

ELMO TAMBOSI FILHO

**TESTANDO EMPIRICAMENTE O CAPM CONDICIONAL DOS RETORNOS
ESPERADOS DE PORTFOLIOS DO MERCADO BRASILEIRO, ARGENTINO E
CHILENO.**

Tese de Doutorado apresentada ao Programa
de Pós-Graduação em Engenharia de Produção
- Gestão de Negócios - Centro Tecnológico
- Universidade Federal de Santa Catarina.

**Prof. Newton Carneiro Affonso da Costa Jr,
Orientador.**

**FLORIANÓPOLIS
2003**

**“TESTANDO EMPIRICAMENTE O CAPM CONDICIONAL
DOS RETORNOS ESPERADOS DE PORTFOLIOS DO MERCADO
BRASILEIRO, ARGENTINO E CHILENO”**

por

ELMO TAMBOSI FILHO

**Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de
Produção da Universidade Federal de Santa Catarina (SC)**

Florianópolis, SC – Brasil.

2003

ELMO TAMBOSI FILHO

**“TESTANDO EMPIRICAMENTE O CAPM CONDICIONAL DOS RETORNOS
ESPERADOS DE PORTFOLIOS DO MERCADO BRASILEIRO, ARGENTINO E
CHILENO”**

Esta tese foi julgada adequada para a obtenção do título de DOUTOR EM ENGENHARIA
DE PRODUÇÃO e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em
Engenharia de Produção

Prof. Edson Pacheco Paladini, Dr.
(Coordenador do PPGEF UFSC)

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Newton Carneiro Affonso da Costa Jr., Dr.
(Orientador- UFSC)

Prof. Paulo Sérgio Ceretta, Dr.
(Moderador-UFSC)

Prof. Emílio de Araújo Menezes, Dr.
(Examinador-UFSC)

Prof. João Neiva de Figueiredo, Ph.D.
(Examinador -UFSC)

Prof. Wesley Vieira da Silva, Dr.
(Examinador Externo-PUC/PR)

Prof. Eduardo Damião da Silva, Ph.D.
(Examinador Externo-PUC/PR)

Florianópolis, (SC), Novembro de 2003.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Newton Carneiro Affonso da Costa Jr, pela paciência, tranquilidade, ajuda e compreensão durante toda esta jornada;

Aos membros da Banca Examinadora: Professores; **Wesley Vieira da Silva, Emílio de Araújo Menezes, João Neiva de Figueiredo, Eduardo Damiano da Silva e Paulo Sérgio Ceretta** pelas críticas construtivas e sugestões que aprimoraram a tese.

Aos meus pais, **Elmo e Maria de Lourdes**, pelo incentivo e apoio.

Aos meus irmãos **Moacir, Flávia e André** pelo apoio ao longo do curso.

Ao meu irmão **Moacir** pela ajuda na parte de programação desta tese.

À minha madrinha **Rosarita**, pela atenção e apoio.

À minha esposa **Heloisa**, pela paciência, carinho e dedicação ao longo desta jornada.

Ao amigo **Marcelo Buzaglo Dantas**, pelo incentivo nos momentos mais difíceis.

Ao Departamento de Engenharia Mecânica na pessoa do Professor **Marcelo Krajnc e João Carlos Arantes**.

Ao departamento de Engenharia de Produção, professores e funcionários pelo apoio e atenção durante esta jornada.

Aos meus amigos, **Wesley Vieira da Silva, Luciana Santos Costa Vieira da Silva e Amilton Barreto de Bem** pela ajuda e incentivo durante o curso.

