Marlene Isabel Silva Marchena Bielschowsky

Um Teste do ICAPM para o Mercado Acionário Brasileiro

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia e Finanças.

Florianópolis

Junho de 2005

Agradecimentos

Ao professor Newton C. A. Costa Jr., meu orientador, pelo apoio e dedicação.

A Ricardo Wyllie, pela ajuda durante a realização do trabalho, assim como pela sua amizade ao longo destes anos.

A CAPES pelo suporte financeiro durante o curso.

Aos meus pais.

A Henri.

Resumo

O presente estudo testa empíricamente o ICAPM, tentando verificar se o modelo explica o problema de formação da preços melhor que o CAPM tradicional.

Com este objetivo, testou-se o modelo no mesmo espírito dos trabalhos de Rubio (1989) e Faff e Chan (1998), para o mercado acionário brasileiro no período de Janeiro de 1995 a Janeiro de 2004, utilizando o ouro, o dólar e a poupança como ativos de *hedging.*

A principal conclusão é a rejeição do modelo. Utilizando a estatística F exata e um teste GMM restrito, rejeita-se o ICAPM para os três ativos de *hedging.* Assim, o modelo de dois fatores não se apresenta como solução para o problema da formação de preços.

Abstract

The present study performs empirical tests of the ICAPM as an attempt to check if this model explains the problem of asset pricing better than the tradicional CAPM.

With this purpose, we test the model in the same spirit than the works of Rubio (1989) and Faff and Chan (1998), for the Brazil stock market in the period from January 1995 to January 2004, using gold, dollar and savings as hedging assets.

Our main conclusion is the rejection of the model. Using the F exact statistics and a restricted GMM test we reject the ICAPM for the three hedging assets. Thus the two factor model does not appear to be a solution for the problem of asset pricing.

Conteúdo

Lista de Tabelas

Capítulo 1

Introdução

Um dos maiores desafios da moderna teoria financeira é tentar explicar o *trade-off* entre risco e retorno dos ativos de mercado. Markowitz (1952) trata o problema da seleção da carteira em termos de retorno esperado e variância do retorno. Ele estabelece que o investidor poderia otimamente manter uma carteira media-variância eficiente, isto é, o individuo prefere uma carteira com o maior retorno esperado dado um nível de risco ou o menor risco para um dado nível de retorno.

O CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), desenvolvido originalmente por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) surge como uma extensão ao modelo de otimização de media-variância de Markowitz. O modelo mostra que a carteira de todos os investimentos ou carteira de mercado é media-variância eficiente.

O CAPM apresentou-se como um modelo simples de precificação de ativos que relaciona o prêmio de risco do ativo como sendo proporcional ao prêmio de risco de mercado. E a variável de "proporcionalidade" seria o coeficiente beta do ativo, medido pela covariância do retorno do ativo com o retorno do mercado.

Entretanto, nos últimos anos, testes empíricos apresentaram resultados a favor e contra o modelo. Black, Jensen e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1973) e outros encontraram uma relação positiva, porém não proporcional, entre a média dos excessos de retorno e o beta usando uma *proxy* para a carteira de mercado.

Outros estudos, como o trabalho de Fama e French (1992), apontam para a inexistência de um *trade-off* entre risco e retorno, logo o beta não seria uma medida apropriada de risco.

Roll (1977) deu início a um debate sobre a própria testabilidade do modelo. Este autor argumentou que dado que a única previsão real do CAPM é de que a carteira de mercado é eficiente, seria esta previsão a que deveria ser testada. Um outro ponto criticado por Roll refere-se ao uso de *proxies* para a carteira de mercado. Segundo ele, é impossível de se medir a verdadeira carteira de mercado, pois ela deveria incluir todos os ativos, negociáveis ou não. Logo, deveríamos incluir capital humano, objetos de arte, ações, imóveis, ouro, etc. o que seria inviável.

Os resultados contraditórios dos trabalhos empíricos que testam o CAPM levaram muitos autores a concluir que o beta do CAPM não explica completamente o retorno do ativo.

Como alternativa ao CAPM surgem os chamados modelos multifator, isto é, modelos que incluem um ou mais fatores dentro do modelo básico do

CAPM. Existem duas principais teorias a este respeito: o APT (*Arbitrage Pricing Theory*) desenvolvido por Ross (1976) e o ICAPM (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model*) desenvolvido por Merton (1973). O primeiro é baseado em argumentos de arbitragem e o segundo em argumentos de equilíbrio.

A segunda teoria, objeto de nosso estudo, ataca principalmente a natureza estática do CAPM. Segundo Merton, esta natureza não reflete a realidade pois se assume implicitamente que os investidores consomem toda sua riqueza depois de um único período; logo riqueza e consumo acabavam se misturando.

Merton desvincula estes dois ingredientes no ICAPM. Neste modelo o investidor passa a tomar suas decisões de alocação e consumo ao longo do tempo levando em consideração o problema de maximização da função de utilidade intertemporal.

Nestas circunstâncias os investidores estarão expostos a outro tipo de risco, além do risco sistemático, aquele referido a possíveis mudanças desfavoráveis na taxa de juros. Logo, o investidor, para se proteger desta classe de risco, teria que incluir um ativo que esteja negativamente correlacionado com a variável estado, isto é, a taxa de juros.

Tem-se então que o investidor utiliza o ativo de *hedging* para se proteger contra mudanças imprevistas na taxa sem risco futura. Conseqüêntemente, o retorno esperado não seria explicado somente pelo beta do CAPM tradicional, mas também pela inclusão de um ativo de *hedging*.

Merton argumenta que o investidor tem a habilidade de identificar variáveis estado que capturam estas incertezas e de construir carteiras que os protejam contra mudanças desfavoráveis nestas variáveis estado. Logo, faria sentido construir carteiras que adicionem este tipo de proteção (*hedge*).

Portanto, no ICAPM, o excesso de retorno esperado de um dado ativo seria dado por uma versão "multi-beta" do CAPM, com um número de betas igual a um mais o número de variáveis de estado necessárias para descrever as características relevantes do conjunto de oportunidades de investimento.

Continuando nesta linha Breeden (1979) e Lucas (1978) apresentam uma extensão do ICAPM de Merton, o que seria conhecido como CCAPM (*Consumption Capital Asset Pricing Model*).

A principal crítica ao modelo de Merton é a de que estas variáveis estado não são facilmente identificáveis, tendo-se então que este modelo intertemporal não seria testável empiricamente, logo não seria muito útil na tomada de decisões. Um modelo apropriado seria o CCAPM.

No CCAPM, igual ao de Merton, o investidor maximiza sua utilidade esperada do consumo ao longo do tempo, porém, de maneira diferente ao ICAPM, este modelo apresenta um único beta, o beta de consumo.

O CCAPM relaciona o prêmio de risco do ativo como sendo proporcional ao beta de consumo, medido pela covariância do retorno do ativo com o nível de consumo.

Mankiw e Shapiro (1986) argumentam que o beta de consumo se apresenta como sendo uma medida melhor que o beta de mercado. O argumento é que o CCAPM apresenta-se como um modelo preferível em nível teórico, já que consegue integrar a macroeconomia moderna e a economia internacional dentro do problema de precificação de ativos, além do que supera o CAPM no sentido de que consegue explicar a formação da taxa de juros sem risco e o prêmio de risco, considerado no CAPM como exógenos, através de variáveis macroeconômicas.

Mehra e Prescott (1985) foram os primeiros em testar o CCAPM no mercado acionário americano. Estes autores mostraram a dificuldade do CCAPM em explicar o elevado prêmio do retorno da carteira em relação ao ativo sem risco.[1]

Muitos trabalhos empíricos foram realizados para testar o CCAPM, apesar de sua difícil aplicação prática devido à dificuldade de se obter séries de consumo.

O presente trabalho não segue este caminho, pelo contrário, testa-se empiricamente o modelo original de Merton tentando verificar se explica o problema da formação de preços melhor que, o tradicionalmente usado, CAPM.

Com este objetivo, testou-se o modelo para o mercado acionário brasileiro à luz dos trabalhos de Rubio (1989) e Faff e Chan (1998) no período de Janeiro de 1995 a Janeiro de 2004, utilizando como ativos de *hedging* o ouro, o dólar e a poupança.

A escolha da poupança e dólar é devida a que tradicionalmente estas variáveis são usadas como ativos de *hedging* na economia brasileira. Por muitas décadas o Brasil apresentou um cenário de instabilidade caracterizado por alta inflação. Neste contexto a população, para se proteger, recorria à

[1] A diferença foi mais que 6%, esta grande diferença acabou sendo chamada de *Equity Premium Puzzle* (EPP). Logo, para que o modelo fosse válido os investidores deveriam ter um coeficiente relativo de aversão ao risco de 25, o que seria considerado alto.

poupança ou ao dólar para minimizar suas perdas. Assim, pelo fato de serem ativos de hedging tradicionais no contexto brasileiro, este estudo escolheu estas variáveis para atuarem como ativos de *hedging*. Já o ouro historicamente é considerado um ativo de *hedging* e dado que outros estudos nesta linha o utilizam, aqui é usado para efeitos de comparação.

Para a estimação do modelo usou-se técnicas de estatística multivariada e o Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Desta forma espera-se contribuir na explicação das vantagens e desvantagens do ICAPM, assim como testar a aplicação do ICAPM como modelo para formação de preços, verificando a significância da inclusão do ativo de *hedging* no CAPM tradicional.

No segundo capítulo apresenta-se o modelo ICAPM derivado do modelo CCAPM, assim como a derivação do CAPM tradicional. No terceiro capítulo apresenta-se a revisão da literatura, onde será apresentada a metodologia e os principais resultados de Rubio (1989) e Faff e Chan (1998). No quarto capítulo apresenta-se os resultados do teste ICAPM para o mercado brasileiro e, finalmente, no último capítulo apresenta-se as principais conclusões tiradas do presente estudo.

Capítulo 2

Modelos de equilíbrio intertemporal: O ICAPM

Dada a complexidade da derivação do modelo ICAPM feita em Merton (1973) passa-se, a continuação, a apresentá-lo como derivação do CAPM de consumo ou CCAPM.

Com este objetivo parte-se do problema de maximização da função utilidade esperada de consumo. Esta derivação é feita em tempo discreto[1] seguindo Campbell (1993) e Blanchard e Stanley (1989). Feito isto introduze-se o CCAPM, para logo depois derivar o CAPM tradicional e o ICAPM como casos particulares do CCAPM. Na derivação do ICAPM segue-se Campbell (1987).

Considera-se ser esta a forma mais didática de introduzir o leitor nas principais semelhanças e diferenças dos modelos, pois todas estas formulações

[1] Merton deriva o modelo em tempo contínuo

muitas vezes acarretam confusões.

Na primeira seção apresenta-se o problema de maximização do consumidor. Na segunda apresenta-se o modelo CCAPM e na terceira o modelo CAPM tradicional. Por último apresenta-se o modelo ICAPM.

2.1 O problema de maximização

Considere um consumidor representativo sob incerteza que se depara com o seguinte problema de maximização:

$$\text{Max: } E\left[\sum_{t=0}^{\infty}(1+\theta)^{-1}U(C_t)/\Omega_t\right] \tag{2.1}$$

onde $E[./\Omega_t]$ é uma expectativa condicionada a um subconjunto arbitrário do conjunto de informações de mercado no tempo t, θ é a taxa individual de preferência intertemporal, C_t é o nível de consumo no tempo t e $U(.)$ é uma funçaõ de utilidade crescente estritamente côncava[2]. Assim, o consumidor maximiza o valor presente descontado da utilidade esperada, condicionado à informação disponível no tempo t sujeito a uma dada restrição orçamentária:

$$A_{t+1} = (A_t + Y_t - C_t)\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right] \text{ e } A_0 \text{ dado,} \tag{2.2}$$

onde A_t é a riqueza no início do período. O consumidor é assumido para ter incerteza sobre a renda futura do trabalho Y_t, logo tem-se que a variável é aleatória, mas conhecida no tempo t.

[2]Então temos $U'(.) > 0$ e $U''(.) < 0$

Dado C_t, o consumidor tem poupanças brutas de $(A_t+Y_t-C_t)$. Ele escolherá investir uma proporção w_t entre dois ativos, um sem e outro com risco. O ativo sem risco tem a taxa de retorno r_t, que é uma função determinística no tempo. O ativo com risco recebe a taxa de retorno z_t que é aleatória e não conhecida no tempo t.

O consumidor deve escolher um plano de consumo e uma carteira no tempo t, sabendo que será capaz de escolher novos planos nos períodos subsequentes. Logo tem-se o problema de maximizar (2.1) sujeito a (2.2), pela escolha de uma política ou plano contingente $\langle c_t, w_t\rangle = f_t(A_t)$.

Para resolver este problema introduze-se uma função valor $V_t(A_t)$, definida como:

$$V_t(A_t) = \text{Max } E\left[\sum_{s=t}^{\infty}(1+\theta)^{-(s-t)}U(C_s)/\Omega_t\right] \tag{2.3}$$

sujeita a (2.2).

A função valor em t é o valor presente descontado da utilidade esperada avaliada ao longo do programa ótimo.[3]

Podemos reescrever a função valor da seguinte forma:

$$V_t(A_t) = \text{Max } E\left[U(C_t) + \sum_{s=t+1}^{\infty}(1+\theta)^{-(s-t)}U(C_s)/\Omega_t\right]$$

$$= \text{Max } E\left[U(C_t) + (1+\theta)^{-1}\sum_{s=t+1}^{\infty}(1+\theta)^{-[s-(t+1)]}U(C_s)/\Omega_t\right]$$

[3] A razão para tratar explicitamente A_t é que ela é a única variável estado sob controle do consumidor e esta dependência é seguida por um índice de tempo em V, o que indica que a função muda ao longo do tempo.

Fazendo uso da função valor para o período $t+1$, $V_{t+1}(A_{t+1})$, obtem-se:

$$V_t(A_t) = \text{Max } E\{U(C_t) + (1+\theta)^{-1} E\left[V_{t+1}(A_{t+1})\right]\} \tag{2.4}$$

esta equação diz que a função valor em t é igual à utilidade do consumo em t mais o valor esperado descontado da função valor no período $t+1$. Logo nosso problema é maximizar (2.4) sujeito a (2.2). Usando a equação (2.2) para eliminar A_{t+1} temos que as condições de primeira ordem são[4]:

$$C_t : U'(C_t) = E\{(1+\theta)^{-1}\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right] V'_{t+1}(A_{t+1})/\Omega_t\}$$

$$w_t : E\left[V'_{t+1}(A_{t+1})(r_t - z_t)/\Omega_t\right] = 0.$$

Por outro lado temos:

$$V'(A_t) = E\{(1+\theta)^{-1}\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right] V'_{t+1}(A_{t+1})/\Omega_t\}$$

mas pela primeira das condições de primeira ordem tem-se:

$$V'(A_t) = U'(C_t)$$

assim, o valor marginal da riqueza ao longo da trajetória ótima deve ser igual a utilidade marginal do consumo. Utiliza-se esta relação para eliminar $V'_{t+1}(A_{t+1})$ das condições de primeira ordem:

$$U'(C_t) = E\{(1+\theta)^{-1}\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right] U'(C_{t+1})/\Omega_t\}, \tag{2.5}$$

$$E\left[U'(C_{t+1})(1+r_t)/\Omega_t\right] = E\left[U'(C_{t+1})(1+z_t)/\Omega_t\right], \tag{2.6}$$

substituindo (2.6) em (2.5), obtem-se as duas equações de Euler:

$$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1}(1+r_t)E\left[U'(C_{t+1})/\Omega_t\right] \tag{2.7}$$

$$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1}E\left[(1+z_t)U'(C_{t+1})/\Omega_t\right] \tag{2.8}$$

[4]Veja Anexo 4

2.2 O CCAPM

Assume-se agora que ao invés de dois ativos, um com e outro sem risco, o consumidor tenha que escolher entre $n+1$ ativos, n com risco com taxa de retorno estocástica z_{it} para $i = 1,..,n$, e um ativo sem risco, com taxa de retorno r_t. Logo deve-se ter $n+1$ equações de Euler da forma:

$$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1}(1+r_t)E\left[U'(C_{t+1})/\Omega_t\right] \tag{2.9}$$

$$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1}E\left[(1+z_{it})U'(C_{t+1})/\Omega_t\right] \text{ para } i = 1,..,n \tag{2.10}$$

O consumidor deve escolher seu consumo de modo que a utilidade marginal em um período seja igual a utilidade marginal esperada descontada do período seguinte. Portanto, como já foi visto, as equações de Euler se apresentam como um conjunto de restrições nos quais se determina o retorno de equilíbrio dos ativos, dado um determinado nível de consumo. Substituindo (2.10) em (2.9) obtem-se:

$$E\left[(z_{it} - r_t)U'(C_{t+1})/\Omega_t\right] = 0 \text{ para } i = 1,..,n \tag{2.11}$$

desenvolvendo a equação acima e substituindo $E\left[./\Omega_t\right]$ por $E_t\left[.\right]$, para simplificar a notação, tem-se:

$$E_t\left[U'(C_{t+1})\right]E_t\left[(z_{it} - r_t)\right] + cov_t\left[U'(C_{t+1}), z_{it}\right] = 0 \text{ para } i = 1,..,n \tag{2.12}$$

assim, o retorno esperado do ativo i no equilibrio satisfará:

$$E_t\left[z_{it}\right] - r_t = -\frac{cov_t\left[U'(C_{t+1})z_{it}\right]}{E_t\left[U'(C_{t+1})\right]} \text{ para } i = 1,..,n \tag{2.13}$$

A equação acima mostra que quanto maior a covariância do retorno de um ativo com a utilidade marginal do consumo, menor o prêmio do retorno esperado que um ativo deveria oferecer relativo à sua taxa livre de risco. Este modelo é conhecido como *Consumption Capital Asset Pricing Model* ou CAPM de consumo e a covariância entre o retorno do ativo e o consumo é conhecido como beta de consumo.

