quais o modelo não foi rejeitado, encontrou-se que γ não é estatisticamente significativo, o que nos levaria ao modelo com utilidade esperada e preferências logarítmicas. De qualquer forma, a estimativa mediana de γ é 0.68.

Tabela 3 aqui

Para dados anuais (Tabela 3a), obteve-se a convergência das estimativas em menos ocasiões e para poucos conjuntos de instrumentos. Para β , obteve-se uma estimativa mediana de 0.93, mas algumas estimativas atingiram valores acima da unidade ($I6/F$). O parâmetro ψ foi significativamente diferente de zero na maioria dos casos, com estimativa mediana de 0.24, valor próximo ao da estimativa com dados trimestrais. O parâmetro γ foi estatisticamente diferente de zero em quatro casos, num total de nove, obtendo-se estimativas muito discrepantes. Mais uma vez temos preponderantemente indícios de um modelo com utilidade esperada e preferências logarítmicas, sendo que a estimativa mediana de γ é 0.75.

A idéia da utilização da função utilidade Kreps-Porteus para solucionar o equity premium puzzle dos EUA é a de adicionar mais ruído ao pricing kernel (através da inclusão do termo que reflete a incerteza agregada), com o intuito de gerar uma covariância maior (em módulo) com a taxa de retorno dos ativos, dado que a série de consumo agregado é muito suave. Os resultados acima mostram que, para os dados brasileiros, o modelo com utilidade tipo Kreps-Porteus não é capaz de alterar os resultados do modelo básico em grande medida. Primeiro, pelo fato de não ser aplicável para alguns dos conjuntos de instrumentos (testes das restrições de sobre-identificação), evidenciando pouca adequação do modelo aos dados brasileiros. Segundo, por apresentar evidências de não rejeição da hipótese de baixa aversão/neutralidade ao risco. O maior proveito de usarmos esse tipo de especificação refere-se à estimativa da elasticidade substituição intertemporal dissociada do coeficiente de aversão ao risco, sendo que os valores estimados para as primeiras foram relativamente baixos – uma elasticidade mediana de 0.24 para dados anuais e de 0.29 para dados trimestrais. Note que estes valores estão em linha com os mesmos resultados usando a utilidade potência (CRRA) – mediana de 0.21.

4.4 Resumindo os Resultados Brasileiros e Comparando-os com os Americanos

A Tabela 4 apresenta um resumo dos resultados medianos brasileiros usando os três tipos de função utilidade. Para possibilitar a comparabilidade dos resultados inter-modelos, os resultados para a taxa de desconto β são reportados

em termos de taxa equivalente anual. Os resultados podem ser resumidos da seguinte forma:

1. As estimativas para a taxa de desconto β variam de 0.85 à 0.96 em bases anuais. Logo, um valor em torno de 0.90 em bases anuais seria razoável para a economia brasileira.
2. As estimativas do coeficiente de aversão relativa ao risco γ foram pouco robustas, pois há tanto evidência de neutralidade quanto de alta aversão ao risco – estimativas preponderantemente entre 0.5 e 1 para neutralidade e mediana extremamente alta no outro caso 4.89. Portanto, é difícil escolher um valor para representar a aversão ao risco na economia brasileira. Dado o potencial problema de se usar dados dessazonalizados (ao invés de dummies sazonais nas regressões) discutido acima, talvez fosse mais prudente dar preferência aos resultados com dados anuais. Estes apontariam para uma aversão relativa ao risco mediana relativamente alta, entre o valor mediano de $\gamma = 4.89$ para o modelo com utilidade CRRA e $\gamma = 1.10$ para o modelo com hábito externo, embora não se rejeite a neutralidade na maioria dos casos quando se usa utilidade Kreps-Porteus.
3. Os resultados da substitutibilidade intertemporal no consumo, excetuando-se os modelos de hábito externo, apontam uma elasticidade de substituição intertemporal ψ baixa, preponderantemente em torno de 0.25. Também como no caso da aversão relativa ao risco, os resultados são pouco robustos.

Tabela 4 aqui

A comparação entre os resultados brasileiros (aqui encontrados) com os americanos está reportada na Tabela 5. As comparações devem ser feitas, preferivelmente, comparando-se diretamente resultados de modelos iguais em frequências iguais (ou o mais próximas possível, como trimestrais e mensais). Após a comparação, fica claro os seguinte:

1. O consumidor brasileiro é mais impaciente que o americano, pois tem uma taxa de desconto da utilidade futura maior que a dos americanos. Enquanto a nossa é próxima de 0.9 a dos últimos é próxima de 1.0.
2. Os brasileiros são mais avessos ao risco que os americanos, com níveis de aversão ao risco duas ou três vezes maiores que a dos últimos: 4.89 versus 2.3 e 0.62 versus 0.14, dependendo da frequência dos dados. Uma exceção fica por conta dos resultados usando utilidade Kreps-Porteus, onde os americanos têm uma aversão maior: 1.02 versus 0.64. Vale ressaltar que, na maioria das estimativas para o Brasil e também naquelas de Epstein e Zin(1991) para os EUA α foi não significativo. Logo, estatisticamente, pode não haver diferenças entre brasileiros e americanos para a especificação Kreps-Porteus.