À **Universidade do Sul de Santa Catarina**, pelo apoio recebido.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	1
1.1 ASPECTOS GERAIS.....	1
1.2.A JUSTIFICATIVA E O PROBLEMA DO TRABALHO.....	5
1.3. A HIPÓTESE BÁSICA DA TESE.....	7
1.4.OBJETIVOS.....	8
1.4.1. Geral	8
1.4.2. Específicos	8
1.5. LIMITAÇÕES DO TRABALHO.....	9
1.6. ESTRUTURA DO TRABALHO.....	9
2 A MODERNA TEORIA DE FINANÇAS: UMA REVISÃO DE LITERATURA	
2.1. INTRODUÇÃO.....	11
2.2. BREVES RELATOS SOBRE MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS.....	13
2.3. ALGUMAS CONSIDERAÇÕES INICIAIS ACERCA DO CAPM CONDICIONAL.....	17
2.4. CONSIDERAÇÕES SOBRE A EFICIÊNCIA DE MERCADO.....	18
2.5. COMENTÁRIOS SOBRE OS MODELOS ARCH E GARCH.....	20

3 ASPECTOS GERAIS SOBRE OS MODELOS DO RETORNO ESPERADO DO PORTFOLIO

3.1. INTRODUÇÃO.....	23
3.2. ASPECTOS GERAIS DO CAPM DE SHARPE, LINTNER, BLACK, MOSSIN E TREYNOR.....	25
3.3. A METODOLOGIA DE FAMA E MACBETH (1974).....	28
3.4. O CAPM CONDICIONAL.....	29
3.5. IMPLICAÇÕES DO RETORNO ESPERADO NÃO-CONDICIONAL.....	32
3.6. ESPECIFICAÇÕES EMPÍRICAS E TESTES ECONÔMÉTRICOS.....	34
3.6.1. ESPECIFICAÇÕES EMPÍRICAS.....	34
3.6.2. <i>A proxy para o retorno da riqueza do portfólio</i>	34
3.6.3. Testes econométricos	41
3.7. INFORMAÇÕES ADICIONAIS.....	43

4 METODOLOGIA DO TRABALHO

4.1. ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	49
4.1.1. <i>As variáveis utilizadas</i>	49
4.1.2. O Método Generalizado dos Momentos: Breves Considerações	50
4.2. O MODELO CONDICIONAL DO RETORNO ESPERADO PARA O BRASIL, ARGENTINA E CHILE.....	54

5 RESULTADOS OBTIDOS PARA O CAPM CONDICIONAL NO BRASIL, ARGENTINA E CHILE

5.1. RESULTADOS OBTIDOS PARA O MERCADO BRASILEIRO.....	63
5.2. RESULTADOS OBTIDOS PARA O MERCADO ARGENTINO.....	71
5.3. RESULTADOS OBTIDOS PARA O MERCADO CHILENO.....	79

5.4 COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS.....	87
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES.....	92
REFERÊNCIAS E BIBLIOGRAFIA.....	97

RESUMO

Tambosi Filho, Elmo. **Testando Empiricamente o CAPM Condicional dos Retornos Esperados de Portfólios do Mercado Brasileiro, Argentino e Chileno**. 2003. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – PPGEP/UFSC, Florianópolis – SC, Brasil.

Nas últimas décadas o modelo CAPM tem despertado grande interesse por parte da comunidade científica. Apesar das críticas, o aprimoramento do CAPM estático, dando origem a novos modelos dinâmicos, traz maior segurança para o investidor ao longo do ciclo de negócios. O CAPM e suas versões estáticas foram e são de grande importância em finanças. Nos dias de hoje encontramos adaptações mais complexas do modelo CAPM, as quais nos permitem ter respostas sobre questões em finanças que por muito tempo permaneceram não solucionadas. Diante deste panorama e considerando toda essa grande discussão acerca da validade do CAPM, este trabalho procura apresentar as vantagens dos modelos condicionais em relação ao modelo estático. Para constatar tais fatos estudar-se-ão os testes dos modelos condicionais (beta variando ao longo do tempo) que não são comumente estudados na literatura. Esses testes são convenientes para incorporar variâncias e covariâncias que se alteram ao longo do tempo. Dentre os testes dos modelos condicionais destacamos o de Jagannathan e Wang (1996). Este trabalho tem como objetivo testar o modelo CAPM condicional de Jagannathan e Wang (1996), incorporando variáveis macroeconômicas e financeiras, para o mercado brasileiro, chileno e argentino e ainda comparar os seus resultados com os encontrados no mercado norte-americano.