2.3 O CAPM tradicional

Podemos derivar o CAPM tradicional, num contexto intertemporal, do CCAPM. Para isto, vamos assumir um ativo[5], m, cujo retorno tem uma relação negativa perfeita com $U'(C_{t+1})$. Isto é, $U'(C_{t+1}) = -\gamma z_{mt}$, para algum γ. Então, para todos os ativos com risco:

$$cov\left[U'(C_{t+1}), z_{it}\right] = -\gamma cov\left[z_{mt}, z_{it}\right] \tag{2.14}$$

e para o ativo m, a equação (2.13) implica:

$$E_t\left[z_{mt}\right] = r_t - \frac{cov_t\left[U'(C_{t+1}), z_{mt}\right]}{E_t\left[U'(C_{t+1})\right]} \text{ para } i = 1, .., n$$
$$E_t\left[z_{mt}\right] = r_t + \frac{\gamma var\left[z_{mt}\right]}{E_t\left[U'(C_{t+1})\right]} \tag{2.15}$$

Substituindo (2.14) e (2.15) em (2.13), obtem-se:

$$E\left[z_{it}\right] - r_t = \frac{cov_t\left[z_{it}, z_{mt}\right]}{var(z_{mt})} E(z_{mt} - r_t)$$

[5]poderiamos tomar um ativo composto, isto é, uma combinação de um ou mais ativos simples

e definindo $\beta_{im} = \frac{cov(z_{it}, z_{mt})}{var(z_{mt})}$

$$E\left[z_{it}\right] - r_t = \beta_{im}\left[E(z_{mt}) - r_t\right] \text{ para } i = 1, .., n \tag{2.16}$$

A equação acima é conhecida como a linha de mercado de títulos ou *Security Market Line* e β_{im}, beta de mercado, é uma medida do risco sistemático ou não diversificável. Esta relação estabelece que o prêmio do retorno esperado que um ativo deveria oferecer relativo à sua taxa livre de risco é proporcional ao beta de mercado. Isto é, o investidor é compensado apenas por riscos sistemáticos uma vez que riscos não sistemáticos podem ser eliminados através da diversificação, este é pois o *Capital Asset Pricing Model* ou CAPM.

2.3.1 O CAPM empírico

Nesta seção deriva-se a forma empírica utilizada para testar o modelo CAPM. A forma derivada na equação (2.16) representa sua forma "ex-ante", logo devemos derivá-lo numa dada forma que utilize dados observados ou na forma "ex-post". Assumindo que a taxa de retorno de qualquer ativo segue um "jogo justo"[6] definido como:

$$z_{it} = E(z_{it}) + \beta_{im}\delta_{mt} + \epsilon_{it} \tag{2.17}$$

onde $\delta_{mt} = z_{mt} - E(z_{mt})$, ϵ_{it} é o termo de erro aleatório, $E(\epsilon_{it})$ e $E(\delta_{mt})$ são iguais a zero, cov$(\epsilon_{it}, \epsilon_{i,t-1}) = 0$, cov$(\epsilon_{it}, \delta_{mt}) = 0$, $\beta_{im} = \frac{cov(z_{it}, z_{mt})}{var(z_{mt})}$.

[6]Um "jogo justo"(fair game) significa que as expectativas são não viesadas, em outras palavras, que o retorno esperado de um ativo iguala seu retorno verdadeiro.

Tomando a esperança matemática em ambos lados da equação (2.17) observamos que o retorno médio realizado é igual ao retorno esperado. Substituindo $E(z_{it})$ de (2.16) em (2.17) temos:

$$z_{it} = r_t + \beta_{im}\left[E(z_{mt}) - r_t\right] + \beta_{im}\delta_{mt} + \epsilon_{it}$$

e dado que $\delta_{mt} = z_{mt} - E(z_{mt})$, simplificando obtem-se:

$$z_{it} = r_t + \beta_{im}(z_{mt} - r_t) + \epsilon_{it}$$

finalmente, substraindo r_t de ambos os lados:

$$z_{it} - r_t = \beta_{im}(z_{mt} - r_t) + \epsilon_{it} \tag{2.18}$$

que é a forma empírica ou "ex-post" do CAPM, isto é, expressa em termos de retornos ao invés de expectativas "ex-ante". Na prática o CAPM é testado usando a seguinte fórmula:

$$r_{it} = \alpha_{ik} + \beta_i r_{mt} + \epsilon_{it} \text{ para } i = 1, 2, ... \tag{2.19}$$

onde r_{it} é o excesso de retorno do ativo i no tempo t, α_{ik} é um vetor de coeficientes, r_{mt} é o excesso de retorno do mercado no tempo t, ϵ_{it} é o erro aleatório. Sabe-se, por outro lado, que se uma carteira é media-variância eficiente deve-se ter:

$$E(r_{it}) = \beta_{im}E(r_{mt}), \tag{2.20}$$

logo a hipótese nula imposta para o CAPM na equação (2.20) sobre sua contraparte empírica, equação (2.19), é que $H_0 : \alpha_{ik} = 0$ para todas as equações. Intuitivamente a carteira reflete toda a informação disponível no mercado, logo faz sentido ter $\alpha_{ik} = 0$.

2.4 O ICAPM

Sem perda de generalidade pode-se reescrever uma das condições de primeira ordem ou equação de Euler derivada na seção 2.1 da seguinte forma:

$$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1} E\left[(1+z_{t+1})U'(C_{t+1})/\Omega_t\right].$$

Dividindo ambos lados por $U'(C_t)$ e trabalhando com uma versão não condicionada tem-se:

$$1 = E\left[(1+z_{t+1})M_{t+1}\right] \tag{2.21}$$

onde $M_{t+1} = (1+\theta)^{-1}\left[U'(C_{t+1})/U'(C_t)\right]$. A variável M_{t+1} é conhecida como o fator de desconto estocástico[7].

Por outro lado, sabe-se que:

$$E\left[(1+z_{t+1})M_{t+1}\right] = E\left[(1+z_{t+1})\right]E\left[M_{t+1}\right] + cov(z_{t+1}, M_{t+1}),$$

logo temos:

$$E\left[1+z_{t+1}\right] = \frac{1}{E\left[M_{t+1}\right]}\left[1 - cov(z_{t+1}, M_{t+1})\right] \tag{2.22}$$

Definindo uma carteira com retorno $z_{m,t+1}$ tal que cumpre:

$$(1+z_{m,t+1}) = \frac{M_{t+1}}{E_t\left[M_{t+1}^2\right]}, \tag{2.23}$$

assim como a taxa de retorno livre de risco,[8] $r_{0,t+1}$, tal que a $cov(r_{0,t+1}, M_{t+1})$ seja igual a zero, se observa que (2.22) implica:

$$E_t\left[1+r_{0,t+1}\right] = \frac{1}{E_t\left[M_{t+1}\right]} \tag{2.24}$$

[7]Também conhecida como *pricing kernel.*

[8]Na ausência de uma taxa livre de risco pode ser usada uma taxa de retorno "beta-zero"

Logo tem-se que[9]:

$$E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{-var\left[z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[1 + z_{m,t+1}\right]} \tag{2.25}$$

$$E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{-cov\left[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[1 + z_{m,t+1}\right]} \tag{2.26}$$

dividindo (2.26) sobre (2.25) temos

$$\frac{E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right]}{E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right]} = \frac{cov\left[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}\right]}{var\left[z_{m,t+1}\right]}$$

$$E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{cov\left[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}\right]}{var\left[z_{m,t+1}\right]} E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right]$$

$$E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \beta_{imt} E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] \tag{2.27}$$

onde

$$\beta_{imt} = \frac{cov\left[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}\right]}{var\left[z_{m,t+1}\right]} \tag{2.28}$$

A equação acima é uma relação linear, mantida em algum ponto no tempo entre o excesso de retorno esperado sobre algum ativo i e o retorno $z_{m,t+1}$. Porém, em geral tem-se que $z_{m,t+1}$ é não observável e β_{imt}, a inclinação da relação, varia com o tempo. Mas introduzindo as hipóteses abaixo, é testável.

- Assuma que o retorno da carteira $z_{m,t+1}$ é uma combinação de pesos em tempo separável do ativo livre de risco com retorno $r_{0,t+1}$ e os ativos

[9] Veja Anexo 5

arriscados indexados por $k = 1, ..., K$ com retornos $z_{1,t+1},..,z_{K,t+1}$. Portanto, temos $z_{m,t+1} = w_{0,t}z_{0,t+1} + w_{1,t}z_{1,t+1} + ... + w_{K,t}z_{K,t+1}$, onde $\sum_{k=0}^{K} w_{k,t} = 1$.

- Os ativos individuais têm betas constantes com os K ativos de risco, condicionados ao conjunto de informação Ω_t, isto é, $\beta_{ik} = \frac{cov[z_{i,t+1},z_{k,t+1}]}{var[k_{m,t+1}]}$ é constante através do tempo para todo i e k.

Então substituindo o valor de $z_{m,t+1}$ do suposto na equação (2.28) tem-se[10],

$$\beta_{imt} = \sum_{k=0}^{K} w_{k,t} \frac{var_t\left[z_{k,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]} \beta_{ik} \tag{2.29}$$

Por outro lado tem-se que:

$$E_t\left[z_{k,t+1} - r_{0,t+1}\right] = w_{k,t} \frac{var_t\left[z_{k,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]} E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] \tag{2.30}$$

Portanto, tem-se:

$$E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \sum_{k=1}^{K} \beta_{ik} E_t\left[z_{k,t+1} - r_{0,t+1}\right] \tag{2.31}$$

Onde a equação acima define o ICAPM.

2.4.1 O ICAPM empírico

Da mesma forma feita na seção 2.3.1 pode-se derivar a forma empírica ou "ex-post"do ICAPM escrevendo um jogo justo como:

$$z_{it} = E(z_{it}) + \beta_{im}\delta_{mt} + \beta_{ih}\delta_{ht} + \epsilon_{it} \tag{2.32}$$

[10]Veja Anexo 5

onde δ_{mt} é definido como $z_{mt} - E(z_{mt})$ e δ_{ht} definido como $z_{ht} - E(z_{mt})$. Também temos $E(\delta_{mt}) = 0$, $E(\delta_{ht}) = 0$, $E(\epsilon_{it}) = 0$, $\text{cov}(\epsilon_{ht}, \epsilon_{ik}) = 0$ com $t \neq k$, $\text{cov}(\epsilon_{ht}, \delta_{mt}) = 0$ e $\text{cov}(\epsilon_{ht}, \delta_{ht}) = 0$.

Substituindo (2.31) em (2.32), como feito na derivação empírica do CAPM, obtem-se:

$$z_{it} = r_t + \beta_{im}E(z_{mt} - r_t) + \beta_{ih}E(z_{ht} - r_t) + \beta_{im}\delta_{mt} + \beta_{ih}\delta_{ht} + \epsilon_{it}$$

e dado que $\delta_{mt} = z_{mt} - E(z_{mt})$ e $\delta_{ht} = z_{ht} - E(z_{mt})$, simplificando temos:

$$z_{it} = r_t + \beta_{im}(z_{mt} - r_t) + \beta_{ih}(z_{ht} - r_t) + \epsilon_{it} \tag{2.33}$$

finalmente, substraindo a taxa livre de risco, r_t, de ambos os lados tem-se,

$$z_{it} - r_t = \beta_{im}(z_{mt} - r_t) + \beta_{ih}(z_{ht} - r_t) + \epsilon_{it} \tag{2.34}$$

que é a forma empírica ou "ex-post"do ICAPM, isto é, expressa em termos de retornos ao invés de expectativas "ex-ante". Na prática o ICAPM é testado usando a seguinte fórmula:

$$r_{it} = \alpha_{ik} + \beta_{im}r_{mt} + \beta_{ih}r_{ht} + \epsilon_{it} \text{ para } i = 1, 2, ... \tag{2.35}$$

esta expressão é uma versão múltipla do CAPM conhecida como o ICAPM, pois ela inclue o chamado ativo de *hedging,* r_{ht}. Então, para testar eficiência deve-se ter:

$$E(z_{it}) = \beta_{im}E(z_{mt}) + \beta_{ih}E(z_{ht}) \tag{2.36}$$

logo, de modo igual ao CAPM, a hipótese nula imposta para o ICAPM é que $H_0 : \alpha_{ik} = 0$ para todas as equações.

Capítulo 3

Revisão da Literatura

Dado que o presente estudo está baseado nos testes desenvolvidos por Rubio (1989) para o mercado espanhol e Faff e Chan (1998) para o mercado australiano, apresenta-se a seguir uma descrição da metodologia e dos principais resultados destes trabalhos.

3.1 O estudo de Rubio

Rubio (1989) testa o ICAPM no mercado espanhol no período de janeiro de 1967 a dezembro de 1984 e nos seguintes três sub-períodos de seis anos cada um: 1967 - 1972, 1973 - 1978 e 1979 - 1984. Como ativos de *hedging* utiliza o ouro e títulos do governo de longo prazo. Os retornos mensais de todos os ativos da amostra foram usados para calcular uma *proxy* do retorno de mercado.

Como apontado por Merton, as *proxies* de ativos de *hedging* devem ser correlacionadas negativamente com a taxa livre de risco e descorrelacionadas com o retorno de mercado. Assim, Rubio procede a verificar a validade das *proxies* através das correlações entre estas com a taxa livre de risco e o retorno de mercado, veja Anexo 6.

Os resultados encontrados por Rubio apresentam o ouro e títulos do governo com correlações positivas com a taxa livre de risco, 0,169 e 0,082 respectivamente, e correlacões negativas de -0,021 e -0,022 respectivamente com o retorno de mercado. Rubio argumenta que é difícil, na prática, achar variáveis que preservem as características de um ativo de *hedging* e que é esta dificuldade que torna difícil a aplicação do ICAPM.