3. Os brasileiros têm uma elasticidade intertemporal de substituição no consumo ψ menor que a dos americanos, com valores medianos que são pelo menos a metade dos valores medianos dos consumidores americanos: 0.21 versus 0.45, 1.61 versus 7.14, e 0.29 versus 0.72. Esse resultado pouco surpreende dado o incipiente mercado de capitais brasileiro *vis-a-vis* o padrão internacional; ver os resultados de restrição à liquidez em Reis et alli(1998).

Tabela 5 aqui

Por fim, cabe dizer algo a respeito do *equity premium puzzle*, i.e., o fato de que, para a economia americana, a diferença observada entre os retornos dos índices de ações e a taxa de juros do ativo sem risco não podem ser reconciliados com o modelo CCAPM com utilidade CRRA. O *puzzle* foi inicialmente proposto por Mehra e Prescott(1985). Os primeiros testes econométricos formais em sistemas de equação de Euler foram feitos por Hansen e Singleton(1982) no modelo com utilidade CRRA usando o teste $T \times J$ de Hansen(1982). Hansen e Singleton(1984, Tabela 3, coluna 2)¹⁴ reportam que, ao nível de significância de 5%, o sistema (9) foi rejeitado para todas as listas de instrumentos utilizadas (num total de seis). Mesmo variando a função utilidade, esses resultados se mantêm, pois Epstein e Zin(1991, Tabela 4), usando utilidade Kreps-Porteus, rejeitam o modelo em quatro casos (de seis possíveis) pelo teste $T \times J$. Logo, a aderência do modelo CCAPM aos dados americanos é pequena.

Para o Brasil verificou-se o contrário. Nos testes $T \times J$ de Hansen, os diferentes modelos tiveram um suporte empírico bastante amplo, e mesmo impressionante *vis-a-vis* os resultados americanos. A única exceção foi o modelo com utilidade Kreps-Porteus, e mesmo assim para um número reduzido de casos (4/22). Portanto, uma conclusão que emerge dos nossos resultados empíricos é que não há *equity premium puzzle* para o Brasil. Note que isso ocorre independentemente da função utilidade, da frequência das observações, e da lista de instrumentos usada, o que torna esse resultado relativamente amplo e robusto.

Obviamente, uma investigação minuciosa do *equity premium puzzle* para o Brasil está fora do escopo do presente artigo, embora caiba uma investigação preliminar do assunto. Supondo que a equação (9) valha para dois ativos brasileiros: um título público com retorno R_{1t} e um índice de ações com retorno R_{2t} , e dispensando com hipótese de que o título público seja um ativo sem risco, se combinarmos as duas equações do sistema, temos:

$$0 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (R_{2,t+1} - R_{1,t+1}) \right].$$

¹⁴Note que esse artigo é uma errata ao artigo original de 1982.

Tomando a esperança incondicional da expressão acima, usando-se a Lei das Expectativas Iteradas:

$$0 = E \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (R_{2,t+1} - R_{1,t+1}) \right].$$

Ora, se soubéssemos o valor dos parâmetros populacionais β e γ poderíamos simplesmente testar se $\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (R_{2,t+1} - R_{1,t+1})$ tem média zero ou não, o que se reduz a um simples teste estatístico.

Apesar de não sabermos os valores populacionais de β e γ , usaremos aqui, como investigação preliminar, seus respectivos valores medianos em frequência anual: $\beta = 0.89$ e $\gamma = 4.89$; ver Tabela 1a. Nesse caso, a média de $\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (R_{2,t+1} - R_{1,t+1})$ é 0.257, para dados com frequência anual, o que parece ser um valor alto. Entretanto, o desvio padrão estimado é 0.748, resultando numa estatística t de 1.496. Logo, $E \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (R_{2,t+1} - R_{1,t+1}) \right]$ não é significativamente diferente de zero aos níveis usuais de 5% e 10%. O que parece acontecer nesse caso, é que a variância de $\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (R_{2,t+1} - R_{1,t+1})$ é muito alta, apesar da média também o ser. A partir da observação da Figura 1, fica claro que a variância de $\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (R_{2,t+1} - R_{1,t+1})$ é alta por causa da variância de $(R_{2,t+1} - R_{1,t+1})$.¹⁵ Logo, não há equity premium puzzle para o Brasil devido a grande variação observada no prêmio de risco do mercado acionário.

Vale a pena investigar a não existência do equity premium puzzle para o Brasil por outro ângulo. Se usarmos os dados anuais para computar o prêmio de risco do mercado acionário brasileiro, obtém-se uma média de 29.06% ao ano para o período 1975-1994. Comparado ao valor americano de longo prazo (1889-1978) de 6.18% ao ano, o prêmio de risco aqui é quase cinco vezes o americano. Mesmo levando-se em conta que essa performance de 20 anos pode não se manter no longo prazo, o prêmio de risco brasileiro impressiona. Entretanto, impressionante também é a estimativa de seu desvio padrão: 94.22%. Dessa forma, se testarmos a hipótese nula de que $E(R_{2,t+1} - R_{1,t+1}) = 0$, chega-se à uma estatística t de 1.379. Logo, não se rejeita a hipótese de que o prêmio de risco brasileiro seja nulo aos níveis de significância usuais. Visto por esse ângulo, não há equity premium puzzle para o Brasil simplesmente porque não há equity premium.

Se o mesmo tipo de teste é realizado para a economia americana, usando o retorno do índice Dow-Jones e o juros do título público americano de um ano de maturidade¹⁶, os resultados são opostos. A estatística t da hipótese nula que

¹⁵Ver também Bonomo e Domingues(2000) que argumentam que $\frac{C_{t+1}}{C_t}$ também é relativamente volátil.