Palavras-Chave: CAPM Condicional, Mercados Financeiros e Portfólio.

ABSTRACT

Tambosi Filho, Elmo. **Empirical Test of the Conditional CAPM using Expected Returns of Brazilian, Argentinean and Chilean Portfolio**. 2003. Thesis (Doctoral in Industrial Engineering) – PPGE/UFSC, Florianópolis – SC, Brazil.

In the last decades, the CAPM model has been of great interest in the scientific area. Despite all the criticism, the improvement of the static CAPM, which has generated new dynamic models, provided investors with stronger guarantee throughout the financial movement. The CAPM and its static version were and still are very important in the financial area. Nowadays more sophisticated adaptations of the CAPM are found, which allow us to explain some matters in finance that had not been solved for long time. Considering such discussion about the CAPM validity, this study intends to show the advantages of the conditional model comparing with the static one. In order to verify such facts, tests of conditional models are examined (with beta varying throughout time), which are not commonly studied in the literature. Such tests are suitable to incorporate variances and covariance that change throughout time. Among all, Jagannathan and Wang's (1996) can be considered one of the most important tests. This study aims to test the conditional CAPM model by Jagannathan and Wang (1996) using macroeconomics and financial variables from the Brazilian, Chilean and Argentinean markets. Also, one of its objectives is to compare such results with the American ones.

Key Words: Conditional CAPM, Financial Markets, Portfolio.

LISTA DE TABELAS

Tabela 5.1.1 - CAPM estático sem capital humano (Brasil)	63
Tabela 5.1.2 - CAPM condicional sem capital humano (Brasil)	65
Tabela 5.1.3 - CAPM condicional com capital humano (Brasil)	67
Tabela 5.1.4 - CAPM estático com capital humano (Brasil)	69
Tabela 5.2.1 - CAPM estático sem capital humano (Argentina)	71
Tabela 5.2.2 - CAPM condicional sem capital humano (Argentina)	73
Tabela 5.2.3 - CAPM condicional com capital humano (Argentina)	75
Tabela 5.2.4 - CAPM estático com capital humano (Argentina)	77
Tabela 5.3.1 - CAPM estático sem capital humano (Chile)	79
Tabela 5.3.2 - CAPM condicional sem capital humano (Chile)	81
Tabela 5.3.3 - CAPM condicional com capital humano (Chile)	83
Tabela 5.3.4 - CAPM estático com capital humano (Chile)	85

CAPÍTULO I

INTRODUÇÃO

1.1. Aspectos Gerais

Em 1952, Harry Markowitz publica o célebre trabalho “Portfolio Selection” que movimentou o meio acadêmico da época. Markowitz mostra que a análise de carteiras inicia-se com a análise de títulos individuais e termina com a obtenção da carteira eficiente que melhor atenda os objetivos do investidor. Partindo deste ponto constrói-se a fronteira eficiente das carteiras e, entre estas, seleciona-se aquela que satisfaz melhor o investidor em relação ao retorno esperado e o risco.

Baseado nas idéias expostas por Markowitz, William Sharpe desenvolveu o “Modelo do Índice Único”, em 1963, que procurava simplificar a matriz de variâncias do modelo de Markowitz. Já em 1964 Sharpe publicou seu célebre artigo “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under conditions of risk” estruturando assim, o “Capital Asset Pricing Model”, um modelo para precificação dos ativos em mercados de títulos de risco em equilíbrio, o qual é amplamente utilizado e com importantes aplicações.