Nestas circunstâncias, dado que as correlações são baixas estas variáveis podem ser consideradas como ativos de *hedging.* Assim, Rubio constrói 10 carteiras ordenadas de acordo com o valor de mercado das empresas e testa o ICAPM usando técnicas de estatística multivariada. A seguir faz-se uma breve revisão da metodologia usada por Rubio.

O autor testa, num primeiro passo, o CAPM na sua forma ex-post representada pela seguinte equação:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{im} r_{mt} + \epsilon_{it} \text{ para } i = 1, 2, ... \tag{3.1}$$

onde $E(\epsilon_{it}) = 0$, $var(\epsilon_{it}) = \sum$ e β_{im} definido como $cov(r_i, r_m)/var(r_m)$. ϵ_t é independente de r_{mt} e $\sum$ é uma matriz de covariância $N \times N$ positiva definida[1]

[1]Uma matriz A é positiva definida se $x^T Ax > 0, \forall x \in \mathbb{R}^n$, $x \neq 0$.

Sabe-se que se a carteira é média-variância eficiente então se deve cumprir:

$$E(r_t) = \beta_m E(r_{mt}) \tag{3.2}$$

o que implica, considerando (3.1), que a hipótese nula para se testar media-variância eficiência é que $\alpha_{it} = 0$. Com o propósito de testar a significância da hipótese nula o autor procede a estimar o sistema (3.1) usando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para cada equação individual.

A estatística usada com este objetivo é a desenvolvida por Gibbons, Ross e Shanken (1989) e é dada por:

$$Q \equiv \left[T/(1+\hat{\theta}_m^2)\right] \hat{\alpha}_m' \hat{\sum}^{-1} \hat{\alpha}_m \tag{3.3}$$

onde $\hat{\theta}_m = \frac{\bar{r}_m}{s_m}$, $\bar{r}_m$ é a media das séries de tempo de r_{mt} e s_m é o desvio padrão do excesso de retorno da carteira durante o período estimado. Da estatística multivariada, $[(T-N-1)/N(T-2)]\,Q$ tem uma distribuição F com N e $T-N-1$ graus de liberdade.

Os resultados obtidos por Rubio, para verificar eficiência no CAPM, são apresentados no Anexo 5. A hipótese de aderência ao modelo é rejeitada para o período total com p-valor de 0.002 assim como também para os sub-períodos de 1973-78 e 1979-84, com p-valores de 0,013 e 0,005 respectivamente, já o período de 1967-72 não pode ser rejeitado, com p-valor de 0,138. Rubio argumenta que dada a fraca evidência em favor do CAPM tradicional é razoável testar modelos mais sofisticados.

Com este objetivo o autor utiliza a seguinte forma ex-post para testar o ICAPM:

$$r_t = \delta_k + \beta_k r_{kt} + \eta_t \tag{3.4}$$

onde, δ_k é um vetor N de $\delta'_{ik}s$ (i=1,...,N), β_k é uma matrix $N \times 2$ de $\beta'_{ik}s$, $r_{kt} \equiv (r_{mt}, r_{ht})'$, $E(\eta_t) = 0$, $var(\eta_t) = V$ e r_{ht} é o excesso de retorno sobre o ativo de *hedging.*

Para testar o ICAPM Rubio utiliza a seguinte estatística:

$$Q^* = T(1 + \bar{r}'_k \hat{\Omega}^{-1} \bar{r}_k)^{-1} \hat{\delta}'_k \hat{V}^{-1} \hat{\delta}_k \tag{3.5}$$

onde $\bar{r}_k$ é vetor de medias amostrais para r_k, $\hat{\Omega}$ é a matriz de covariância amostral para r_k, $\hat{\delta}_k$ é o vetor de estimativas para δ_k baseada nas N regressões em (3.4) e $\hat{V}$ é a matriz de covariância dos residuos. Assim, temos:

$$F = [(T - N - k)/N(T - k - 1)Q^*] \tag{3.6}$$

uma distribução F exacta com N e $T - N - k$ graus de liberdade.

Alternativamente Rubio utiliza o teste em cross-section desenvolvido por Shanken (1985), para isto escreve o ICAPM da forma:

$$E = X\Gamma \tag{3.7}$$

onde $X \equiv (1_N : \beta_m : \beta_h)$, $\Gamma \equiv (\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)'$ e $E \equiv E(r_t)$. Note que da forma ex-post, equação (3.4), obtemos por MQO os estimadores de β_m e β_h, isto é, $\hat{X} \equiv (1_N : \hat{\beta}_m : \hat{\beta}_h)$, o que na prática é usado. Por outro lado $\bar{r}$ é definido como a média das séries de tempo do vetor de excesso de retornos.

Estima-se uma regressão cross-section de $\bar{r}$ sobre $\hat{X}$ por Minimos Quadrados Generalizados (MQG), com matriz de covariância $\hat{V}$, para depois calcular

$$e = \bar{r} - \hat{X}\hat{\Gamma}$$

onde

$$\hat{\Gamma} = (\hat{X}'\hat{V}^{-1}\hat{X})^{-1}\hat{X}'\hat{V}^{-1}\bar{r}$$

Para avaliar a significância da hipótese nula Rubio utiliza a estatística proposta por Shanken (1985), abaixo, para ser usada na equação (3.7)

$$Q' = Te'\hat{V}^{-1}e \tag{3.8}$$

A estatística reportada em aplicações empíricas é:

$$F = Q'\left[(T - N + 2)/(N - 3)(T - 2)\right] \tag{3.9}$$

uma distribuição F aproximada com $N - 3$ e $T - N + 2$ graus de liberdada.

Os resultados do teste ICAPM aplicado por Rubio apresentam uma forte rejeição ao modelo, assumindo o ouro e os títulos de governo de longo prazo como ativos de *hedging*. Rubio finaliza dizendo que o mercado espanhol não é suficientemente rico, e que a escolha de variáveis para serem ativos de *hedging* provavelmente não correspondam à construção teórica do modelo.

3.2 O estudo de Faff e Chan

Faff e Chan (1998) testam o ICAPM no mercado australiano utilizando o ouro como ativo de *hedging* no período de janeiro de 1975 a dezembro de 1994 e dos seguintes sub-períodos: jan/1975 à dez/1980, jan/1981 à set/1987 e jan/1988 à dez/1994. Como índices de mercado utilizam um índice doméstico dado pelo CRIF (Centre for Research in Finance) da Australian Graduate School of Management e um índice mundial fornecido pela Morgan Stanley. Da mesma forma que Rubio o ouro não cumpre as características teóricas para ser ativo de *hedging,* veja Anexo 7. Para o período total temos uma correlação negativa de 0,0292 com a taxa livre de risco e uma correlação positiva de 0,2716 com o retorno de mercado mundial e de 0,0845 com o retorno de mercado local, para os dois primeiros sub-períodos temos correlação positiva com a taxa livre de risco e correlação positiva relativamente alta com o retorno de mercado, já o último sub-período não apresenta resultados fora do esperado. Assim, da mesma forma que Rubio, os autores passam a utilizar o ouro como *proxy* para ser ativo de *hedging.*

O teste do modelo, diferentemente de Rubio, é realizado aplicando o Método dos Momentos Generalizados (GMM) de forma similar à realizada por Mackinlay e Richardson (1991) para testar eficiência.

Faff e Chan testam um GMM irrestrito e um modelo restrito, isto é, sem intercepto, através de 24 indústrias, com dados mensais. As principais conclusões do trabalho apontam uma forte rejeição do modelo, usando o índice de mercado doméstico como *proxy* à carteira de mercado e considerando a não existência de ativo livre de risco. Por outro lado, aplicando um GMM restrito e considerando que o ativo livre de risco não existe, o modelo não consegue ser rejeitado ao nível de significância de 5%. Este resultado se observa utilizando ambas *proxies* para índice de mercado. Já o modelo irrestrito apresentou forte evidência em favor da hipótese nula, isto é, o modelo é eficiente.

Capítulo 4

Teste do ICAPM para o mercado acionário brasileiro

4.1 Origem dos Dados

Os dados usados referentes às cotações foram extraídos do banco de dados fornecido pela empresa Economática. Utilizou-se as cotações mensais de fechamento das ações ajustadas para proventos (inclusive dividendos) no período de janeiro de 1995 a janeiro de 2004. Para o cálculo dos retornos nominais foi empregada a seguinte fórmula:

$$z_{i,t} = LN[P_{i,t}/P_{i,t-1}]$$

onde $z_{i,t}$ é o retorno total da ação i, no mês t, em sua forma logarítmica; $P_{i,t}$ é a cotação de fechamento da ação i, no mês t, ajustado a todos os proventos ocorridos no período; $P_{i,t-1}$ é a cotação de fechamento da ação i, no mês

$t-1$, ajustada a todos os proventos ocorridos no período.

O "universo" das ações corresponde a aquele reportado pelo banco de dados Economática. As ações foram escolhidas segundo o beta calculado pelo próprio programa, tomando-se só aquelas para os quais se tinha dados para o período escolhido. Assim, chegou-se a um total de 77 ações, conforme apresentado na lista de ações, Anexo I. Para a taxa livre de risco, necessária a aplicação do CAPM e do ICAPM, foi utilizada a taxa SELIC efetiva fornecida pelo banco de dados do IPEADATA. Para o cálculo do retorno da Selic foi usada a seguinte fórmula:

$$r_t = LN[1 + TxSelic/100]$$

No presente estudo foram utilizados dois índices para representar a carteira de mercado, o índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA) e um índice igualmente ponderado (IIP). O primeiro refere-se a uma carteira composta pelas ações mais negociadas no mercado à vista da Bolsa de Valores de São Paulo, este índice foi extraído do banco de dados da Economática, e o segundo foi construído pela média aritmética igualmente ponderada dos retornos de todas as ações que pertencem à amostra em um determinado mês. A equação a seguir representa tal procedimento:

$$I.I.P = \left[\sum_{i=1}^{N} \frac{z_{i,t}}{N} \right]$$

onde o I.I.P é o retorno do índice igualmente ponderado no mês t, $z_{i,t}$ é o retorno da ação i no mês t, N é o número total de ações da amostra no mês t.

Os retornos de ambos índices de mercado foram calculados similarmente ao das ações. Por outro lado, as variáveis utilizadas como ativos de *hedging,* necessários no ICAPM, foram a cotação do ouro, dólar Ptax venda, ambas extraídas do banco de dados da Economática; e a poupança, extraída do IPEADATA. O cálculo dos retornos do dólar e ouro foi feito de modo similar às ações, já na poupança foi usado procedimento similar ao aplicado na taxa Selic. Em resumo, o presente estudo utilizou 83 séries: 77 ações, 3 ativos de *hedging,* 2 índices de mercado e a taxa livre de risco. Todos os dados são mensais e expressos em moeda nacional.

4.2 Metodologia

A metodologia usada na tentativa de verificar se o ICAPM apresenta melhores resultados que os obtidos pelo CAPM é descrita a seguir:

- Foi criado um ranking das ações utilizadas de acordo com o beta calculado pelo banco de dados Economática, no período em estudo.

- Foram criadas 11 carteiras, onde a carteira 1 contém as empresas com menor risco e a carteira 11 contêm as empresas mais arriscadas.

- No estudo o período foi subdividido em três sub-períodos compreendendo jan/95-dez/97, jan/98-dez/00 e jan/01-jan/04, cada um com 36, 36 e 37 meses respectivamente.

- Verifica-se se o ouro, a poupança e o dólar se apresentam como boas aproximações para o ativo de *hedging.*

- Foi testado o CAPM e o ICAPM como em Rubio (1989), para ambos testes utiliza-se a estatística F, já no teste ICAPM usa-se uma F exacta e outra aproximada.
- Foi testado o ICAPM como em Faff e Chan (1998), isto é, utilizando um GMM restrito.

4.3 Resultados

Como primeiro passo verificamos se as variáveis escolhidas como *proxies* para ativos de *hedging* atendem as condições apontadas por Merton, isto é, se elas estão negativamente correlacionadas com a taxa livre de risco, a taxa Selic, e descorrelacionadas com o índice de mercado. A tabela 4.1 mostra as correlações entre as variáveis para o período todo e para os sub-períodos analisados.

Os resultados nos mostram que estas variáveis não atendem as características apontadas por Merton. No período total o ouro e o dólar apresentam correlações negativas com a taxa Selic, porém a poupança apresenta correlação positiva de 0,054. Para os sub-períodos se reportam resultados similares, exceto para o período de jan/95 à dez/97 onde as correlações para as três variáveis se apresentam positivas e relativamente altas, principalmente para o ouro e o dólar. Já o retorno de mercado não se apresenta descorrelacionado com as variáveis escolhidas, o que temos é uma alteração de sinais. Porém, dado que resultados similares foram apresentados por Rubio (1989) e por Faff e Chan (1998) e que os resultados desta pesquisa para o período total

Tabela 4.1: Correlações entre ouro, dólar, poupança, Ibovespa, I.I.P e Selic

	Dólar	Ouro	Poup.	Ibov.	I.I.P	SELIC
Panel A: 01:95-12:97						
Dólar	1.000					
Ouro	0.551	1.000				
Poupança	0.160	-0.067	1.000			
Ibovespa	-0.052	0.080	0.208	1.000		
I.I.P	-0.096	0.013	-0.155	0.650	1.000	
SELIC	0.411	0.246	0.026	-0.034	-0.30	1.000
Panel B: 01:98-12:00						
Dólar	1.000					
Ouro	0.914	1.000				
Poupança	-0.089	-0.140	1.000			
Ibovespa	0.042	0.120	0.065	1.000		
I.I.P	-0.012	0.061	-0.053	0.881	1.000	
SELIC	-0.063	-0.043	0.130	0.269	0.080	1.000
Panel C: 01:01-12:04						
Dólar	1.000					
Ouro	0.849	1.000				
Poupança	0.091	-0.020	1.000			
Ibovespa	-0.699	-0.566	-0.013	1.000		
I.I.P	-0.565	-0.433	0.013	0.879	1.000	
SELIC	-0.227	-0.154	0.300	0.250	0.219	1.000
Panel D: 01:95-01:04						
Dólar	1.000					
Ouro	0.866	1.000				
Poupança	-0.018	-0.085	1.000			
Ibovespa	-0.195	-0.085	0.091	1.000		
I.I.P	-0.158	-0.056	-0.072	0.796	1.000	
SELIC	-0.043	-0.053	0.054	0.12	-0.141	1.000

se apresentam razoavelmente baixos, pode-se dizer que as variáveis podem ter alguma característica de *hedging.*

A dificuldade em se achar, na prática, ativos ou carteiras que satisfaçam as características teóricas estabelecidas por Merton para serem consideradas como ativos de *hedging* é uma das críticas feitas ao ICAPM. Logo, dado que os resultados desta pesquisa se assemelham a aqueles obtidos por Rubio e Faff e Chan, veja capítulo 3, procede-se a estimar o modelo com estas variáveis como ativos de *hedging.*

Por razões de exposição os resultados apresentados ao longo deste capítulo utilizam o I.I.P como índice de mercado. Os resultados utilizando o Ibovespa serão apresentados no Anexo 8.

O passo seguinte é o teste do modelo CAPM tradicional como em Rubio. Com este objetivo foi estimada a regressão (3.1) para as 11 carteiras pelo método SUR (Seemingly Unrelated Regresion).[1]

Procede-se a calcular o Q da equação (3.3), capítulo 3, lembrando

$$Q \equiv \left[T/(1+\hat{\theta}_m^2)\right] \hat{\alpha}'_m \hat{\sum}^{-1} \hat{\alpha}_m$$

para depois estimar $F = [(T-N-1)/N(T-2)]\, Q$, para isto utiliza-se a série do retorno médio do mercado, $\bar{r}_m$, o desvio padrão, s_m, e $\hat{\sum}$ é a matriz de covariância dos resíduos. Os resultados são apresentados na tabela 4.2.