¹⁶Ambas as séries foram extraídas da base de dados DRI (Citibase), para o período 1947:1 até 1999:1, em frequência mensal.

$E(R_{2,t+1} - R_{1,t+1}) = 0$ é 1.999, rejeitando-a a 5% de significância. Logo, nos EUA, há tanto equity premium quanto equity premium puzzle, ao contrário do Brasil, onde não há nenhum dos dois.

5 Conclusões

O objetivo deste trabalho foi o de apresentar estimativas do coeficiente de aversão ao risco, da taxa de desconto da utilidade futura, e da elasticidade intertemporal de substituição no consumo no Brasil. Usou-se três diferentes especificações de função utilidade a partir do modelo CCAPM. Em cada um dos casos, a partir das respectivas equações de Euler para o consumidor representativo, estimou-se os parâmetros estruturais pelo método generalizado dos momentos (GMM), e testou-se as restrições de sobre-identificação dos modelos a partir do teste $T \times J$ de Hansen(1982).

Os resultados obtidos permitem que se faça algumas inferências sobre a performance dos modelos para o caso brasileiro e sobre o comportamento do consumidor brasileiro frente ao risco, à substituição intertemporal no consumo, e ao desconto da utilidade futura. Estas podem ser sintetizadas da seguinte forma:

1. Uma estimativa razoável para o fator de desconto, β , no Brasil, é 0.90. Comparando-se brasileiros e americanos fica claro que o consumidor brasileiro é mais impaciente que o americano, que tem um fator de desconto próximo à unidade.
2. Para uma parcela razoável dos modelos estimados, conclui-se que a elasticidade de substituição intertemporal no consumo não é muito alta, com valores, preponderantemente, próximos à 0.25. Isso pode ser interpretado de duas formas opostas: como mais um indicativo da suavização do consumo ou, como evidência da não participação (ou alta restrição de participação) do consumidor brasileiro médio no mercado de ativos (inclusive no mercado de ativos sem risco)¹⁷.
3. Para a aversão relativa ao risco, encontrou-se resultados ambíguos: para o modelo com utilidade CRRA, usando dados anuais, encontrou-se valores relativamente altos para a aversão ao risco (valor mediano de 4.89). Para os demais modelos e frequências de dados, chegou-se a uma aversão relativa ao risco preponderantemente dentro do intervalo $[\frac{1}{2}, 1]$, com forte evidência de neutralidade ao risco. Nas comparações internacionais, concluiu-se que os brasileiros são mais avessos ao risco que os americanos. Entretanto, vale ressaltar que, para o modelo com utilidade Kreps-Porteus, encontrou-se uma aversão ao risco um pouco menor que americana, apesar de mais uma vez haver forte evidência de neutralidade ao risco.

¹⁷Esta conclusão está de acordo com estimativas feitas para dados brasileiros em Reis et alli (1998), na qual estimou-se que 80% dos consumidores brasileiros são do tipo restrito, no sentido de Campbell e Mankiw (1989).

Apesar de não podermos ser totalmente conclusivos com relação à elasticidade intertemporal de substituição no consumo, devemos preferir uma elasticidade baixa, que foi o resultado preponderante com dados anuais. Note que esse resultado está em linha com a existência de um incipiente mercado de crédito no Brasil. Com relação à aversão relativa ao risco, deve-se preferir o resultado de aversão ao risco alta e não nula por duas razões: (i) para um dos modelos onde ela é estatisticamente e numericamente zero (utilidade Kreps-Porteus), deram-se as únicas (e poucas) rejeições da escolha paramétrica refletidas nas equações de Euler, e (ii) para dados anuais temos forte evidência de uma alta aversão relativa ao risco.

Nos testes de sobre-identificação de Hansen, em raríssimos casos se rejeitou os modelos estimados, o que nos levou a concluir que, contrariamente ao caso da economia americana, não há não há equity premium puzzle para o Brasil. Segundo nossa investigação preliminar, a não existência do equity premium puzzle se deve ao fato de que há grande variação no prêmio de risco do mercado acionário. Como consequência dessa variabilidade, não se rejeitou que o prêmio de risco do mercado acionário brasileiro seja estatisticamente zero. Logo, concluímos que não há equity premium puzzle para o Brasil porque não há equity premium.

Por fim, um assunto potencial para pesquisa futura seria uma avaliação alternativa dos três modelos aqui estimados: utilidade CRRA, hábito externo, e utilidade Kreps-Porteus. Vale lembrar que, nos testes das restrições de sobre-identificação, a única especificação que apresentou problemas (ainda que parciais) foi a usando a utilidade Kreps-Porteus, e seria interessante poder escolher dentre estas especificações qual delas seria a mais apropriada para representar os consumidores brasileiros. Parte do problema diz respeito ao teste $T \times J$, que tem baixo poder. Poderíamos buscar formas alternativas de escolher modelos usando testes de especificação alternativos. Diebold, Ohanian e Berkowitz(1998), dentre outros, propõem uma forma interessante de avaliar modelos, que compara dados e modelos em todas as frequências, ponderando as diferenças de forma distinta dependendo da frequência. Esse desvio ponderado entre dados e modelos pode ser usado para avaliar os últimos usando testes estatísticos.