O CAPM é definido como sendo um modelo que relaciona a rentabilidade esperada de um ativo ou bem, em um mercado em equilíbrio, com seu risco não diversificável, também conhecido pelo nome de beta. Independente de Sharpe,

outros autores também formulam o CAPM, na sua versão estática. Entre eles Lintner (1965), Mossin (1966) e Treynor. Esta versão do CAPM estático ou não condicional tem resultados consistentes ao se fazer testes empíricos para verificar a capacidade de aderência do modelo à economia real.

Em todos os testes do CAPM não condicional entre eles o de Fama e MacBeth (1974), Black, Jensen e Scholes (1972) foi suposto que o beta seria estático, ou seja, que o risco sistemático dos ativos não mudaria.

Haugen (1986) mostra que Black, Jensen e Scholes consideravam que deveria existir uma relação linear positiva entre os betas e as taxas de retorno esperado. Como consequência deste fato, Black, Jensen e Scholes (1972) encontram em seu teste do CAPM um relacionamento positivo entre a rentabilidade e o beta.

Nos estudos de Fama e MacBeth (1974), os betas de um período são usados para prever os retornos num período posterior. Fama e MacBeth (1974) mostram que nesses estudos empíricos do CAPM assumem que os betas permanecem constantes ao longo do tempo e o retorno dos portfólios contendo as ações negociadas nos mercados é uma boa *proxy* do retorno esperado do mercado.

Merton (1973) mostra, em seu modelo geral de equilíbrio multi-beta, que o retorno esperado condicional é linear com os betas condicionais, entre eles o beta de mercado.

Merton (1973) desenvolveu o Consumption Capital Asset Pricing Model (ICAPM). Este modelo tinha como objetivo generalizar o modelo CAPM de Sharpe (1964) para um contexto intertemporal. O ICAPM original parte da hipótese de que os investidores consumiam toda a sua riqueza depois de um período, de forma que a riqueza e o consumo acabavam se confundindo.

Entretanto, evidenciou-se nas últimas duas décadas o crescimento do número de estudos empíricos examinando a capacidade produtiva da versão estática do CAPM. Os resultados obtidos nestes estudos mostram que o CAPM estático é incapaz de explicar razoavelmente a variação *cross-sectional* do retorno médio dos portfólios analisados.

Costa Jr. (1996) reforça essa idéia ao dizer que a versão original ou padrão do CAPM, de grande simplicidade, reconhece a informação de maior relevância e a utiliza de maneira facilmente compreensível. O que acontece é que as hipóteses de partida desta versão original requerem um mercado de competição perfeita, o que faz com que se tema que haja uma falta de realismo. A resposta a esta dúvida se encontra nos testes empíricos: o importante não é o realismo das hipóteses de partida, e sim, se as conclusões do modelo se ajustam à realidade.

Este tipo de análise requer restrições sobre a distribuição dos retornos ou sobre a função utilidade dos indivíduos que nem sempre são consistentes. São alguns exemplos: a distribuição normal do retorno dos ativos, não limitada inferiormente, e a função utilidade quadrática, apresentando aversão absoluta ao

risco crescente. Uma segunda, a chamada crítica de Roll (1977), ataca o CAPM pela sua incapacidade de ser testado empiricamente. A impossibilidade de se observar o portfólio de mercado e a crítica de que a real hipótese verificada nos testes propostos para o CAPM não é a hipótese de Sharpe, mas a hipótese de que o portfólio de mercado é eficiente, levaram à conclusão que nenhum teste já feito foi realmente um teste da teoria do CAPM.

Costa Jr. (1996) mostra que Fama e French (1992) críticos ferrenhos do CAPM fizeram testes multivariáveis (regressões múltiplas) e encontraram duas variáveis que explicam a maior parte das variações de *cross-section* dos retornos médios: índice valor contábil/valor de mercado tem uma relação positiva com os retornos das ações enquanto a variável tamanho tem uma relação negativa bastante significativa e o beta teve pouca significância neste teste.