Os resultados rejeitam com um p-valor de 0,0002 e de 0,0001 o modelo para o período total e para período de jan/95 à dez/97 respectivamente. Por

[1]Este método utiliza mínimos quadrados generalizados (MQG) para explicar as correlações nos erros entre unidades cross-section, pois supomos que não existe endogeneidade entre as regressões mas sem uma possível correlação entre os erros.

outro lado, nota-se que a hipótese nula não pode ser rejeitada para os períodos de jan/98 à dez/00 e jan/01 à jan/04. Resultados similares são apresentados por Rubio, onde o autor argumenta que dada a fraca evidência observada pelo CAPM tradicional é razoável testar métodos mais sofisticados.

Passa-se agora a testar o ICAPM como em Rubio com um teste F exacto e outro aproximado como apresentados nas equações (3.7) e (3.9) respectivamente.

Tabela 4.2: Teste CAPM para o mercado brasileiro

Regressões baseadas em 11 carteiras:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{im} r_{mt} + \epsilon_{it},$$

onde r_{it} é o excesso de retorno da carteira i e r_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado.

Hipótese nula: $\hat{\alpha}_{it} = 0, \forall i = 1, .., 10$

$F = [(T - N - 1)/N(T - 2)]\, Q$,onde $Q \equiv \left[T/(1 + \hat{\theta}_m^2)\right] \hat{\alpha'}_m \hat{\sum}^{-1} \hat{\alpha}_m$

e $\hat{\theta}_m \equiv \frac{\bar{r}_m}{s_m}$

Sub-períodos	95:1-97:12	98:1-00:12	01:1-04:1	95:1-04:1
F(11,24)	6.14286	1.277145	-	-
(p-valor)	(0.000104)	(0.29501)	-	-
F(11,25)	-	-	1.705808	-
(p-valor)			(0.130084)	
F(11,97)	-	-	-	3.786244
(p-valor)				(0.000157)

O teste F exacto para o ICAPM, Tabela 4.3, confirmam os resultados achados pelo CAPM, isto é, para o período total e para o primeiro sub-período rejeitamos o modelo para os três ativos de *hedging* e para o segundo e terceiro sub-período aceitamos o modelo, também para os três ativos de *hedging*. Realizando um teste F aproximado, como em Rubio, obteve-se os resultados reportados na Tabela 4.4. Nesta tabela, a diferença da precedente, os resultados mostram a aceitação da hipótese nula, isto é, aceitamos o ICAPM para todos os ativos de *hedging* em todos os períodos a um nível de 5 %. Para um nível de significância de 10 % rejeitamos a hipótese nula para a poupança e o dólar no período de jan/95 - dez/97.

A primeira vista pareceria que o ICAPM apresenta-se melhor que o CAPM tradicional, mas dado os resultados contra o ICAPM dos trabalhos analisados procedemos a testar o modelo usando um GMM restrito, isto é vamos testar se o intercepto da regressão é ou não igual a zero. As variáveis instrumentais usadas são o próprio índice de mercado e o próprio ativo de *hedging* em estudo.

A Tabela 4.5 apresenta os resultados do teste do ICAPM usando o ouro como ativo de *hedging* nas 11 carteiras em todos os períodos. Esta tabela mostra o resultado da aplicação de um teste GMM restrito (RGMM) onde são usadas como variáveis instrumentais o IPP e o próprio ouro. Note que no período total e no período de jan/95 à dez/97 o modelo é rejeitado para todas as carteiras. Por outro lado o período de jan/98 à dez/00 aceita-se o ICAPM a um nível de 5% em seis das onze carteiras e a inclusão do ouro é significante em cinco carteiras. Já o último período de jan/01 à jan/04 aceita-se o ICAPM, a um nível de 5%, em todas as carteiras mas em seis delas a inclusão do ativo de *hedging* não é significativa.[2]

Dos resultados apresentados pode-se concluir que o ICAPM é rejeitado no período total e no primeiro sub-período, já o segundo e o terceiro sub-período apresentam resultados que indicam a possibilidade de aceitação do modelo.

Os resultados em relação ao dólar são similares aos do ouro (ver Tabela 4.6). Para o período total e o primeiro sub-período rejeita-se a hipótese nula,

[2]Veja Anexo 9

Tabela 4.3: Teste F exacto para ICAPM no mercado brasileiro

Regressões cross-section baseadas em 11 carteiras:

$$r_{it} = \delta_{ik} + \beta_{im} r_{mt} + \beta_{ih} r_{ht} + \eta_{it}$$

onde, r_{it} é o excesso de retorno da carteira i, r_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado e r_{ht} é o excesso de retorno de retorno do ativo de hedging.

Hipótese nula: $\hat{\delta}_{ik} = 0, \forall i = 1, .., 11$

$F = [(T - N - k)/N(T - k - 1)Q^*]$ onde $Q^* = T(1 + \bar{r}'\hat{\Omega}^{-1}\bar{r})^{-1}\hat{\delta}_k'\hat{V}^{-1}\hat{\delta}_k$

e $k = 2$

	F(8,27)	P-valor
1995:01-1997:12		
Ouro	6.923049	(0.000006)
Poupança	5.925680	(0.000205)
dólar	3.694629	(0.004944)
1998:01-2000:12		
Ouro	1.305368	(0.282613)
Poupança	1.226610	(0.321613)
dólar	1.300011	(0.285131)
	F(8,28)	P-valor
2001:01-2004:01		
Ouro	0.974453	(0.475602)
Poupança	1.640140	(0.158212)
dólar	1.123528	(0.378199)
	F(8,100)	P-valor
1995:01-2004:01		
Ouro	3.517560	(0.001316)
Poupança	3.731434	(0.00074)
dólar	3.394498	(0.00173)

Tabela 4.4: Teste F aproximado para ICAPM no mercado brasileiro

Regressões cross-section baseadas em 11 carteiras:

Hipótese nula: $E = X\Gamma$, onde $X \equiv (1_N : \beta_m : \beta_h)$, $\Gamma \equiv (\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)'$

$E \equiv E(r_t)$, r_t é o vetor N do excesso de retornos

$F = Q' \left[(T - N + 2)/(N - 3)(T - 2)\right]$ onde $Q' = Te'\hat{V}^{-1}$

e $e = \bar{r} - \hat{X}\hat{\Gamma}$

	F(8,23)	P-valor
1995:01-1997:12		
Ouro	1.758961	(0.1379618)
Poupança	2.019743	(0.089560)
dólar	2.329777	(0.053805)
1998:01-2000:12		
Ouro	0.591640	(0.774675)
Poupança	0.543928	(0.811341)
dólar	0.586188	(0.778929)
	F(8,24)	P-valor
2001:01-2004:01		
Ouro	1.090116	(0.403212)
Poupança	1.582939	(0.182305)
dólar	1.210976	(0.334345)
	F(8,96)	P-valor
1995:01-2004:01		
Ouro	1.574521	(0.142561)
Poupança	1.491971	(0.170197)
dólar	1.44017	(0.189827)

Tabela 4.5: Teste GMM restrito usando o Ouro

Regressões baseadas em 11 carteiras:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{im} r_{mt} + \beta_{ih} r_{ht} + \epsilon_{it},$$

onde r_{it} é o excesso de retorno da carteira i e r_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado.

Hipótese nula: $\hat{\alpha}_{it} = 0$, $\forall i = 1, .., 11$

	1995:01 1997:12	1998:01 2000:12	2001:01 2004:01	1995:01 2004:01
carteira1	24.12947	0.028054	0.002272	4.351283
	(0.0000)	(0.8670)	(0.9620)	(0.0370)
carteira2	49.97848	3.687779	0.050528	13.00620
	(0.0000)	(0.0548)	(0.8221)	(0.0003)
carteira3	26.65914	1.698782	2.973332	17.40157
	(0.0000)	(0.1924)	(0.0846)	(0.0000)
carteira4	4.994665	2.592374	2.434457	5.26631
	(0.0254)	(0.1074)	(0.1187)	(0.0217)
carteira5	11.94964	0.442380	0.092324	4.97697
	(0.0006)	(0.5060)	(0.7612)	(0.0257)
carteira6	4.544028	4.260754	0.573458	10.90173
	(0.0330)	(0.0390)	(0.4489)	(0.0010)
carteira7	27.3250	6.981106	1.967039	42.4922
	(0.0000)	(0.0082)	(0.1608)	(0.0000)
carteira8	26.0812	8.214924	0.029258	14.82528
	(0.0000)	(0.0042)	(0.8642)	(0.0001)
carteira9	2.94736	1.785922	0.425803	5.05095
	(0.0860)	(0.1814)	(0.5141)	(0.0246)
carteira10	16.4262	14.1858	2.080107	34.9490
	(0.0001)	(0.0002)	(0.1492)	(0.0000)
carteira11	9.69696	9.61284	1.104831	13.12513
	(0.0018)	(0.0019)	(0.2932)	(0.0003)

Tabela 4.6: Teste GMM restrito usando o dólar

Regressões baseadas em 11 carteiras:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{im} r_{mt} + \beta_{ih} r_{ht} + \epsilon_{it},$$

onde r_{it} é o excesso de retorno da carteira i e r_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado.

Hipótese nula: $\hat{\alpha}_{it} = 0$, $\forall i = 1, .., 11$

	1995:01 1997:12	1998:01 2000:12	2001:01 2004:01	1995:01 2004:01
carteira1	11.63984	0.0731	0.000188	4.5059
	(0.0006)	(0.7869)	(0.9891)	(0.0338)
carteira2	55.03371	4.0615	0.010363	12.1462
	(0.0000)	(0.0439)	(0.9189)	(0.0005)
carteira3	11.97285	1.6044	3.052381	16.7097
	(0.0005)	(0.2053)	(0.0806)	(0.0000)
carteira4	2.009574	2.5945	0.488023	5.7451
	(0.1563)	(0.1072)	(0.4848)	(0.0165)
carteira5	8.684589	0.7847	0.008885	5.7970
	(0.0032)	(0.3757)	(0.9249)	(0.0161)
carteira6	0.815758	4.6369	1.314081	11.4532
	(0.3664)	(0.0313)	(0.2517)	(0.0007)
carteira7	15.97878	6.9518	3.699586	43.4579
	(0.0001)	(0.0084)	(0.0544)	(0.0000)
carteira8	12.27918	9.4734	0.105643	14.1950
	(0.0005)	(0.0021)	(0.7452)	(0.0002)
carteira9	0.110075	1.4786	0.546402	4.6182
	(0.7401)	(0.2240)	(0.4598)	(0.0316)
carteira10	12.37651	13.5735	5.149837	37.0704
	(0.0004)	(0.0002)	(0.0232)	(0.0000)
carteira11	9.805814	9.0635	1.276573	12.3235
	(0.0017)	(0.0026)	(0.2585)	(0.0004)

Tabela 4.7: Teste GMM restrito usando a Poupança

Regressões baseadas em 11 carteiras:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{im} r_{mt} + \beta_{ih} r_{ht} + \epsilon_{it},$$

onde r_{it} é o excesso de retorno da carteira i e r_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado.

Hipótese nula: $\hat{\alpha}_{it} = 0$, $\forall i = 1, .., 11$

	1995:01 1997:12	1998:01 2000:12	2001:01 2004:01	1995:01 2004:01
carteira1	22.3590	0.078063	0.062868	4.3287
	(0.0000)	(0.7799)	(0.8020)	(0.0375)
carteira2	63.4280	3.0477	0.027961	10.9382
	(0.0000)	(0.0809)	(0.8672)	(0.0009)
carteira3	19.6472	1.9448	3.9166	20.2573
	(0.0000)	(0.1631)	(0.0478)	(0.0000)
carteira4	4.5869	1.9935	1.0968	4.2328
	(0.0322)	(0.1580)	(0.2950)	(0.0396)
carteira5	9.3175	0.327810	2.0144	2.4068
	(0.0023)	(0.5670)	(0.1558)	(0.1208)
carteira6	3.8067	5.0906	2.3446	11.3924
	(0.0510)	(0.0241)	(0.1257)	(0.0007)
carteira7	15.6176	8.2123	24.7489	55.6445
	(0.0001)	(0.0042)	(0.0000)	(0.0000)
carteira8	17.1648	7.4797	0.718759	14.4789
	(0.0000)	(0.0062)	(0.3966)	(0.0001)
carteira9	2.1726	2.0491	3.0977	7.2727
	(0.1405)	(0.1523)	(0.0784)	(0.0070)
carteira10	11.1185	14.5950	11.7692	38.1280
	(0.0009)	(0.0001)	(0.0006)	(0.0000)
carteira11	2.3856	8.9929	3.4228	13.2195
	(0.1225)	(0.0027)	(0.0643)	(0.0003)

já para os dois últimos sub-períodos há indícios de eficiência. Da mesma forma que o ouro a inclusão do dólar como ativo de *hedging* apresenta-se muitas vezes insignificativa. Os resultados usando a poupança como ativo de *hedging* são muito similares aos apresentados com a inclusão do ouro e o dólar, Tabela 4.7.

Dado que os resultados do teste GMM reforzam aqueles encontrados aplicando o CAPM tradicional, conclui-se que o modelo não se apresenta melhor que o CAPM.

Capítulo 5

Conclusões

O presente estudo teve como principal objetivo realizar um teste ICAPM, como em Rubio (1989) e Faff e Chan (1998), no mercado acionário brasileiro com o objetivo de verificar se existem indícios em favor do modelo.

Os principais resultados encontrados neste estudo podem resumir-se a-ssim:

- No teste de eficiência aplicado ao CAPM, utilizando a estatística de Gibbons, Ross e Shanken (1989), rejeita-se o modelo do CAPM no período total e no sub-período de jan/95 à dez/97, já nos sub-períodos de jan/98 à dez/00 e jan/01 à jan/04 aceita-se o modelo. Estes resultados se observam para os três ativos de *hedging*.

- No teste ICAPM utilizando a estatística F exacta chega-se aos mesmos resultados obtidos aplicando o CAPM, isto é, rejeita-se o modelo para todos os ativos de *hedging* no período total e no primeiro sub-período, já para o segundo e terceiro sub-período aceita-se o modelo.

- No teste ICAPM utilizando a estatística F aproximada aceita-se o modelo para todos os ativos de *hedging* em todos os períodos com exceção da poupança e o dólar no período de jan/95 à dez/97 onde são rejeitadas a um nível de significância de 10 %.

- Dado que os resultados dos testes F exacto e aproximado para o ICAPM apresentam-se diferentes, torna-se necessário a realização de outro teste.

- Procede-se a aplicar um teste GMM restrito como em Faff e Chan (1998) onde verificou-se que o ouro, o dólar e a poupança rejeitam o ICAPM no período total e no sub-período de jan/95 à dez/97. O ICAPM é rejeitado em todas as carteiras. Por outro lado, para os períodos de jan/98 à dez/00 e jan/01 à jan/04 aceitá-se o modelo. Vale observar que a inclusão do ativo de *hedging* em muitas das carteiras não se apresenta significativa.

- Pode-se destacar que os resultados do teste GMM para o ICAPM não se apresentam melhores daqueles obtidos no teste do CAPM, isto é, o modelo de dois fatores não explica melhor o retorno de uma dada carteira.

- Quando se utiliza o Ibovespa como índice de mercado os resultados não são muito diferentes dos encontrados quando é utilizado o IPP, logo as conclusões são as mesmas.

- Pode-se argumentar que as variáveis escolhidas podem não ser boas *proxies* para ativos de *hedging.*

- Os resultados do teste ICAPM para o Brasil, da mesma forma que na Espanha ou na Austrália, não resolve o problema da precificação de ativos.

- Considerando o criterio custo-benefício, conclui-se que é preferível a utilização do CAPM, pois este modelo se apresenta muito mais simples em termos práticos.

- Vale notar, neste último ponto, que o trabalho não pretende de forma alguma entrar no debate sobre a adequação do CAPM para explicar o retorno do ativo, só conclui-se que o ICAPM não o supera.