References

- [1] ABEL, A., “Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses,” *American Economic Review* 80(1990), Papers and Proceedings, 38-42.
- [2] ANDREWS, D. “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica*, 59(1991), 817-858.
- [3] Bonomo, Marco A.C. e Domingues, Gabriela B., “Brazilian Assset Pricing Puzzles,” Mimeo, EPGE-FGV, 2000.

- [4] BERNANKE, B., "Adjustment Costs, Durable Goods and Aggregate Consumption," *Journal of Monetary Economics*, (1985).
- [5] CAMPBELL, J., "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data," *American Economic Review*, 83(1993), 487-512.
- [6] CAMPBELL, J., A. LO e A. MACKINLAY, *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton: Princeton University Press, 1997.
- [7] CAMPBELL, J. e G. MANKIWI, "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," *NBER Macroeconomics Annual*, 1989.
- [8] CONSTANTINIDES, G., "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle," *Journal of Political Economy*, 98(1990), 519-543.
- [9] Diebold, F., Ohanian, L. e Berkowitz, J., "Dynamic Equilibrium Economies: a Framework for Comparing Models and Data," *Review of Economic Studies*, vol. 65, pp. 433-451, 1989.
- [10] DEATON, A., *Understanding Consumption*. New York: Oxford University Press, 1992.
- [11] DUFFIE, D., "The Nature of Incomplete Security Markets," in J. Laffont (org.), *Advances in Economic Theory*. Cambridge University Press, 1992.
- [12] EPSTEIN, L. e S. ZIN, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica*, 57(1989), 937-968.
- [13] EPSTEIN, L. e S. ZIN, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 99(1991), 263-286.
- [14] GREENE, W.H., *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 1997
- [15] GROSSMAN, S. e G. LAROQUE, "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods," *Econometrica*, 58(1989), 25-52.
- [16] HALL, R., "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy*, 96(1988), 221-273.
- [17] HAMILTON, J., *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [18] HANSEN, L., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50(1982), 1029-1054.
- [19] HANSEN, L. e K. SINGLETON, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models," *Econometrica*, 50(5), 1982, pp. 1269-1286.

- [20] HANSEN, L. e K. SINGLETON, “Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns,” *Journal of Political Economy*, 91(1983), 249-266.
- [21] HANSEN, L. e K. SINGLETON, Errata do artigo “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models,” *Econometrica*, 52(1), 1984, pp. 267-268.
- [22] HANSEN, L. e R. JAGANNATHAN, “Restriction on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Asset Returns,” *Journal of Political Economy*, 99(1991), 225-262.
- [23] KREPS, D. e E. PORTEUS, “Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory,” *Econometrica*, 46(1978), 185-200.
- [24] LUCAS, R., “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, 46(1978), 1429-1445.
- [25] MANKIW, G., “The Equity Premium and the Concentration of Aggregate Shocks,” *Journal of Financial Economics*, 17(1986), 211-219.
- [26] MÁTYÁS, L., Editor, *Generalized Method of Moments Estimation*, Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- [27] MEHRA, R., e E. PRESCOTT, “The Equity Premium: A Puzzle,” *Journal of Monetary Economics*, 15(1985), 145-161.
- [28] NEWEY, W. e K. WEST, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55(1987), 703-708.
- [29] REIS, E.J., J.V. ISSLER, F. BLANCO e L. CARVALHO, “Renda Permanente e Poupança Precaucional: Evidências Empíricas para o Brasil no Passado Recente,” *Pesquisa de Planejamento Econômico*, 28(1998), 233-272.
- [30] ROMER, D., *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, 1996.
- [31] RUNKLE, D., “Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis: Evidence from Panel Data,” *Journal of Monetary Economics*, 27 (1991), 73-98.
- [32] SCHEINKMAN, J.A., e L. WEISS, “Borrowing Constraints and Aggregate Economic Activity,” *Econometrica*, 54(1986), 23-45.