Fama e French (1993) encontram em seu modelo de três fatores coeficientes estatisticamente significantes diferentes de zero. Este resultado sugere que a *proxy* dos fatores associados ao risco com o retorno do capital humano e o beta são instáveis. Mesmo assim este modelo foi capaz de explicar a variação *cross-sectional* dos retornos esperados.

O CAPM e suas versões estáticas foram e são de grande importância em finanças. Entretanto nos dias de hoje encontramos adaptações mais complexas do modelo CAPM que nos permitem vislumbrar respostas a questões que ainda permanecem sem resposta em finanças.

Diante deste panorama e considerando toda essa grande discussão acerca da validade do CAPM, este trabalho procura apresentar as vantagens dos modelos condicionais ou dinâmicos (modelos que incorporam variâncias e covariâncias que se alteram ao longo do tempo). em relação ao modelo estático.

Para constatar tais fatos estudar-se-ão os testes dos modelos condicionais (beta variando ao longo do tempo) que não são comumente estudados na literatura. Esses testes são convenientes para incorporar variâncias e covariâncias que se alteram ao longo do tempo. Dentre os testes dos modelos condicionais destacamos o de Jagannathan e Wang (1996) e Ferson e Harvey (1999) que serão comentados posteriormente.

Bonomo e Garcia (2002) destacam ainda, importantes estudos do CAPM condicional entre eles o proposto por Bodurtha e Mark (1991) onde o beta de uma carteira de ativos é definido como a covariância condicional do erro de previsão do retorno da carteira e o erro de previsão do retorno do mercado. Esses modelos possuem vários coeficientes betas enquanto que o CAPM original possui apenas um.

1.2. A Justificativa e o Problema do Trabalho.

Este trabalho pode ser justificado pelos seguintes aspectos:

A grande volatilidade dos mercados financeiros faz com que as empresas, os investidores e os indivíduos busquem sempre uma maior proteção

em relação ao risco, estimando modelos mais consistentes estatisticamente e, como consequência, realizando previsões financeiras mais acuradas.

O aprimoramento do CAPM estático, dando origem a novos modelos dinâmicos, traz maior segurança para o investidor ao longo do ciclo de negócios. O CAPM mostra que o risco de um ativo financeiro é bem representado pelo coeficiente beta que mede o risco de um título em relação ao mercado. Este coeficiente representa a influência dos fatores macroeconômicos nos retornos dos ativos, daí a importância de suas estimativas. O coeficiente beta pode ser visto como uma medida de volatilidade relativa dos retornos de um ativo em relação aos retornos do mercado.

Entretanto, a abordagem do CAPM estático apresenta problemas, sendo um dos principais a determinação dos parâmetros, ou coeficientes de regressão, que é realizada como se estes não se alterassem no tempo. Deve-se esperar mudanças nas características fundamentais de uma empresa, assim como no ambiente macroeconômico. Assim não é possível supor que o risco sistemático se mantenha estável.

A importância deste trabalho consiste na formulação de um modelo do CAPM condicional para os mercados financeiros brasileiro, argentino e chileno. Para tanto, serão utilizadas variáveis macroeconômicas e financeiras desses países com o objetivo de verificar se os resultados são consistentes com os

encontrados no mercado norte-americano. Neste sentido, busca-se resposta para o seguinte problema da tese:

Será que o CAPM condicional de Jagannathan e Wang (1996) é capaz de explicar a variação cross-sectional do retorno dos mercados analisados satisfatoriamente?

O problema em questão procura reunir variáveis macroeconômicas e financeiras (dados estatísticos), que nos permitam adaptar o CAPM condicional para o mercado brasileiro, argentino e chileno.

A aplicação desta ferramenta para esses mercados permitirá um acréscimo de informação para a tomada de decisão de investimento. Tal afirmação pode ser feita, considerando que a utilização do modelo condicional de Jagannathan e Wang (1996) foi de grande relevância para o mercado norte-americano, uma vez que tal modelo permitiu explicar com maior precisão a variação *cross-sectional* dos retornos das ações norte-americanas, quando comparado com a versão estática do CAPM.