Bibliografia

[1] Black, F.; Jensen, M. C.; Scholes, M. The capital asset pricing model: some empirical results. In: Jenssen, M. C., ed. **Studies in the Theory of Capital Markets.** New York: Praeger, 79 - 121, 1972.

[2] Blanchard, O.; Stanley, F. **Lectures on Macroeconomics.** Cambridge, the Mit Press. 1989.

[3] Breeden, D. T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. **Journal of Financial Economics** 7, n. 3: 265-296, 1979.

[4] Callisperis, E. A. **Variabilidade do Risco Sistemático no ICAPM: evidências usando GARCH.** Tese de doutorado, São Paulo, FEA/USP. 127p. 1991.

[5] Campbell, J. Stock returns and the term structure **Journal of Finance Economics** 18: 373 - 399, 1987.

[6] Campbell, J. Intertemporal Asset pricing without consumption data **American Economic Review** 83: 487 - 512, 1993.

[7] Campbell, J; Lo, A; e MacKinlay, A. **The Econometrics of Financial Markets.** Princeton: Princeton Univ. Press, 1997.

[8] Faff R.; Chan H.; A test of the intertemporal CAPM in the Australian equity market. **Journal International Financial Markets, Institutions and Money** 8: 175 - 188, 1998.

[9] Fama, E. F.; Macbeth, J. Risk, return and equilibrium: empirical test. **Journal of Political Economy** 81: 607 - 636, 1973

[10] Gibbons, M; Ross, S.; Shanken, J. A test of the efficiency of a given portfolio. **Econometrica** 57 (5): 1121 - 1152. September, 1989.

[11] Hansen, L. Large sample properties of generalized method of the moments estimators. **Econometrica** 50: 1269 - 1286, 1982.

[12] Litner, J. The valuation of risk assets and selection of risky investments in stocks portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics** 47: 13 - 37, Fev. 1965.

[13] Lucas, R. E. Jr. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica** 66: 1429 - 1445. Nov. 1978.

[14] Mackinlay, A.C. e Richardson, M.P. Using generalized method of moments to test mean-variance efficiency. **Journal of Finance** 46 (2). June, 1991.

[15] Mankiw, N. G.; Shapiro, M. D. Risk and return: Consumption beta vs market beta. **Review of Economics and Statistics** 68: 452 - 459, 1986.

[16] Markowitz, H. Portfolio selection. **Journal of Finance** 7: 77 - 91. Mar. 1952.

[17] Mehra, R., Prescott, E. C. The equity premium: a puzzle. **Journal of Monetary Economics** 15: 145 - 161, Mar. 1985.

[18] Merton, C. Robert. An intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica** 41 (5): 867-887, 1973.

[19] Mossin, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica** 34: 768-783, 1966.

[20] Roll, R. A critique of asset pricing theory's tests. **Journal of Financial Economics** 4: 129-176, 1977.

[21] Ross, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economics Theory** 13: 341-360, 1976.

[22] Rubio, G. An empirical evaluation of the intertemporal capital asset pricing model: the stock market in Spain. **Journal of Business Finance & Accounting** 16: 729 - 743, 1989.

[23] Shanken, J. Intertemporal asset princing: an empirical investigation. **Journal of Econometrics** 45: 99 - 120, 1990.

[24] Shanken, J. Multivariate test of zero-beta CAPM. **Journal of Financial Economics** 14: 327 - 348, 1985.

[25] Sharpe, W.F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions at risk. **Journal of Finance** 19: 425-442, 1964.

Anexos

Anexo 1: Lista das ações incluídas na amostra

Empresa	Código na bolsa	Ordenação
Weg PN	ELMJ4	r1
Eternit ON	ETER3	r2
Marcopolo PN	POMO4	r3
Metal Leve PN	LEVE4	r4
Varig PN	VAGV4	r5
Forjas Taurus PN	FJTA4	r6
Sudameris ON	BFIT3	r7
Bardella PN	BDLL4	r8
Alpargatas PN	ALPA4	r9
Paranapanema PN	PMAM4	r10
Bahia Sul PNA	BSUL5	r11
Belgo Mineira PN	BELG4	r12
Souza Cruz ON	CRUZ3	r13
Embraco PN	EBCO4	r14
Suzano PN	SUZA4	r15
Brasmotor PN	BMTO4	r16
Ipiranga Dist PN	DPPI4	r17
Plascar PN	OSAO4	r18

Empresa	Código na bolsa	Ordenação
Ipiranga Ref PN	RIPI4	r19
Duratex PN	DURA4	r20
Paul F Luz ON	PALF3	r21
Bunge Brasil PN	MSAN4	r22
Avipal ON	AVPL3	r23
Iochp-Maxion PN	MYPK4	r24
Ferbasa PN	FESA4	r25
Coteminas PN	CTNM4	r26
F Cataguazes PNA	FLCL5	r27
Polialden PN	PLDN4	r28
Magnesita PNA	MAGS5	r29
Gerdau Met PN	GOAU4	r30
Caemi Metal PN	CMET4	r31
Sadia SA PN	SDIA4	r32
Votorantim C P PN	VCPA4	r33
Klabin PN	KLBN4	r34
Vale Rio Doce PNA	VALE5	r35
Ipiranga Pet PN	PTIP4	r36
Ambev PN	AMBV4	r37
Confab PN	CNFB4	r38
Cerj ON	CBEE3	r39
Teka PN	TEKA4	r40

Empresa	Código na bolsa	Ordenação
Embraer PN	EMBR4	r41
Fosfertil PN	FFTL4	r42
Aracruz PNB	ARCZ6	r43
Brasil ON	BBAS3	r44
Sid Nacional ON	CSNA3	r45
Bombril PN	BOBR4	r46
Unipar PNB	UNIP6	r47
Acesita PN	ACES4	r48
Inepar Construcoes PN	INEP4	r49
Minupar PN	MNPR4	r50
Ripasa PN	RPSA4	r51
Telesp Operac PN	TLPP4	r52
Randon Part PN	RAPT4	r53
Perdigao PN	PRGA4	r54
Braskem PNA	BRKM5	r55
Itausa PN	ITSA4	r56
Bco Itau Hold Finan PN	ITAU4	r57
Politeno PNB	PLTO6	r58
Sid Tubarao PN	CSTB4	r59
Usiminas PNA	USIM5	r60
Itautec ON	ITEC3	r61
Bradesco PN	BBDC4	r62
Banespa PN	BESP4	r63

Empresa	Código na bolsa	Ordenação
Loj Americanas PN	LAME4	r64
Kuala PN	ARTE4	r65
Light ON	LIGH3	r66
Cesp PN	CESP4	r67
Gerdau PN	GGBR4	r68
Celesc PNB	CLSC6	r69
Cemig PN	CMIG4	r70
Unibanco PN	UBBR4	r71
Brasil Telecom PN	BRTO4	r72
Petrobras PN	PETR4	r73
Eletrobras PNB	ELET6	r74
Fertibras PN	FBRA4	r75
Copesul ON	CPSL3	r76
Rhodia-Ster ON	RHDS3	r77

Anexo 2: Estatísticas descriptivas das variáveis

	SELIC	IPP	IBOV	OURO	DOLAR	POUP
Media	0.015050	0.019931	0.009705	0.020426	0.011030	0.001277
Mediana	0.014297	0.017856	0.032638	0.025533	0.010552	-0.016193
Maximo	0.020628	0.169605	0.164830	0.190354	0.253650	0.178042
Minimo	0.010107	-0.090526	-0.188415	-0.121994	-0.148698	-0.242163
Desvio Padrão	0.002464	0.061365	0.094041	0.074237	0.074413	0.107677
Assimetría	0.451555	0.150162	-0.381454	0.200584	0.856752	-0.154454
Kurtosis	2.479096	2.773422	2.267239	2.998099	5.409260	2.254913
Jarque-Bera	1.675713	0.218196	1.725074	0.248116	13.47514	1.002975
Probabilidade	0.432637	0.896642	0.422090	0.883329	0.001186	0.605629
Soma	0.556833	0.737454	0.359077	0.755753	0.408121	0.047232
Observações	37	37	37	37	37	37

Anexo 3: Estatísticas descriptivas das carteiras

	RC1	RC2	RC3	RC 4	RC5	RC6	RC7	RC8	RC9	RC10	RC11
Media	0.0085	0.0111	-0.0063	0.0168	0.0235	0.0035	-0.0039	0.0142	0.0061	-0.0102	-2.51E-05
Mediana	0.0035	0.0067	-0.0061	0.0062	0.0246	0.0083	0.0035	0.0119	-0.0081	-0.0103	0.0104
Maximo	0.1424	0.1480	0.1749	0.1283	0.1495	0.1254	0.1478	0.2134	0.1557	0.2259	0.1852
Minimo	-0.087	-0.0955	-0.1293	-0.1165	-0.0699	-0.2008	-0.1958	-0.1831	-0.1479	-0.2693	-0.1829
Desvio Padrão	0.0593	0.0544	0.0758	0.0536	0.0594	0.0691	0.0843	0.0926	0.0727	0.123	0.0833
Assimetría	0.3085	0.3596	0.2985	-0.0196	0.1374	-0.4866	-0.3701	0.1156	0.0015	-0.124	-0.0241
Kurtosis	2.3723	2.9718	2.5856	2.8641	2.2847	3.4776	2.5861	2.8322	2.6521	2.3557	2.3455
Jarque-Bera	1.1942	0.7986	0.8142	0.0308	0.9053	1.8118	1.1088	0.1258	0.1866	0.7349	0.6639
Probabilidade	0.5504	0.6708	0.6656	0.9847	0.636	0.4042	0.5744	0.939	0.9109	0.6925	0.7175
Soma	0.3149	0.41	-0.2317	0.6209	0.8682	0.1301	-0.1423	0.5263	0.224923	-0.377108	-0.000928
Observações	37	37	37	37	37	37	37	37	37	37	37

Anexo 4: Estimação das equações de Euler

O problema do consumidor é o seguinte:

$$Max : U(C_t) + (1+\theta)^{-1} E\left[V_{t+1}(A_{t+1})\right]$$

$$s.a : A_{t+1} = (A_t + Y_t - C_t)\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right]$$

substituindo a restrição na função valor temos:

$$V(C_t, w_t) = U(C_t) + (1+\theta)^{-1} E\{V_{t+1}\left[(A_t + Y_t - C_t)\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right]\right]\}$$

derivando $V(C_t, w_t)$ em função de C_t e w_t,

$\frac{\partial V(.)}{\partial C_t} = U'(C_t) + (1+\theta)^{-1} E\{-V'_{t+1}\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right]\}$

$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1} E\{\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right] V'_{t+1}\}$

$\frac{\partial V(.)}{\partial w_t} = (1+\theta)^{-1} E\{V'_{t+1}\left[(A_t + Y_t - C_t)(1 + r_t - 1 - z_t)\right]\}$

$0 = (1+\theta)^{-1} E\left[(A_t + Y_t - C_t)(r_t - z_t)V'_{t+1}\right]$

$0 = E\left[(A_t + Y_t - C_t)(r_t - z_t)V'_{t+1}\right]$

dado que $(A_t + Y_t - C_t)$ é conhecido no tempo t

$0 = E\left[V'_{t+1}(r_t - z_t)\right]$

logo temos que as condições de primeira ordem são:

$C_t : U'(C_t) = E(1+\theta)^{-1}\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right] V'_{t+1}(A_{t+1})/\Omega_t$

$w_t : E\left[V'_{t+1}(A_{t+1})(r_t - z_t)/\Omega_t\right] = 0$

Por outro lado temos:

$\frac{\partial V(.)}{\partial A_t} = (1+\theta)^{-1} E\left[V'_{t+1}(A_{t+1})\frac{\partial A_{t+1}}{\partial A_t}\right]$

da restrição sabemos que

$\frac{\partial A_{t+1}}{\partial A_t} = (1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)$

logo,

$V'(A_t) = (1+\theta)^{-1}E\{[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)]\, V'_{t+1}(A_{t+1})/\Omega_t\}$

portanto da primeira das condições de primeira ordem temos $V'(A_t) = U'(C_t)$ e, consequentemente, $V'(A_{t+1}) = U'(C_{t+1})$.

Utiliza-se esta relação para eliminar $V'_{t+1}(A_{t+1})$ das condições de primeira ordem, então temos:

$$U'(C_t) = E(1+\theta)^{-1}\left[(1+r_t)w_t + (1+z_t)(1-w_t)\right] U'(C_{t+1})/\Omega_t \qquad (5.1)$$

$$E\left[U'(C_{t+1})(1+r_t)/\Omega_t\right] = E\left[U'(C_{t+1})(1+z_t)/\Omega_t\right] \qquad (5.2)$$

substituindo (5.2) em (5.1) obtemos as duas equações de Euler:

$$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1}(1+r_t)E\left[U'(C_{t+1})/\Omega_t\right] \qquad (5.3)$$

$$U'(C_t) = (1+\theta)^{-1}E\left[(1+z_t)U'(C_{t+1})/\Omega_t\right] \qquad (5.4)$$

Anexo 5: Derivação do ICAPM

Para derivar o ICAPM partimos da equação do CCAPM: $1 = E\left[(1+z_{t+1})M_{t+1}\right]$ logo da equação acima temos:

$$E\left[1+z_{t+1}\right] = \frac{1}{E\left[M_{t+1}\right]}\left[1 - cov(z_{t+1}, M_{t+1})\right] \tag{5.5}$$

Definindo uma carteira com retorno $z_{m,t+1}$ tal que cumpre:

$$(1+z_{m,t+1}) = \frac{M_{t+1}}{E_t\left[M_{t+1}^2\right]} \tag{5.6}$$

$$E(1+z_{m,t+1}) = \frac{E(M_{t+1})}{E_t\left[M_{t+1}^2\right]} \tag{5.7}$$

$$cov(r_{0,t+1}, M_{t+1}) = 0 \tag{5.8}$$

$$E_t\left[1+r_{0,t+1}\right] = \frac{1}{E_t\left[M_{t+1}\right]} \tag{5.9}$$

Por outro lado temos, $E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = E_t\left[1+z_{i,t+1}\right] - E_t\left[1+r_{0,t+1}\right]$ de (5.5) e (5.9)

$$\begin{aligned} E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] &= \frac{1 - cov\left[z_{i,t+1}, M_{t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]} - \frac{1}{E_t\left[M_{t+1}\right]} \\ &= \frac{-cov\left[z_{i,t+1}, M_{t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]} \end{aligned}$$

de (5.6)

$$\begin{aligned} &= \frac{-cov\left[z_{i,t+1}, (1+z_{i,t+1})E_t\left[M_{t+1}^2\right]\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]} \\ &= -E_t\left[M_{t+1}^2\right]\frac{cov\left[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]} \end{aligned}$$

e de (5.7)

$$= -E_t\left[M_{t+1}^2\right]\frac{cov\left[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}^2\right]E_t\left[1+z_{m,t+1}\right]}$$

$$E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{-cov\left[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[1+z_{m,t+1}\right]} \tag{5.10}$$

Da mesma forma podemos expressar,

$$E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] = E_t\left[1+z_{m,t+1}\right] - E_t\left[1+r_{0,t+1}\right]$$

$$= \frac{1}{E_t\left[M_{t+1}^2\right]}E_t\left[M_{t+1}\right] - \frac{1}{E_t\left[M_{t+1}\right]}$$

$$= \frac{E_t^2\left[M_{t+1}\right] - E_t\left[M_{t+1}^2\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]E_t\left[M_{t+1}^2\right]}$$

$$= \frac{-var\left[M_{t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]E_t\left[M_{t+1}^2\right]}$$