A Apêndice – Figuras e Tabelas

Figura 1: Dados em Frequência Anual

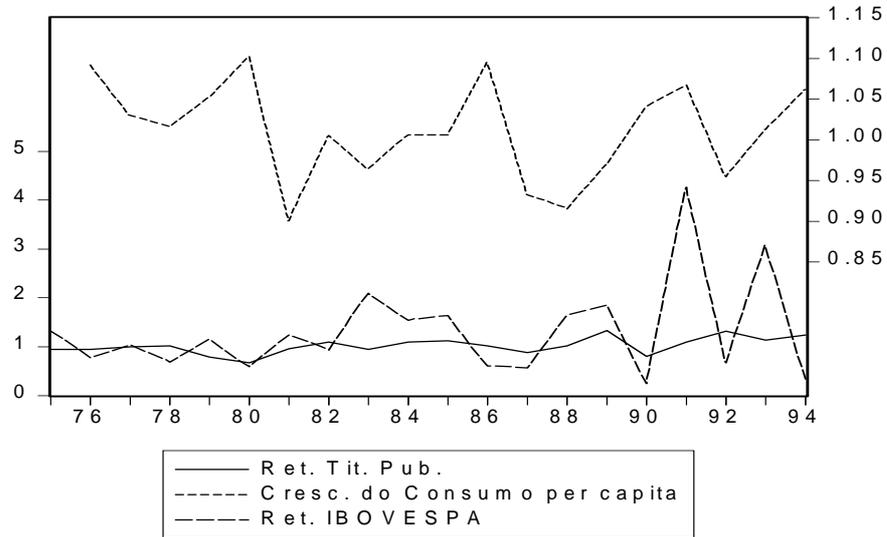


Figura 2: Dados em frequência trimestral

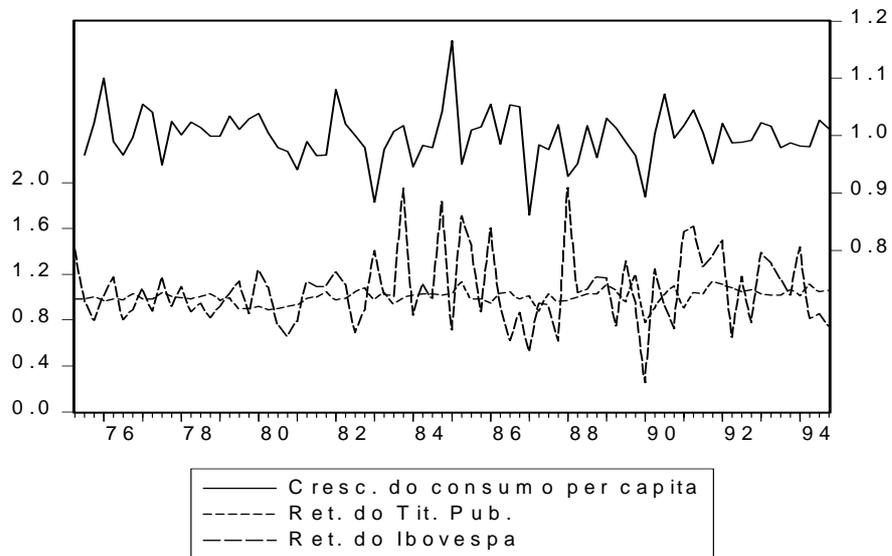


TABELA 1: Utilidade CRRA - Sistema de equações de Euler:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (1 + R_{i,t+1}) \right], \forall i = 1, \dots, N$$

onde $N = 2$, e $R_{1,t+1}$ = Retorno do IBOVESPA e $R_{2,t+1}$ = Retorno do Título Público

(a) dados anuais			(b) dados trimestrais dessazonalizados			(c) dados trimestrais com <i>dummies</i> sazonais					
Inst./Mtz.	β	γ	T x J	Inst./Mtz.	β	γ	T x J	Inst./Mtz.	β	γ	T x J
I4/F	0.894** (0.021)	4.810** (0.238)	6.774 (0.872)	I3/F	0.995** (0.008)	0.891 (0.701)	6.468 (0.594)	I3/F	0.978** (0.017)	1.320** (0.485)	10.129 (0.518)
I7/ADW	0.890** (0.04)	4.970** (0.34)	10.200 (0.598)	I3/NWV	0.993** (0.041)	1.255** (0.618)	5.700 (0.680)	I3/ADW	0.984** (0.022)	1.287** (0.513)	10.658 (0.472)
I8/ADW	0.740** (0.04)	6.810** (1.09)	11.050 (0.525)	I3/ADW	0.991** (0.008)	0.856 (0.789)	7.768 (0.456)	I4/F	0.968** (0.016)	1.373** (0.335)	11.295 (0.731)
I8/F	0.830** (0.03)	6.600** (0.53)	6.630 (0.881)	I4/F	0.981** (0.006)	-0.589 (0.394)	9.978 (0.617)	I4/NWD	0.970** (0.013)	1.739** (0.300)	9.323 (0.860)
I7/F	0.640** (0.04)	4.490** (0.66)	13.010 (0.327)	I4/NWV	0.982** (0.005)	0.566* (0.316)	7.192 (0.844)	I4/ADW	0.979** (0.020)	1.176** (0.402)	13.748 (0.544)
I7/NWV	0.900** (0.04)	6.820** (0.31)	9.010 (0.702)	I4/ADW	0.987** (0.007)	0.700 (0.612)	15.107 (0.235)	I6/F	0.963** (0.024)	2.2284** (0.621)	12.267 (0.658)
I4/NWV	0.890** (0.02)	5.790** (0.27)	6.800 (0.871)	I6/F	0.993** (0.005)	0.311 (0.507)	10.373 (0.583)	I6/ADW	0.961** (0.024)	1.6826** (0.565)	15.244 (0.433)
I9/ADW	1.010** (0.03)	1.360 (1.48)	4.76 (0.575)	I6/NWV	1.000** (0.005)	0.125 (0.423)	7.592 (0.816)	I7/F	0.819** (0.045)	4.7902** (1.443)	10.266 (0.802)
I9/F	0.990** (0.02)	0.590 (1.33)	4.42 (0.620)	I6/ADW	0.986** (0.006)	0.146 (0.509)	18.065 (0.113)	I7/NWV	0.776** (0.042)	6.4381** (1.369)	8.957 (0.879)
I9/NWV	1.000** (0.02)	2.640* (1.37)	4.08 (0.666)	I7/F	0.986** (0.007)	0.677 (0.518)	10.108 (0.606)	I7/ADW	0.843** (0.047)	3.9593** (1.499)	11.656 (0.704)
				I7/NWV	0.992** (0.007)	0.399 (0.402)	7.335 (0.834)				
				I7/ADW	0.988** (0.013)	2.202* (1.227)	11.539 (0.784)				
Estimativa											
Mediana	0.89	4.89			0.99	0.62			0.97	1.70	