1.3. A Hipótese Básica da Tese

Parte-se da hipótese de que o modelo condicional voltado para o mercado financeiro brasileiro, chileno e argentino permitirá um acréscimo de informação no mercado de ações em relação ao modelo estático, já que aquele modelo

condicional apresenta maior aderência aos dados, parecendo capturar com maior eficiência a dinâmica das medidas de risco e dos retornos esperados.

1.4. OBJETIVOS

1.4.1. Geral

Este trabalho tem como objetivo testar o modelo CAPM condicional de Jagannathan e Wang (1996), incorporando variáveis macroeconômicas e financeiras, para os mercados brasileiro, chileno e argentino e ainda comparar os seus resultados com os encontrados no mercado norte-americano.

1.4.2. Específicos

- Elaborar a revisão bibliográfica de alguns modelos dinâmicos da Moderna Teoria de Finanças posteriores à criação do CAPM estático de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966), Black, Jensen e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1974) entre outros.
- Comparar o modelo dinâmico e o modelo estático em relação à capacidade de explicação na variação *cross-section* dos retornos médios das ações;

- Analisar a consistência econométrica e estatística dos resultados dos mercados testados, comparando-os com os encontrados no mercado norte-americano;
- Analisar os retornos de ações periodicamente e avaliar as mudanças dos parâmetros estimados ao longo do tempo;
- Verificar a estabilidade do coeficiente beta ao longo do tempo, bem como a influência de fatores macroeconômicos e financeiros nos retornos esperados dos ativos.

1.5. Limitações do Trabalho

Como principais limitações deste trabalho tem-se:

O fato de escolhermos um índice brasileiro, chileno e argentino de ações, como a carteira de mercado, implica em assumirmos implicitamente que o mercado é segmentado. Garcia e Bonomo (2002) mostram que se o mercado é segmentado um grande número de investidores diversificarão internacionalmente sua carteira e o mercado se moverá no sentido de uma integração, e os retornos esperados no Brasil, Argentina e Chile serão bem descritos pela exposição dos países ao risco mundial.

Os fatores macroeconômicos, embora importantes para explicar o risco, têm sido irrelevantes para explicar o preço das ações no mercado brasileiro, argentino e chileno.

1.6. Estrutura do Trabalho

O presente trabalho é dividido em cinco capítulos:

Capítulo I: Refere-se à introdução do trabalho e está estruturada da seguinte forma: Justificativa do trabalho, Objetivos: Geral e Específicos, Importância do Trabalho e as suas limitações;

Capítulo II: Traz a revisão de literatura referente à Moderna Teoria de Finanças;

Capítulo III: Evidencia algumas considerações sobre os modelos do retorno esperado do portfólio;

Capítulo IV: Mostra os resultados obtidos para o CAPM condicional no Brasil, Argentina e Chile.

Capítulo V: Apresenta as conclusões e recomendações para trabalhos futuros.

CAPÍTULO II

A MODERNA TEORIA DE FINANÇAS: UMA REVISÃO DE LITERATURA

Esse capítulo encontra-se estruturado em quatro seções que discutem os seguintes aspectos: na seção 2.2 encontram-se breves relatos sobre alguns modelos de precificação de ativos. Na seção 2.3 constam algumas considerações iniciais acerca do CAPM Condicional. A seção 2.4 tece considerações sobre a eficiência de mercado. A seção 2.5 apresenta o modelo GARCH.

2.1. INTRODUÇÃO

O CAPM foi desenvolvido a partir de uma série de hipóteses simplificadoras que parecem pouco realistas, como por exemplo, supõe que os indivíduos tomam suas decisões de investimento para um único período de

tempo. Entretanto, verifica-se que o mundo real é dinâmico e investidores aplicam em muitos períodos buscando sempre maior retorno e menor risco.