Aplicando variância em (5.6), observando que $E_t\left[M_{t+1}^2\right]$ é constante, temos $var(M_{t+1}) = E_t^2\left[M_{t+1}\right]var(z_{m,t+1})$. Portanto,

$$E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{-E_t^2\left[M_{t+1}^2\right]var\left[z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]E_t\left[M_{t+1}^2\right]}$$

$$E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{-E_t\left[M_{t+1}^2\right]var\left[z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}\right]}$$

$$E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{-E_t\left[M_{t+1}^2\right]var\left[z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[M_{t+1}^2\right]E_t\left[1+z_{m,t+1}\right]}$$

$$E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \frac{-var\left[z_{m,t+1}\right]}{E_t\left[1+z_{m,t+1}\right]} \tag{5.11}$$

Logo dividindo (5.10) entre (5.11) obtemos:

$$E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \beta_{imt}E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] \tag{5.12}$$

onde $\beta_{imt} = \frac{cov[z_{i,t+1}, z_{m,t+1}]}{var[z_{m,t+1}]}$ Adicionando os seguintes supostos adicionais,

$$z_{m,t+1} = w_{0,t}z_{0,t+1} + w_{1,t}z_{1,t+1} + ... + w_{K,t}z_{K,t+1} \tag{5.13}$$

com $\sum_{k=0}^{K} w_{k,t} = 1$ e betas constantes através do tempo para todo i e k definidos como,

$$\beta_{ik} = \frac{cov\left[z_{i,t+1}, z_{k,t+1}\right]}{var\left[k_{m,t+1}\right]} \tag{5.14}$$

Então substituindo (5.13) em (5.14) temos:

$$\beta_{imt} = \frac{cov_t\left[z_{i,t+1}, w_{0,t}z_{0,t+1} + w_{1,t}z_{1,t+1} + ... + w_{K,t}z_{K,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]}$$

$$\beta_{imt} = \frac{w_{0,t}cov_t\left[z_{i,t+1}, z_{0,t+1}\right] + w_{1,t}cov_t\left[z_{i,t+1}, z_{1,t+1}\right] + ... + w_{K,t}cov_t\left[z_{i,t+1}, z_{K,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]}$$

$$\beta_{imt} = \sum_{k=0}^{K} \frac{w_{k,t}cov_t\left[z_{i,t+1}, z_{k,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]}$$

$$\beta_{imt} = \sum_{k=0}^{K} \frac{w_{k,t}var_t\left[z_{k,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]} \frac{cov_t\left[z_{i,t+1}, z_{k,t+1}\right]}{var_t\left[z_{k,t+1}\right]}$$

$$\beta_{imt} = \sum_{k=0}^{K} w_{k,t} \frac{var_t\left[z_{k,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]} \beta_{ik} \tag{5.15}$$

Por outro lado temos:

$$E_t\left[z_{k,t+1} - r_{0,t+1}\right] = w_{k,t} \frac{var_t\left[z_{k,t+1}\right]}{var_t\left[z_{m,t+1}\right]} E_t\left[z_{m,t+1} - r_{0,t+1}\right] \tag{5.16}$$

Portanto,

$$E_t\left[z_{i,t+1} - r_{0,t+1}\right] = \sum_{k=1}^{K} \beta_{ik} E_t\left[z_{k,t+1} - r_{0,t+1}\right] \tag{5.17}$$

Anexo 6: Resultados do estudo de Rubio

A6.1: Correlações entre ouro, títulos do governo, retorno de mercado e taxa livre de risco (1967-1984)

	Retorno de mercado	Tx livre de risco	Ouro (dólar)	Ouro (pesetas)	Ind. Titulos do Gov.
Retorno de mercado	1.000	0.181	−0.011	−0.021	−0.022
Tx livre de risco		1.000	0.100	0.169	0.082
Ouro (dólar)			1.000	0.929	−0.136
Ouro (pesetas)				1.000	−0.176
Ind. Títulos do Gov.					1.000

A6.2: Teste de eficiência para o modelo CAPM

Regressões baseadas em 10 carteiras:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{im} r_{mt} + \epsilon_{it}$$

onde, r_{it} é o excesso de retorno da carteira i e r_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado.

Hipótese nula: $\hat{\alpha}_{it} = 0, \forall i = 1, .., 10$

$F = [(T - N - 1)/N(T - 2)]\, Q$, onde $Q \equiv \left[T/(1 + \hat{\theta}_m^2)\right] \hat{\alpha}'_m \hat{\sum}^{-1} \hat{\alpha}_m$

e $\hat{\theta}_m \equiv \frac{\bar{r}_m}{s_m}$

Sub-períodos	1967 − 72	1973 − 78	1979 − 84	1967 − 84
$F(10, 61)$	1.569	2.509	2.909	−
(p-valor)	(0.138)	(0.013)	(0.005)	
$F(10, 205)$	−	−	−	2.885
(p-valor)				(0.002)

A6.3: Teste de eficiência para o modelo ICAPM

Regressões cross-section baseadas em 10 carteiras:			
Hipótese nula: $E = X\Gamma$, onde $X \equiv (1_N : \beta_m : \beta_h)$, $\Gamma \equiv (\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)'$			
$E \equiv E(r_t)$. r_t é o vetor N do excesso de retornos			
$F = Q' \left[(T - N + 2)/(N - 3)(T - 2)\right]$ onde, $Q' = Te'\hat{V}^{-1}e$			
e $e = \bar{r} - \hat{X}\hat{\Gamma}$			
Período	$1967 - 84$	Período	$1979 - 84$
Ouro em Pesetas		Títulos do governo	
$F(7, 208)$	4.101	$F(7, 64)$	3.425
(p-valor)	(0.0003)	(p-valor)	(0.004)
$\hat{\gamma}_0$	-0.00601	$\hat{\gamma}_0$	-0.00900
(erro padrão)	(0.00758)	(erro padrão)	(0.00777)
$\hat{\gamma}_1$	0.00997	$\hat{\gamma}_1$	0.01393
(erro padrão)	(0.00825)	(erro padrão)	(0.01015)
$\hat{\gamma}_2$	0.01100	$\hat{\gamma}_2$	-0.01110
(erro padrão)	(0.02104)	(erro padrão)	(0.00414)

Anexo 7: Resultados do estudo de Chan & Faff

A7.1: Correlações entre retorno do ouro, retorno de mercado e taxa livre de risco

	$R_{AUS,t}$	$R_{World,t}$	$R_{gold,t}$	R_f
Panel A:1975 - 1980				
$R_{AUS,t}$	1.0000			
$R_{World,t}$	0.2729	1.0000		
$R_{gold,t}$	0.2561	0.3637	1.000	
R_f	0.0571	0.0087	0.1030	1.000
Panel B:1981 - 1987				
$R_{AUS,t}$	1.0000			
$R_{World,t}$	0.1890	1.0000		
$R_{gold,t}$	0.1498	0.3159	1.000	
R_f	−0.0692	0.1338	0.0774	1.000
Panel C:1988 - 1994				
$R_{AUS,t}$	1.0000			
$R_{World,t}$	0.4030	1.0000		
$R_{gold,t}$	−0.0989	0.2285	1.000	
R_f	−0.0675	−0.0299	−0.0838	1.000
Panel D:1975 - 1994				
$R_{AUS,t}$	1.0000			
$R_{World,t}$	0.3437	1.0000		
$R_{gold,t}$	0.0845	0.2716	1.000	
R_f	−0.0258	0.0858	−0.0292	1.000

*Excluindo Out a Dez de 1987

A7.2: Teste GMM restrito para o ICAPM

	$\hat{\gamma_0}$	$\hat{\gamma_1}$	$\hat{\gamma_2}$	$RGMM$
Painel A:1975 - 1980				
setor de recursos	$0.0231**$	0.0035	0.0021	3.006
	(3.00)	(0.29)	(0.14)	(0.222)
setor industrial	$0.0155**$	$0.0157**$	$0.0133*$	12.951
	(6.54)	(3.70)	(1.88)	(0.676)
Painel B:1981 - 1987				
sector de recursos	0.0616	-0.1752	-0.0105	1.491
	(1.03)	(-1.17)	(-0.12)	(0.474)
setor Industrial	$0.0126**$	-0.0008	$-0.0179**$	14.803
	(7.46)	(-0.12)	(-3.06)	(0.539)
Painel C:1988 -1994				
setor de recursos	-0.0019	0.0883	0.0191	1.392
	(-0.14)	(0.75)	(0.54)	(0.499)
sector Industrial	0.0046	$0.0253**$	$0.0336**$	11.524
	(1.45)	(3.24)	(5.17)	(0.776)
Painel D:1975 -1994				
setor de recursos	$0.0180**$	-0.0079	-0.0099	0.599
	(2.11)	(-0.48)	(-0.86)	(0.0741)
setor Industrial	$0.0112**$	$0.0090*$	0.0008	7.126
	(7.47)	(1.73)	(0.11)	(0.971)
Todas as industrias	$0.0116**$	0.0083	-0.0000	9.892
	(7.95)	(1.63)	(-0.00)	(0.980)

**Coeficiente estatísticamente significante a nível de 5%

*Coeficiente estatísticamente significante a nível de 10%

O valor contido entre parentesis abaixo do coeficiente representa a estatística t

Anexo 8: **Teste de eficiência no mercado brasileiro usando o Ibovespa e a estatística de Shanken**

A8.1: Teste de eficiência para o modelo CAPM

Regressões baseadas em 11 carteiras:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{im} r_{mt} + \epsilon_{it} \quad ,$$

onde r_{it} é o excesso de retorno da carteira i e r_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado.

Hipótese nula: $\hat{\alpha}_{it} = 0, \forall i = 1, .., 10$

$F = [(T - N - 1)/N(T - 2)]\, Q$, onde $Q \equiv \left[T/(1 + \hat{\theta}_m^2)\right] \hat{\alpha}'_m \hat{\sum}^{-1} \hat{\alpha}_m$

e $\hat{\theta}_m \equiv \frac{\bar{r}_m}{s_m}$

Sub-períodos	95 : 1 – 97 : 12	98 : 1 – 00 : 12	01 : 1 – 04 : 1	95 : 1 – 04 : 1
$F(11, 24)$	4.440065	1.108389	–	–
(p-valor)	(0.001104)	(0.396529)	–	–
$F(11, 25)$	–	–	1.603843	–
(p-valor)			(0.1584)	
$F(11, 97)$	–	–	–	2.986493
(p-valor)				(0.001857)

A8.2: Teste de eficiência para o ICAPM

Regressões cross-section baseadas em 10 carteiras:

Hipótese nula: $E = X\Gamma$, onde $X \equiv (1_N : \beta_m : \beta_h)$, $\Gamma \equiv (\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2)'$

$E \equiv E(r_t)$ e r_t é o vetor N do excesso de retornos

$F = Q'\left[(T-N+2)/(N-3)(T-2)\right]$ onde $Q' = Te'\hat{V}^{-1}e$

e $e = \bar{r} - \hat{X}\hat{\Gamma}$

	$F(8,27)$	P-valor
1995 : 01 − 1997 : 12		
Ouro	1.196412	(0.337723)
Poupança	1.982840	(0.087875)
dólar	1.907915	(0.100206)
1998 : 01 − 2000 : 12		
Ouro	0.577066	(0.787467)
Poupança	0.933143	(0.505896)
dólar	0.570539	(0.792548)
	$F(8,28)$	P-valor
1998 : 01 − 2000 : 12		
Ouro	0.756412	(0.642731)
Poupança	1.855323	(0.108265)
dólar	0.926241	(0.510375)
	$F(8,101)$	P-valor
1995 : 01 − 2004 : 01		
Ouro	1.571750	(0.14265)
Poupança	1.472195	(0.176708)
dólar	1.444017	(0.187545)