Notas: (1) Inst. se refere à lista de instrumentos utilizada. Todas estas contém uma constante. Além disso, I1 usa duas defasagens de $R_{1,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I2 usa duas defasagens de $R_{2,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I3 usa duas defasagens de $R_{1,t}$ e C_t/C_{t-1} , I4 usa duas defasagens de $R_{1,t}$, $R_{2,t}$ e C_t/C_{t-1} , I5 usa duas defasagens de $R_{2,t}$ e C_t/C_{t-1} , I6 usa duas defasagens de $R_{1,t+1}$, $R_{2,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I7 usa três defasagens de $R_{1,t+1}$ e $R_{2,t+1}$, I8 usa duas defasagens de $R_{1,t-1}$, $R_{2,t-1}$ e C_{t-1}/C_{t-2} , I9 usa duas defasagens de C_{t+1}/C_t , I10 usa uma defasagem de $R_{1,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I11 usa uma defasagem de $R_{1,t}$ e C_t/C_{t-1} . Nas estimativas com *dummies* sazonais estas também foram incluídas como instrumentos nas listas anteriores, embora mantivéssemos a mesma notação anterior. (2) Mtz. se refere à forma como foi estimada a Matriz de variância-covariância das restrições de momento usadas, onde o símbolo F denomina o uso da técnica em Newey e West(1987), com janela fixa, ADW denomina o uso da técnica em Andrews(1991), com janela variável, e NWV denomina o uso da técnica em Newey e West (1994), com janela variável. (3) Os números entre parênteses, abaixo das estimativas dos parâmetros, são seus respectivos desvios-padrão estimados, robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação serial nas restrições de momento. (4) A estatística $T \times J$ do teste das restrições de sobre-identificação de Hansen(1982), bem como o seu respectivo p-valor são apresentados na última coluna de cada conjunto de estimativas para o sistema. (5) A última linha da tabela apresenta a estimativa mediana para cada conjunto de estimativas num determinada frequência de observações. (6) * e ** denotam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes de zero num teste unicaudal ao nível de 5% e 1%.

TABELA 2: Utilidade com Hábito Externo - Sistema de equações de Euler:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{\kappa(\gamma-1)} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (1 + R_{i,t+1}) \right], \forall i = 1, \dots, N.$$

onde $N = 2$, e $R_{1,t+1}$ = Retorno do IBOVESA e $R_{2,t+1}$ = Retorno do Título Público

	(a) dados anuais				(b) dados trimestrais dessazonalizados				
Inst./Mtz.	β	κ	γ	T x J	Inst./Mtz.	β	κ	γ	T x J
I4"/ADW	1.044** (0.010)	-0.792* (0.423)	-0.709 (0.458)	9.204 (0.603)	I1"/F	1.004** (0.009)	2.894** (0.566)	0.614 (0.591)	5.332 (0.619)
I8/ADW	0.751** (0.060)	-0.601** (0.167)	12.993** (2.227)	7.140 (0.787)	I1"/ADW	0.995** (0.009)	3.280 (6.77)	0.695 (0.620)	6.516 (0.480)
I4/NWV	0.860** (0.01)	-0.350** (0.10)	3.390** (0.17)	5.280 (0.917)	I4/F	0.987** (0.007)	1.190 (1.112)	0.492 (0.370)	9.094 (0.613)
I4/F	0.920** (0.01)	-11.88** (0.03)	1.00** (0.12)	6.400 (0.845)	I4/NWV	0.991** (0.006)	0.679 (0.454)	0.436 (0.285)	7.130 (0.788)
I4"/F	0.820** (0.03)	0.570** (0.29)	-1.600 (1.60)	6.560 (0.833)	I4/ADW	0.987** (0.08)	3.442 (11.89)	0.833 (0.579)	13.172 (0.282)
I4"/NWV	0.870** (0.01)	0.660** (0.28)	-0.65 (0.72)	4.800 (0.940)	I4"/F	0.979** (0.008)	3.655 (16.25)	0.815 (0.529)	8.416 (0.675)
I7/NWV	0.890** (0.09)	-0.520** (0.04)	60.28** (0.90)	6.29 (0.901)	I4"/NWV	0.979** (0.007)	0.584 (0.520)	0.410 (0.484)	7.625 (0.746)
I11/F	1.04** (0.03)	3.58 (45.57)	1.19 (2.32)	2.89 (0.409)	I6"/F	0.998** (0.007)	1.533 (1.350)	0.413 (0.376)	9.663 (0.560)
					I6"/NWV	1.003** (0.005)	0.524 (0.533)	0.498* (0.278)	6.787 (0.816)
					I6"/ADW	0.988** (0.007)	1.563 (2.46)	0.654 (0.472)	14.321 (0.215)
					I7/NWV	0.956** (0.032)	3.212 (2.206)	2.617* (1.484)	6.537 (0.835)
					I8/F	0.984** (0.007)	0.694 (0.526)	-0.687 (0.799)	10.648 (0.473)
					I8/ADW	0.986** (0.006)	3.730** (0.521)	-0.336 (0.69)	13.421 (0.266)
					I10"/F	0.994** (0.008)	0.745 (1.102)	0.192 (0.580)	2.404 (0.492)
					I10"/NWV	0.998** (0.009)	0.967 (1.386)	0.302 (0.594)	2.424 (0.489)
					I10"/ADW	0.992** (0.007)	0.571 (0.424)	-0.028 (0.590)	2.359 (0.501)
Estimativa Mediana	0.88	-0.44	1.10			0.99	1.36	0.46	