Sharpe (1964) mostra que a versão original e mais simples do CAPM é formulada com base nas seguintes hipóteses: a) os indivíduos tomam suas decisões de investimentos baseados no valor esperado e variância das distribuições futuras das taxas de rentabilidade; b) o mercado é perfeitamente competitivo, ou seja, não existe custo de transação, não existe imposto e todos os ativos são infinitamente divisíveis; c) os indivíduos são racionais, avessos ao risco e maximizam sua utilidade esperada; d) os indivíduos têm expectativas homogêneas; e) existe um ativo sem risco, F , e todos os indivíduos podem emprestar e tomar emprestado à mesma taxa, R_f ; e finalmente, f) todos os indivíduos têm o mesmo horizonte, de um período de tempo, para tomar suas decisões de investimento.

A partir da busca de melhores resultados os investidores passaram a dar mais importância ao gerenciamento de carteiras, juntamente ao comportamento dos fatores que influenciam os riscos dessas carteiras, de modo que esses riscos pudessem ser reduzidos significativamente, sem prejuízo da riqueza esperada do investidor.

Contudo, Costa Jr (1996) ressalta que o CAPM é um modelo simples e de grande utilidade, mas que se baseia em suposições bastante restritivas sobre o funcionamento do mercado. A principal pergunta que fazem os pesquisadores

desde sua formulação inicial nos anos sessenta, é se ele é válido. E o método para responder esta pergunta tem sido, nos últimos trinta anos, a realização dos mais diversos testes empíricos, principalmente no mercado de ações, para verificar se suas previsões são válidas. Ao longo de todos esses anos diversas respostas têm sido dadas, a grande maioria dando suporte às suas previsões, mas com pequenas modificações no modelo original.

2.2. Breves relatos sobre alguns modelos de precificação de ativos

Costa Jr (1996) mostra que o CAPM, apesar de ser uma criação dos anos sessenta, segue sendo atual e tendo adquirido ultimamente uma maior notoriedade, pois foi o principal motivo da concessão do prêmio Nobel de Economia em 1990 a William Sharpe.¹ Este modelo nasceu com os trabalhos pioneiros de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) e tem sido aprimorado desde então, através de várias extensões ao modelo original, para captar os diferentes aspectos do mundo econômico real. No entanto, nos últimos anos as controvérsias sobre suas previsões têm-se acirrado bastante acarretando o

¹Também foram laureados com o Nobel Harry Markowitz pela sua contribuição à teoria de carteiras e Merton Miller pela sua contribuição à área de finanças corporativas (estrutura ótima e política de dividendos).

aparecimento de extensões do CAPM original. Muitas destas extensões enriquecem a versão original, mas também trazem diversas complicações tornando-a menos compreensível e utilizável.

Fama e MacBeth (1974) desenvolveram uma versão não-condicional do CAPM supondo que os retornos esperados do portfólio de mercado são constantes e os betas são estacionários num determinado período. Para isso, utilizaram testes *cross-sectional* realizados, a partir da regressão com retornos esperados não-condicionais e betas não-condicionais em subperíodos de cinco e dez anos.

Entretanto, segundo Costa Jr. (1996), os trabalhos de Fama & French (1992, 1995) são uma crítica ferrenha ao CAPM. Eles mostram que existem outras variáveis que são significativas para explicar as variações de *cross-section* dos retornos médios das ações. O período estudado pelos autores é bem longo, vai de 1941 a 1990: 50 anos de cotações mensais de preços de ações negociadas no mercado norte-americano. Os trabalhos pioneiros de Black, Jensen & Scholes (1972) e de Fama & Macbeth (1974) encontraram uma relação linear e positiva entre retornos e betas para períodos anteriores a 1969. Mas, com dados mais recentes (1963-1990), tal relação desaparece, segundo Fama & French (1992). E para o período total de 50 anos (1941-1990), a relação linear positiva é muito fraca.