Anexo 9: Resultados do teste GMM usando o Ibovespa como índice de mercado

A9.1: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (1995:01 2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	-0.0095	0.2526	0.0468	1.4181
	(0.2340)	(0.0000)	(0.4159)	(0.2337)
carteira2	-0.0176	0.2974	0.1422	6.2388
	(0.0126)	(0.0000)	(0.0015)	(0.0125)
carteira3	-0.0215	0.4446	0.0232	6.4900
	(0.0110)	(0.0000)	(0.7768)	(0.0108)
carteira4	-0.0135	0.4252	0.0734	2.0713
	(0.1504)	(0.0000)	(0.2550)	(0.1501)
carteira5	-0.0122	0.5389	0.3650	1.5499
	(0.2134)	(0.0000)	(0.0000)	(0.2132)
carteira6	-0.0150	0.5883	0.0117	3.5362
	(0.0603)	(0.0000)	(0.8438)	(0.0600)
carteira7	-0.0266	0.6493	-0.0353	13.4657
	(0.0003)	(0.0000)	(0.5629)	(0.0002)
carteira8	-0.0212	0.6898	0.1797	6.0991
	(0.0137)	(0.0000)	(0.0648)	(0.0135)
carteira9	-0.0098	0.6586	-0.1912	1.6729
	(0.1961)	(0.0000)	(0.0019)	(0.1959)
carteira10	-0.0314	0.9188	-0.1764	16.5627
	(0.0001)	(0.0000)	(0.0097)	(0.0000)
carteira11	-0.0179	0.8004	-0.0309	8.9073
	(0.0029)	(0.0000)	(0.6934)	(0.0028)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.2: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (1995:01 1997:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	-0.0390	0.3413	0.0084	18.7162
	(0.0000)	(0.0000)	(0.9704)	(0.0000)
carteira2	-0.0494	0.3077	0.0861	28.2796
	(0.0000)	(0.0008)	(0.7671)	(0.0000)
carteira3	-0.0483	0.4905	0.3788	18.3037
	(0.0000)	(0.0000)	(0.4310)	(0.0000)
carteira4	-0.0398	0.4786	0.0594	7.4130
	(0.0068)	(0.0020)	(0.8716)	(0.0065)
carteira5	-0.0494	0.5137	0.0691	16.4296
	(0.0001)	(0.0000)	(0.8421)	(0.0001)
carteira6	-0.0401	0.6712	-0.1680	6.9300
	(0.0088)	(0.0000)	(0.5986)	(0.0085)
carteira7	-0.0565	0.4671	0.6621	24.1252
	(0.0000)	(0.0000)	(0.1250)	(0.0000)
carteira8	-0.0554	0.5865	0.5777	32.0397
	(0.0000)	(0.0000)	(0.1131)	(0.0000)
carteira9	-0.0322	0.5987	-0.1512	5.3913
	(0.0208)	(0.0000)	(0.6726)	(0.0202)
carteira10	-0.0511	0.6641	-0.1335	14.5813
	(0.0002)	(0.0001)	(0.7683)	(0.0001)
carteira11	-0.0389	0.8454	0.1058	23.4849
	(0.0000)	(0.0000)	(0.6432)	(0.0000)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.3: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (1998:01 2000:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	0.0033	0.1801	0.0836	0.0436
	(0.8347)	(0.0298)	(0.0468)	(0.8345)
carteira2	-0.0094	0.2685	0.1539	0.8038
	(0.3705)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3700)
carteira3	-0.0055	0.4524	-0.0560	0.1168
	(0.7327)	(0.0000)	(0.4480)	(0.7325)
carteira4	-0.0135	0.4490	0.0210	0.5406
	(0.4627)	(0.0000)	(0.6715)	(0.4622)
carteira5	0.0019	0.5929	0.3299	0.0095
	(0.9222)	(0.0000)	(0.0001)	(0.9222)
carteira6	-0.0046	0.5872	-0.0088	0.1632
	(0.6864)	(0.0000)	(0.8918)	(0.6862)
carteira7	-0.0107	0.7445	-0.0665	0.8832
	(0.3480)	(0.0000)	(0.3043)	(0.3473)
carteira8	-0.0107	0.6678	0.2217	0.6787
	(0.4106)	(0.0000)	(0.0280)	(0.4100)
carteira9	0.0010	0.7572	-0.3091	0.0079
	(0.9293)	(0.0000)	(0.0000)	(0.9292)
carteira10	-0.0236	1.0670	-0.1750	6.3933
	(0.0119)	(0.0000)	(0.0070)	(0.0115)
carteira11	-0.0082	0.8676	-0.1372	0.9648
	(0.3266)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3260)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.4: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (2001:01 2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	0.0069	0.2873	-0.0594	0.3047
	(0.5813)	(0.0000)	(0.7203)	(0.5809)
carteira2	0.0059	0.3664	0.0808	0.8199
	(0.3658)	(0.0000)	(0.4392)	(0.3652)
carteira3	-0.0101	0.4035	-0.0027	0.8139
	(0.3676)	(0.0086)	(0.9848)	(0.3670)
carteira4	0.0136	0.3280	0.0023	9.2834
	(0.0025)	(0.0002)	(0.9874)	(0.0023)
carteira5	0.0120	0.5078	0.3216	3.5544
	(0.0602)	(0.0000)	(0.0316)	(0.0594)
carteira6	-0.0002	0.5038	-0.0563	0.0006
	(0.9809)	(0.0005)	(0.7537)	(0.9809)
carteira7	-0.0044	0.6049	-0.2582	0.4511
	(0.5022)	(0.0000)	(0.0683)	(0.5018)
carteira8	0.0058	0.8255	0.0179	0.3429
	(0.5585)	(0.0000)	(0.9107)	(0.5581)
carteira9	0.0024	0.6136	-0.1136	0.1039
	(0.7474)	(0.0000)	(0.2222)	(0.7472)
carteira10	-0.0120	0.8809	-0.3308	0.8048
	(0.3702)	(0.0000)	(0.0862)	(0.3697)
carteira11	-0.0050	0.6370	-0.0591	0.2065
	(0.6498)	(0.0000)	(0.6890)	(0.6496)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.5: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (1995:01 2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	-0.0095	0.2559	0.0513	1.4024
	(0.2366)	(0.0000)	(0.4396)	(0.2363)
carteira2	-0.0176	0.3054	0.1382	5.9018
	(0.0153)	(0.0000)	(0.0276)	(0.0151)
carteira3	-0.0210	0.4414	-0.0159	6.0776
	(0.0138)	(0.0000)	(0.7955)	(0.0137)
carteira4	-0.0138	0.4318	0.0925	2.2114
	(0.1373)	(0.0000)	(0.2895)	(0.1370)
carteira5	-0.0134	0.5690	0.4361	1.7535
	(0.1857)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1854)
carteira6	-0.0155	0.5934	0.0492	3.7483
	(0.0531)	(0.0000)	(0.3649)	(0.0529)
carteira7	-0.0257	0.6399	-0.0978	13.4671
	(0.0003)	(0.0000)	(0.1511)	(0.0002)
carteira8	-0.0212	0.6995	0.1713	5.9332
	(0.0150)	(0.0000)	(0.1268)	(0.0149)
carteira9	-0.0095	0.6460	-0.2015	1.6614
	(0.1977)	(0.0000)	(0.0022)	(0.1974)
carteira10	-0.0309	0.9048	-0.2055	16.8212
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0014)	(0.0000)
carteira11	-0.0178	0.7975	-0.0404	8.5366
	(0.0035)	(0.0000)	(0.6786)	(0.0035)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.6: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (1995:01 1997:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	-0.0349	0.3392	-0.5189	8.8833
	(0.0031)	(0.0000)	(0.3002)	(0.0029)
carteira2	-0.0589	0.3152	1.2136	27.6158
	(0.0000)	(0.0002)	(0.0088)	(0.0000)
carteira3	-0.0436	0.4968	-0.6255	9.7925
	(0.0019)	(0.0000)	(0.2654)	(0.0018)
carteira4	-0.0301	0.4745	-1.2348	2.5489
	(0.1112)	(0.0034)	(0.1554)	(0.1104)
carteira5	-0.0530	0.5173	0.4531	11.0694
	(0.0010)	(0.0000)	(0.4536)	(0.0009)
carteira6	-0.0261	0.6592	-1.7842	1.9536
	(0.1630)	(0.0000)	(0.0108)	(0.1622)
carteira7	-0.0585	0.4840	0.2256	15.3555
	(0.0001)	(0.0000)	(0.6085)	(0.0001)
carteira8	-0.0502	0.5974	-0.6867	17.2785
	(0.0000)	(0.0000)	(0.2307)	(0.0000)
carteira9	-0.0177	0.5869	-1.8550	0.8293
	(0.3631)	(0.0000)	(0.0635)	(0.3625)
carteira10	-0.0484	0.6593	-0.3394	8.9572
	(0.0030)	(0.0001)	(0.6266)	(0.0028)
carteira11	-0.0412	0.8492	0.2909	16.1272
	(0.0001)	(0.0000)	(0.4685)	(0.0001)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.7: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (1998:01 2000:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	0.0024	0.1839	0.1330	0.0223
	(0.8814)	(0.0333)	(0.0000)	(0.8813)
carteira2	-0.0098	0.2778	0.1615	0.8498
	(0.3572)	(0.0000)	(0.0003)	(0.3566)
carteira3	-0.0050	0.4496	-0.0797	0.0925
	(0.7612)	(0.0000)	(0.1715)	(0.7610)
carteira4	-0.0133	0.4507	0.0066	0.5170
	(0.4726)	(0.0000)	(0.8790)	(0.4721)
carteira5	0.0000	0.6110	0.4114	0.0000
	(0.9998)	(0.0000)	(0.0000)	(0.9998)
carteira6	-0.0047	0.5864	0.0023	0.1646
	(0.6852)	(0.0000)	(0.9739)	(0.6850)
carteira7	-0.0104	0.7405	-0.0736	0.8567
	(0.3553)	(0.0000)	(0.1962)	(0.3547)
carteira8	-0.0124	0.6792	0.3055	0.8771
	(0.3496)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3490)
carteira9	0.0012	0.7375	-0.2865	0.0109
	(0.9170)	(0.0000)	(0.0000)	(0.9170)
carteira10	-0.0224	1.0577	-0.2285	5.8284
	(0.0163)	(0.0000)	(0.0002)	(0.0158)
carteira11	-0.0078	0.8594	-0.1480	0.8186
	(0.3662)	(0.0000)	(0.0001)	(0.3656)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.8: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (2001:01 2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	0.0064	0.2835	-0.0547	0.3046
	(0.5814)	(0.0065)	(0.7404)	(0.5810)
carteira2	0.0051	0.4252	0.1714	0.4980
	(0.4808)	(0.0000)	(0.1703)	(0.4804)
carteira3	-0.0110	0.4318	0.0490	0.9094
	(0.3409)	(0.0054)	(0.6797)	(0.3403)
carteira4	0.0095	0.4650	0.2494	3.6115
	(0.0582)	(0.0000)	(0.0170)	(0.0574)
carteira5	0.0119	0.6363	0.4917	3.1827
	(0.0752)	(0.0000)	(0.0003)	(0.0744)
carteira6	-0.0037	0.6000	0.1284	0.1905
	(0.6628)	(0.0014)	(0.4601)	(0.6625)
carteira7	-0.0073	0.5996	-0.2180	1.6686
	(0.1972)	(0.0000)	(0.1011)	(0.1964)
carteira8	0.0043	0.8839	0.1201	0.1910
	(0.6623)	(0.0000)	(0.4130)	(0.6621)
carteira9	0.0019	0.5894	-0.1354	0.0660
	(0.7974)	(0.0000)	(0.2100)	(0.7973)
carteira10	-0.0170	0.9207	-0.1949	2.2535
	(0.1342)	(0.0000)	(0.3023)	(0.1333)
carteira11	-0.0055	0.6294	-0.0615	0.2701
	(0.6035)	(0.0002)	(0.7392)	(0.6032)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.9: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (1995:01 2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	-0.0099	0.2572	-0.0609	1.5896
	(0.2076)	(0.0000)	(0.1563)	(0.2074)
carteira2	-0.0165	0.2939	-0.0389	5.1375
	(0.0236)	(0.0000)	(0.3638)	(0.0234)
carteira3	-0.0231	0.4564	-0.1101	7.7980
	(0.0053)	(0.0000)	(0.1342)	(0.0052)
carteira4	-0.0127	0.4214	-0.0032	1.7391
	(0.1875)	(0.0000)	(0.9595)	(0.1873)
carteira5	-0.0092	0.5292	-0.0931	0.8263
	(0.3635)	(0.0000)	(0.1557)	(0.3634)
carteira6	-0.0160	0.5951	-0.0624	3.9774
	(0.0463)	(0.0000)	(0.1699)	(0.0461)
carteira7	-0.0289	0.6647	-0.1126	16.0090
	(0.0001)	(0.0000)	(0.0583)	(0.0001)
carteira8	-0.0205	0.6904	-0.0913	6.0409
	(0.0141)	(0.0000)	(0.0705)	(0.0140)
carteira9	-0.0123	0.6707	-0.0102	3.0834
	(0.0794)	(0.0000)	(0.8113)	(0.0791)
carteira10	-0.0341	0.9321	-0.0284	21.7422
	(0.0000)	(0.0000)	(0.4945)	(0.0000)
carteira11	-0.0187	0.8050	-0.0239	10.8228
	(0.0010)	(0.0000)	(0.4440)	(0.0010)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.10: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (1995:01 1997:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	-0.0403	0.3573	-0.0532	18.4838
	(0.0000)	(0.0000)	(0.2798)	(0.0000)
carteira2	-0.0495	0.3100	-0.0006	27.5441
	(0.0000)	(0.0002)	(0.9934)	(0.0000)
carteira3	-0.0528	0.5524	-0.1769	18.1761
	(0.0000)	(0.0000)	(0.1743)	(0.0000)
carteira4	-0.0421	0.5078	-0.0932	7.5079
	(0.0064)	(0.0007)	(0.4002)	(0.0061)
carteira5	-0.0500	0.5214	-0.0203	14.8246
	(0.0001)	(0.0000)	(0.8706)	(0.0001)
carteira6	-0.0423	0.6948	-0.0928	6.3965
	(0.0119)	(0.0000)	(0.2665)	(0.0114)
carteira7	-0.0600	0.5226	-0.1327	18.2626
	(0.0000)	(0.0000)	(0.2447)	(0.0000)
carteira8	-0.0567	0.6135	-0.0440	27.3538
	(0.0000)	(0.0000)	(0.6673)	(0.0000)
carteira9	-0.0311	0.5827	0.0416	5.0953
	(0.0246)	(0.0000)	(0.6055)	(0.0240)
carteira10	-0.0507	0.6559	0.0165	13.3549
	(0.0003)	(0.0002)	(0.7416)	(0.0003)
carteira11	-0.0392	0.8514	-0.0117	21.0211
	(0.0000)	(0.0000)	(0.8183)	(0.0000)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.11: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (1998:01 2000:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	0.0009	0.1966	-0.1100	0.0035
	(0.9529)	(0.0306)	(0.1005)	(0.9529)
carteira2	-0.0107	0.2909	-0.1047	0.9328
	(0.3348)	(0.0000)	(0.0503)	(0.3341)
carteira3	-0.0085	0.4534	-0.0723	0.2717
	(0.6025)	(0.0000)	(0.4061)	(0.6022)
carteira4	-0.0127	0.4497	0.0144	0.5038
	(0.4783)	(0.0000)	(0.7776)	(0.4778)
carteira5	-0.0002	0.6390	-0.2034	0.0001
	(0.9930)	(0.0000)	(0.0001)	(0.9930)
carteira6	-0.0076	0.5941	-0.0928	0.4802
	(0.4888)	(0.0000)	(0.0293)	(0.4883)
carteira7	-0.0167	0.7520	-0.1631	2.3921
	(0.1228)	(0.0000)	(0.0011)	(0.1220)
carteira8	-0.0119	0.6985	-0.1322	1.0578
	(0.3044)	(0.0000)	(0.0012)	(0.3037)
carteira9	-0.0049	0.7341	-0.0543	0.1966
	(0.6577)	(0.0000)	(0.3205)	(0.6575)
carteira10	-0.0278	1.0564	-0.0593	9.5833
	(0.0021)	(0.0000)	(0.0787)	(0.0020)
carteira11	-0.0100	0.8552	0.0018	1.3638
	(0.2436)	(0.0000)	(0.9616)	(0.2429)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A9.12: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (2001:01 2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira1	0.0054	0.3141	0.0233	0.3304
	(0.5658)	(0.0000)	(0.7215)	(0.5654)
carteira2	0.0078	0.3308	0.0273	1.0580
	(0.3043)	(0.0004)	(0.5775)	(0.3037)
carteira3	-0.0100	0.4030	-0.1159	0.7988
	(0.3720)	(0.0005)	(0.2243)	(0.3715)
carteira4	0.0135	0.3277	0.0501	4.7109
	(0.0306)	(0.0000)	(0.5063)	(0.0300)
carteira5	0.0199	0.3645	0.0176	6.9166
	(0.0089)	(0.0028)	(0.8070)	(0.0085)
carteira6	-0.0017	0.5295	0.0355	0.0487
	(0.8254)	(0.0000)	(0.6899)	(0.8253)
carteira7	-0.0109	0.7213	0.0739	5.5641
	(0.0188)	(0.0000)	(0.1893)	(0.0183)
carteira8	0.0064	0.8162	-0.0860	0.4850
	(0.4866)	(0.0000)	(0.2656)	(0.4861)
carteira9	-0.0004	0.6646	0.0158	0.0031
	(0.9558)	(0.0000)	(0.7334)	(0.9558)
carteira10	-0.0202	1.0288	0.0145	2.7729
	(0.0967)	(0.0000)	(0.9204)	(0.0959)
carteira11	-0.0063	0.6612	-0.1446	0.4613
	(0.4975)	(0.0000)	(0.1029)	(0.4970)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