Notas: (1) Inst. se refere à lista de instrumentos utilizada. Todas estas contém uma constante. Além disso, I1 usa duas defasagens de $R_{1,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I2 usa duas defasagens de $R_{2,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I3 usa duas defasagens de $R_{1,t}$ e C_t/C_{t-1} , I4 usa duas defasagens de $R_{1,t}$, $R_{2,t}$ e C_t/C_{t-1} , I5 usa duas defasagens de $R_{2,t}$ e C_t/C_{t-1} , I6 usa duas defasagens de $R_{1,t+1}$, $R_{2,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I7 usa três defasagens de $R_{1,t+1}$ e $R_{2,t+1}$, I8 usa duas defasagens de $R_{1,t-1}$, $R_{2,t-1}$ e C_{t-1}/C_{t-2} , I9 usa duas defasagens de C_{t+1}/C_t , I10 usa uma defasagem de $R_{1,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I11 usa uma defasagem de $R_{1,t}$ e C_t/C_{t-1} . Em alguns casos, usou-se estes mesmos conjuntos de instrumentos genéricos (I) com a taxa de crescimento do consumo defasada de um período adicional, denominados IJ". (2) Mtz. se refere à forma como foi estimada a Matriz de variância-covariância das restrições de momento usadas, onde o símbolo F denomina o uso da técnica em Newey e West(1987), com janela fixa, ADW denomina o uso da técnica em Andrews(1991), com janela variável, e NWV denomina o uso da técnica em Newey e West (1994), com janela variável. (3) Os números entre parênteses, abaixo das estimativas dos parâmetros, são seus respectivos desvios-padrão estimados, robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação serial nas restrições de momento. (4) A estatística $T \times J$ do teste das restrições de sobre-identificação de Hansen(1982), bem como o seu respectivo p-valor são apresentados na última coluna de cada conjunto de estimativas para o sistema. (5) A última linha da tabela apresenta a estimativa mediana para cada conjunto de estimativas num determinada frequência de observações. (6) * e ** denotam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes de zero num teste unicaudal ao nível de 5% e 1%.

TABELA 3: Utilidade Keps-Porteus - Sistemas de equações de Euler:

$$1 = E_t \left[\beta^\eta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\eta(\rho-1)} \tilde{B}_{t+1}^{\eta-1} (1 + R_{i,t+1}) \right], \forall i = 1, \dots, N.$$

$$E_t \left[\frac{\left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(\rho-1)} \tilde{B}_{t+1} \right]^\eta - 1}{\eta} \right] = 0$$

onde $N = 1$, e \tilde{B}_{t+1} = Retorno do IBOVESPA e $R_{1,t+1}$ = Retorno do Título Público, $\eta = \frac{\alpha}{\rho}$, $\psi = \frac{1}{1-\rho}$, $\gamma = 1 - \alpha$.

(a) dados anuais						(b) dados trimestrais dessazonalizados					
Inst./Mtz.	β	ρ	ψ	γ	T x J	Inst./Mtz.	β	ρ	ψ	γ	T x J
I4/NWV	0.934** (0.008)	1.521** (0.256)	-1.919** (0.943)	0.032 (0.175)	5.185 (0.921)	I2/ADW	0.947** (0.010)	2.439** (0.747)	-0.694** (0.114)	1.151** (0.192)	15.76 (0.027)
I9/F	0.931** (0.005)	-3.192 (3.562)	0.238 (0.202)	2.797* (1.579)	1.619 (0.655)	I3/F	0.946** (0.020)	-2.473* (1.408)	0.287** (0.116)	-0.271 (1.07)	8.85 (0.263)
I9/ADW	0.932** (0.059)	-3.185 (3.563)	0.238 (0.203)	-0.802 (1.595)	1.615 (0.655)	I3/NWV	0.949** (0.020)	-2.447** (1.27)	0.290** (0.107)	-0.262 (0.921)	7.717 (0.358)
I10/ADW	0.820** (0.104)	10.567** (2.878)	-0.104** (0.031)	-27.23** (8.735)	2.61 (0.455)	I4/F	0.960** (0.020)	-2.477** (1.17)	0.287** (0.096)	-1.137 (1.158)	10.725 (0.151)
I11/F	1.020** (0.05)	-0.289 (1.870)	0.775 (1.125)	1.308 (1.998)	2.403 (0.493)	I4/NWV	0.985** (0.019)	-1.166 (0.904)	0.375** (0.127)	-0.699 (0.986)	8.662 (0.653)
I11/NWV	0.975** (0.053)	-2.839 (16.25)	0.260** (0.124)	3.083** (1.27)	1.989 (0.544)	I4/ADW	0.946** (0.019)	-1.206 (1.108)	0.453** (0.227)	-0.111 (1.008)	18.15 (0.078)
I9/F	0.94** (0.06)	-3.180 (3.55)	0.240 (0.20)	2.780 (1.92)	1.800 (0.610)	I7/F	0.966** (0.016)	-2.207 (1.340)	0.311** (0.122)	0.802** (0.223)	6.590 (0.831)
I6/F	1.19** (0.03)	0.130** (0.41)	1.149** (0.54)	0.750 (0.79)	6.120 (0.865)	I7/ADW	0.969** (0.018)	-2.475 (1.665)	0.287** (0.137)	1.193** (0.453)	7.524 (0.755)
I6/NWV	0.81** (0.02)	4.390** (0.74)	-0.294** (0.06)	-5.360** (1.08)	17.46 (0.095)	I9/F	0.961** (0.018)	1.517** (0.666)	-1.934 (2.497)	0.676* (0.349)	1.694 (0.638)
						I9/NWV	0.964** (0.017)	1.401** (0.665)	-2.493 (4.204)	0.632** (0.305)	1.740 (0.628)
						I9/ADW	0.960** (0.018)	1.676** (0.730)	-1.477 (1.595)	0.644 (0.452)	1.725 (0.631)
						I10/ADW	0.963** (0.025)	-1.408 (6.38)	0.415 (1.100)	1.516 (2.356)	0.808 (0.847)
						I11/F	0.957** (0.020)	-0.033 (1.092)	0.968 (1.168)	0.975 (0.834)	7.242 (0.064)
Estimativa	0.93		0.24	0.75			0.96		0.29	0.68	
Mediana											