Anexo 10: Resultados do teste GMM usando o IPP como índice de mercado

A10.1: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (1995:01-2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.011743	0.494196	0.045211	4.351283
	(0.0372)	(0.0000)	(0.3912)	(0.0370)
carteira 2	-0.019199	0.496012	0.134965	13.00620
	(0.0003)	(0.0000)	(0.0037)	(0.0003)
carteira 3	-0.024378	0.781176	0.014873	17.40157
	(0.0000)	(0.0000)	(0.8206)	(0.0000)
carteira 4	-0.015653	0.698291	0.062331	5.26631
	(0.0219)	(0.0000)	(0.2701)	(0.0217)
carteira 5	-0.014415	0.846124	0.348605	4.97697
	(0.0259)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0257)
carteira 6	-0.017081	0.896863	-0.007856	10.90173
	(0.0010)	(0.0000)	(0.9101)	(0.0010)
carteira 7	-0.028364	0.956476	-0.058982	42.4922
	(0.0000)	(0.0000)	(0.4730)	(0.0000)
carteira 8	-0.022693	0.985853	0.152671	14.82528
	(0.0001)	(0.0000)	(0.2543)	(0.0001)
carteira 9	-0.011024	0.925990	-0.218015	5.05095
	(0.0248)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0246)
carteira 10	-0.031666	1.178.422	-0.220787	34.9490
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0431)	(0.0000)
carteira 11	-0.017900	1.007.288	-0.070835	13.12513
	(0.0003)	(0.0000)	(0.2146)	(0.0003)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.2: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (1995:01-1997:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.029836	0.554143	0.080300	24.12947
	(0.0000)	(0.0000)	(0.7207)	(0.0000)
carteira 2	-0.041254	0.473902	0.151897	49.97848
	(0.0000)	(0.0000)	(0.4433)	(0.0000)
carteira 3	-0.035150	0.835316	0.480882	26.65914
	(0.0000)	(0.0000)	(0.2104)	(0.0000)
carteira 4	-0.026945	0.782614	0.160077	4.994665
	(0.0260)	(0.0000)	(0.5292)	(0.0254)
carteira 5	-0.036076	0.641392	0.184002	11.94964
	(0.0006)	(0.0000)	(0.5305)	(0.0006)
carteira 6	-0.022445	0.940561	-0.021441	4.544028
	(0.0337)	(0.0000)	(0.9577)	(0.0330)
carteira 7	-0.044063	0.716378	0.761962	27.3250
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0105)	(0.0000)
carteira 8	-0.040018	0.783236	0.707144	26.0812
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0894)	(0.0000)
carteira 9	-0.016609	0.756257	-0.017603	2.94736
	(0.0869)	(0.0000)	(0.9631)	(0.0860)
carteira 10	-0.034003	0.759912	0.017356	16.4262
	(0.0001)	(0.0004)	(0.9529)	(0.0001)
carteira 11	-0.017273	0.876235	0.300959	9.69696
	(0.0020)	(0.0000)	(0.1460)	(0.0018)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.3: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (1998:01-2000:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.001997	0.390764	0.088828	0.028054
	(0.8671)	(0.0002)	(0.0045)	(0.8670)
carteira 2	-0.014874	0.444680	0.170210	3.687779
	(0.0556)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0548)
carteira 3	-0.015091	0.772424	-0.029999	1.698782
	(0.1933)	(0.0000)	(0.6328)	(0.1924)
carteira 4	-0.021521	0.683815	0.051892	2.592374
	(0.1082)	(0.0000)	(0.3847)	(0.1074)
carteira 5	-0.009151	0.924598	0.369430	0.442380
	(0.5064)	(0.0000)	(0.0000)	(0.5060)
carteira 6	-0.015110	0.894162	0.031647	4.260754
	(0.0397)	(0.0000)	(0.5391)	(0.0390)
carteira 7	-0.022948	1.071.558	-0.011467	6.981106
	(0.0086)	(0.0000)	(0.8645)	(0.0082)
carteira 8	-0.022165	0.990038	0.269332	8.214924
	(0.0044)	(0.0000)	(0.0082)	(0.0042)
carteira 9	-0.010832	1.050.721	-0.250709	1.785922
	(0.1823)	(0.0000)	(0.0001)	(0.1814)
carteira 10	-0.038718	1.397.452	-0.087629	14.1858
	(0.0002)	(0.0000)	(0.1064)	(0.0002)
carteira 11	-0.020567	1.138.282	-0.066285	9.61284
	(0.0021)	(0.0000)	(0.0346)	(0.0019)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.4: Teste GMM para o ICAPM usando o ouro (2001:01-2004:01)

	$\hat{\gamma_0}$	$\hat{\gamma_1}$	$\hat{\gamma_2}$	RGMM
carteira 1	0.000611	0.488912	-0.090373	0.002272
	(0.9620)	(0.0002)	(0.5632)	(0.9620)
carteira 2	0.002142	0.464523	-0.015646	0.050528
	(0.8223)	(0.0002)	(0.8649)	(0.8221)
carteira 3	-0.016791	0.605379	-0.075303	2.973332
	(0.0855)	(0.0009)	(0.3159)	(0.0846)
carteira 4	0.009302	0.449152	-0.072108	2.434457
	(0.1195)	(0.0011)	(0.5820)	(0.1187)
carteira 5	0.001907	0.823243	0.252114	0.092324
	(0.7614)	(0.0000)	(0.0754)	(0.7612)
carteira 6	-0.007221	0.707172	-0.164375	0.573458
	(0.4494)	(0.0000)	(0.2989)	(0.4489)
carteira 7	-0.011148	0.786817	-0.410267	1.967039
	(0.1616)	(0.0000)	(0.0020)	(0.1608)
carteira 8	-0.002022	1.026.663	-0.206436	0.029258
	(0.8643)	(0.0000)	(0.2566)	(0.8642)
carteira 9	-0.005623	0.844617	-0.251277	0.425803
	(0.5145)	(0.0000)	(0.0123)	(0.5141)
carteira 10	-0.020863	1.113.301	-0.563908	2.080107
	(0.1501)	(0.0000)	(0.0006)	(0.1492)
carteira 11	-0.011331	0.801772	-0.228861	1.104831
	(0.2939)	(0.0000)	(0.0825)	(0.2932)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.5: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (1995:01-2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.0120	0.5003	0.0656	4.5059
	(0.0340)	(0.0000)	(0.2766)	(0.0338)
carteira 2	-0.0193	0.5067	0.1376	12.1462
	(0.0005)	(0.0000)	(0.0458)	(0.0005)
carteira 3	-0.0241	0.7795	-0.0075	16.7097
	(0.0000)	(0.0000)	(0.8847)	(0.0000)
carteira 4	-0.0160	0.7066	0.0897	5.7451
	(0.0167)	(0.0000)	(0.2433)	(0.0165)
carteira 5	-0.0156	0.8824	0.4230	5.7970
	(0.0162)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0161)
carteira 6	-0.0176	0.9013	0.0318	11.4532
	(0.0007)	(0.0000)	(0.5495)	(0.0007)
carteira 7	-0.0275	0.9439	-0.1221	43.4579
	(0.0000)	(0.0000)	(0.2151)	(0.0000)
carteira 8	-0.0226	0.9957	0.1377	14.1950
	(0.0002)	(0.0000)	(0.3836)	(0.0002)
carteira 9	-0.0107	0.9070	-0.2350	4.6182
	(0.0318)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0316)
carteira 10	-0.0308	1.1545	-0.2750	37.0704
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0277)	(0.0000)
carteira 11	-0.0174	0.9974	-0.1057	12.3235
	(0.0005)	(0.0000)	(0.1680)	(0.0004)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.6: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (1995:01-1997:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.028035	0.552125	-0.232295	11.63984
	(0.0007)	(0.0000)	(0.5489)	(0.0006)
carteira 2	-0.052434	0.489784	1.459086	55.03371
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
carteira 3	-0.033656	0.835785	-0.181511	11.97285
	(0.0006)	(0.0000)	(0.6790)	(0.0005)
carteira 4	-0.020521	0.774768	-0.831699	2.009574
	(0.1572)	(0.0000)	(0.1976)	(0.1563)
carteira 5	-0.041558	0.649746	0.718402	8.684589
	(0.0034)	(0.0000)	(0.2644)	(0.0032)
carteira 6	-0.012013	0.926364	-1.358232	0.815758
	(0.3670)	(0.0000)	(0.0508)	(0.3664)
carteira 7	-0.048358	0.726117	0.579415	15.97878
	(0.0001)	(0.0000)	(0.1300)	(0.0001)
carteira 8	-0.037174	0.783053	-0.351086	12.27918
	(0.0005)	(0.0000)	(0.4367)	(0.0005)
carteira 9	-0.004692	0.740075	-1.551337	0.110075
	(0.7403)	(0.0000)	(0.0275)	(0.7401)
carteira 10	-0.033518	0.759347	-0.062621	12.37651
	(0.0005)	(0.0004)	(0.8988)	(0.0004)
carteira 11	-0.021536	0.883548	0.562932	9.805814
	(0.0019)	(0.0000)	(0.3186)	(0.0017)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.7: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (1998:01-2000:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.0032	0.3978	0.1500	0.0731
	(0.7871)	(0.0003)	(0.0000)	(0.7869)
carteira 2	-0.0155	0.4571	0.1853	4.0615
	(0.0446)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0439)
carteira 3	-0.0148	0.7702	-0.0408	1.6044
	(0.2061)	(0.0000)	(0.4436)	(0.2053)
carteira 4	-0.0215	0.6875	0.0445	2.5945
	(0.1081)	(0.0000)	(0.4073)	(0.1072)
carteira 5	-0.0116	0.9522	0.4630	0.7847
	(0.3763)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3757)
carteira 6	-0.0155	0.8967	0.0516	4.6369
	(0.0319)	(0.0000)	(0.2808)	(0.0313)
carteira 7	-0.0229	1.0707	-0.0122	6.9518
	(0.0087)	(0.0000)	(0.7340)	(0.0084)
carteira 8	-0.0243	1.0104	0.3622	9.4734
	(0.0022)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0021)
carteira 9	-0.0106	1.0330	-0.2258	1.4786
	(0.2248)	(0.0000)	(0.0000)	(0.2240)
carteira 10	-0.0376	1.3906	-0.1426	13.5735
	(0.0003)	(0.0000)	(0.0094)	(0.0002)
carteira 11	-0.0202	1.1334	-0.0782	9.0635
	(0.0028)	(0.0000)	(0.0186)	(0.0026)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.8: Teste GMM para o ICAPM usando o dólar (2001:01-2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.000163	0.480311	-0.081634	0.000188
	(0.9891)	(0.0029)	(0.5537)	(0.9891)
carteira 2	0.001091	0.488477	0.023025	0.010363
	(0.919)	(0.0016)	(0.8819)	(0.9189)
carteira 3	-0.01794	0.612196	-0.0476	3.052381
	(0.0814)	(0.0012)	(0.4336)	(0.0806)
carteira 4	0.004717	0.552383	0.09565	0.488023
	(0.4852)	(0.0004)	(0.2852)	(0.4848)
carteira 5	0.000586	0.943795	0.368753	0.008885
	(0.9250)	(0.0000)	(0.0010)	(0.9249)
carteira 6	-0.011113	0.76045	-0.047825	1.314081
	(0.2524)	(0.0006)	(0.7139)	(0.2517)
carteira 7	-0.013606	0.718468	-0.413393	3.699586
	(0.0552)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0544)
carteira 8	-0.00358	1.001169	-0.195014	0.105643
	(0.7453)	(0.0000)	(0.2636)	(0.7452)
carteira 9	-0.006065	0.773257	-0.296272	0.546402
	(0.4603)	(0.0000)	(0.0157)	(0.4598)
carteira 10	-0.025478	1.053651	-0.518119	5.149837
	(0.0238)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0232)
carteira 11	-0.011558	0.731918	-0.276939	1.276573
	(0.2593)	(0.0017)	(0.1344)	(0.2585)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.9: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (1995:01-2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.0115	0.4891	-0.0226	4.3287
	(0.0377)	(0.0000)	(0.4973)	(0.0375)
carteira 2	-0.0175	0.4895	0.0019	10.9382
	(0.0010)	(0.0000)	(0.9551)	(0.0009)
carteira 3	-0.0248	0.7746	-0.0461	20.2573
	(0.0000)	(0.0000)	(0.3315)	(0.0000)
carteira 4	-0.0141	0.7022	0.0554	4.2328
	(0.0399)	(0.0000)	(0.2003)	(0.0396)
carteira 5	-0.0104	0.8259	-0.0218	2.4068
	(0.1211)	(0.0000)	(0.7024)	(0.1208)
carteira 6	-0.0169	0.8993	0.0165	11.3924
	(0.0008)	(0.0000)	(0.5293)	(0.0007)
carteira 7	-0.0295	0.9561	-0.0265	55.6445
	(0.0000)	(0.0000)	(0.5075)	(0.0000)
carteira 8	-0.0208	0.9779	-0.0025	14.4789
	(0.0001)	(0.0000)	(0.9504)	(0.0001)
carteira 9	-0.0127	0.9466	0.0760	7.2727
	(0.0071)	(0.0000)	(0.0821)	(0.0070)
carteira 10	-0.0332	1.2005	0.0866	38.1280
	(0.0000)	(0.0000)	(0.1881)	(0.0000)
carteira 11	-0.0177	1.0203	0.0748	13.2195
	(0.0003)	(0.0000)	(0.1292)	(0.0003)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.10: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (1995:01 1997:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.0290	0.5678	0.0473	22.3590
	(0.0000)	(0.0000)	(0.2131)	(0.0000)
carteira 2	-0.0397	0.4991	0.0872	63.4280
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0464)	(0.0000)
carteira 3	-0.0355	0.8305	-0.0255	19.6472
	(0.0000)	(0.0000)	(0.7686)	(0.0000)
carteira 4	-0.0260	0.7971	0.0488	4.5869
	(0.0329)	(0.0000)	(0.4953)	(0.0322)
carteira 5	-0.0340	0.6741	0.1131	9.3175
	(0.0024)	(0.0000)	(0.2057)	(0.0023)
carteira 6	-0.0208	0.9660	0.0908	3.8067
	(0.0518)	(0.0000)	(0.0040)	(0.0510)
carteira 7	-0.0438	0.7215	0.0049	15.6176
	(0.0001)	(0.0000)	(0.9476)	(0.0001)
carteira 8	-0.0378	0.8191	0.1153	17.1648
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0663)	(0.0000)
carteira 9	-0.0131	0.8111	0.1956	2.1726
	(0.1414)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1405)
carteira 10	-0.0308	0.8109	0.1812	11.1185
	(0.0009)	(0.0004)	(0.0139)	(0.0009)
carteira 11	-0.0138	0.9315	0.1917	2.3856
	(0.1233)	(0.0000)	(0.0049)	(0.1225)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.11: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (1998:01-2000:12)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.0034	0.3882	-0.0883	0.078063
	(0.7801)	(0.0003)	(0.1099)	(0.7799)
carteira 2	-0.0148	0.4482	-0.0764	3.0477
	(0.0817)	(0.0000)	(0.0626)	(0.0809)
carteira 3	-0.0162	0.7682	-0.0261	1.9448
	(0.1640)	(0.0000)	(0.6932)	(0.1631)
carteira 4	-0.0191	0.6923	0.0581	1.9935
	(0.1588)	(0.0000)	(0.3739)	(0.1580)
carteira 5	-0.0084	0.9343	-0.1428	0.327810
	(0.5673)	(0.0000)	(0.0021)	(0.5670)
carteira 6	-0.0157	0.8929	-0.0357	5.0906
	(0.0246)	(0.0000)	(0.1368)	(0.0241)
carteira 7	-0.0258	1.0624	-0.0929	8.2123
	(0.0044)	(0.0000)	(0.0245)	(0.0042)
carteira 8	-0.0205	1.0005	-0.0665	7.4797
	(0.0065)	(0.0000)	(0.0668)	(0.0062)
carteira 9	-0.0137	1.0366	0.0142	2.0491
	(0.1532)	(0.0000)	(0.7533)	(0.1523)
carteira 10	-0.0388	1.3954	0.0364	14.5950
	(0.0002)	(0.0000)	(0.5105)	(0.0001)
carteira 11	-0.0191	1.1415	0.0797	8.9929
	(0.0029)	(0.0000)	(0.1228)	(0.0027)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor

A10.12: Teste GMM para o ICAPM usando a poupança (2001:01-2004:01)

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	RGMM
carteira 1	-0.0022	0.5359	0.0158	0.062868
	(0.8022)	(0.0000)	(0.8288)	(0.8020)
carteira 2	0.0016	0.4723	0.0200	0.027961
	(0.8673)	(0.0002)	(0.7044)	(0.8672)
carteira 3	-0.0190	0.6476	-0.1252	3.9166
	(0.0485)	(0.0002)	(0.2398)	(0.0478)
carteira 4	0.0070	0.4859	0.0428	1.0968
	(0.2956)	(0.0001)	(0.5705)	(0.2950)
carteira 5	0.0097	0.6911	0.0084	2.0144
	(0.1566)	(0.0000)	(0.9018)	(0.1558)
carteira 6	-0.0123	0.7927	0.0237	2.3446
	(0.1266)	(0.0000)	(0.7911)	(0.1257)
carteira 7	-0.0239	1.0002	0.0583	24.7489
	(0.0000)	(0.0000)	(0.4570)	(0.0000)
carteira 8	-0.0083	1.1370	-0.1037	0.718759
	(0.3971)	(0.0000)	(0.2839)	(0.3966)
carteira 9	-0.0134	0.9761	0.0010	3.0977
	(0.0792)	(0.0000)	(0.9844)	(0.0784)
carteira 10	-0.0383	1.4086	-0.0076	11.7692
	(0.0007)	(0.0000)	(0.9631)	(0.0006)
carteira 11	-0.0183	0.9251	-0.1589	3.4228
	(0.0651)	(0.0000)	(0.1177)	(0.0643)

Os valores contidos entre parêntesis abaixo do coeficiente estimado representa o p-valor