Notas: (1) Inst. se refere à lista de instrumentos utilizada. Todas estas contém uma constante. Além disso, I1 usa duas defasagens de $R_{1,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I2 usa duas defasagens de \tilde{B}_{t+1} e C_{t+1}/C_t , I3 usa duas defasagens de $R_{1,t}$ e C_t/C_{t-1} , I4 usa duas defasagens de $R_{1,t}$, \tilde{B}_t e C_t/C_{t-1} , I5 usa duas defasagens de \tilde{B}_t e C_t/C_{t-1} , I6 usa duas defasagens de $R_{1,t+1}$, \tilde{B}_{t+1} e C_{t+1}/C_t , I7 usa três defasagens de $R_{1,t+1}$ e \tilde{B}_{t+1} , I8 usa duas defasagens de $R_{1,t-1}$, \tilde{B}_{t-1} e C_{t-1}/C_{t-2} , I9 usa duas defasagens de C_{t+1}/C_t , I10 usa uma defasagem de $R_{1,t+1}$ e C_{t+1}/C_t , I11 usa uma defasagem de $R_{1,t}$ e C_t/C_{t-1} . (2) Mtz. se refere à forma como foi estimada a Matriz de variância-covariância das restrições de momento usadas, onde o símbolo F denomina o uso da técnica em Newey e West(1987), com janela fixa, ADW denomina o uso da técnica em Andrews(1991), com janela variável, e NWV denomina o uso da técnica em Newey e West (1994), com janela variável. (3) Os números entre parênteses, abaixo das estimativas dos parâmetros, são seus respectivos desvios-padrão estimados, robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação serial nas restrições de momento. (4) A estatística $T \times J$ do teste das restrições de sobre-identificação de Hansen(1982), bem como o seu respectivo p-valor são apresentados na última coluna de cada conjunto de estimativas para o sistema. (5) A última linha da tabela apresenta a estimativa mediana para cada conjunto de estimativas num determinada frequência de observações. (6) * e ** denotam, respectivamente, parâmetros significativamente diferentes de zero num teste uni-caudal ao nível de 5% e 1%.

TABELA 4: Resumo dos Resultados para o Brasil usando Estimativas Medianas

		Dados Anuais			Dados Trimestrais Dessazonalizados		
		BRASIL					
		CRRA	Hábito Externo	Kreps-Porteus	CRRA	Hábito Externo	Kreps-Porteus
β	(taxa de desconto em bases anuais)	0.890	0.880	0.930	0.960	0.960	0.850
γ	(aversão relativa ao risco)	4.89	1.10	0.75	0.62	0.46	0.64
ψ	(elasticidade intertemporal de substituição no consumo)	0.21	0.91	0.24	1.61	2.17	0.29

Notas: (1) Os resultados reportados aqui foram extraídos das Tabelas 1, 2, e 3 acima. (2) Para permitir a comparação das estimativas em diferentes frequências de β , todas foram transformadas na taxa equivalente anual correspondente.

TABELA 5: Resumo dos Resultados para os EUA usando Estimativas Medianas

		Dados Anuais			Dados Mensais Dessazonalizados		
		EUA					
		CRRA	Hábito Externo	Kreps-Porteus	CRRA	Hábito Externo	Kreps-Porteus
β	(taxa de desconto em bases anuais)	--	--	--	0.995	--	0.980
γ	(aversão relativa ao risco)	2.25	--	--	0.14	--	1.02
ψ	(elasticidade intertemporal de substituição no consumo)	0.45	--	--	7.14	--	0.72

Notas: (1) Para permitir a comparação das estimativas em diferentes frequências de β , todas foram transformadas na taxa equivalente anual correspondente. (2) Os resultados usando a função CRRA e dados anuais foram extraídos de Runkle(1991, Tabela 2, coluna 1). (3) Os resultados usando a função CRRA, usando dados mensais, relativos ao sistema com o retorno dos títulos públicos do índice da bolsa, foram extraídos de Hansen e Singleton(1984, Tabela 3, coluna 2). Note que esse resultado saiu reportado numa errata ao artigo original de 1982. (4) Os resultados usando utilidade Kreps-Porteus e dados mensais foram extraídos de Epstein e Zin(1991, Tabela 4).