Uma versão alternativa ao CAPM é apresentada por Ross (1976). Trata-se de um modelo denominado APT (Arbitrage Pricing Theory) que, de alguma forma, é semelhante ao CAPM, pois estabelece uma relação linear entre os retornos esperados dos ativos e certos fatores (um ou mais fatores), mas com hipóteses alternativas que respondem algumas das críticas ao modelo tradicional. Do ponto de vista teórico, o modelo APT, diferentemente do CAPM, não necessita de hipóteses acerca da distribuição dos retornos dos ativos nem sobre a estrutura de preferências dos indivíduos. A relação estabelecida pelo CAPM é alcançada pela hipótese de que a economia está em equilíbrio. A APT, em contrapartida, vale também para situações de desequilíbrio, desde que não se existam oportunidades de arbitragem na economia.

Neste caso, a APT responde algumas questões empíricas não resolvidas pelo CAPM. Evidencia, também, a discussão dos fatores macroeconômicos que afetam os retornos esperados dos ativos em conjunto, os quais não são captados pelo CAPM.

Chen (1986) mostra, baseado em evidências empíricas, que a APT não pode ser rejeitada em favor de alguma hipótese alternativa e que a performance da APT é muito satisfatória em relação ao CAPM. Portanto a APT parece ser um modelo razoável para explicar a variação *cross-sectional* dos retornos dos ativos.

Ross (1980) aponta uma grande diferença entre a APT e o modelo de Sharpe (1964). A APT mostra que cada equilíbrio será caracterizado por uma

relação linear entre cada retorno esperado de ativo e sua amplitude de resposta do retorno ou empréstimos nos fatores comuns (desde que o equilíbrio do mercado não seja consistente com lucro de arbitragem). A falta dos lucros de arbitragem sem risco nos leva a APT. Suas suposições e aplicações fazem da APT um importante objeto de testes empíricos. Ao desprezar a idéia de portfolio de mercado, a APT deixa de lado a discussão sobre como identificá-lo e sobre como tratá-lo nos estudos empíricos.

Campbell (1993), introduziu o modelo de precificação de ativos multifatorial onde as variáveis retorno esperado e o risco (covariância condicional) variam no tempo. Os resultados indicaram que a covariância condicional assume diferentes valores no tempo. Esse termo condicional indica que o retorno esperado e o risco variam no tempo ou seja são dinâmicos. Esta evidência mostra que o CAPM formulado por Sharpe, Lintner, Treynor e Mossin, não é capaz de capturar satisfatoriamente o comportamento dinâmico do retorno dos ativos.

Reforçando esta idéia, Fama e French (1992) observam a incapacidade do CAPM estático de explicar satisfatoriamente o *cross-section* do retorno médio. Eles usaram todas as ações existentes no banco de dados CRESPI e as ordenaram em 100 portfolios, durante o período de 1962 até 1990, e constataram uma relação fraca entre o beta de mercado e o retorno médio.

Muito antes do estudo de Fama e French (1992), Banz (1981), detectou uma importante anomalia: a de que o tamanho da firma (capitalização de

mercado) estava correlacionado com o retorno esperado *cross-sectional*. Esta observação explica uma larga fração da variação *cross-sectional* do retorno esperado. No teste de Fama e French (1992), a variável tamanho e a variável preço/valor contábil apresentaram-se mais relevantes que o beta.

Ferson e Harvey (1993), baseados nessas informações, desenvolveram um modelo com o objetivo de captar o comportamento dinâmico do beta. O modelo de precificação do beta condicional permite que o beta possa variar no tempo dependendo do nível de informação disponível. Neste modelo, os retornos esperados seriam equivalentes à soma dos vários betas associados ao preço dos riscos. O teste desse modelo nos permitiu concluir que os coeficientes analisados não foram significativamente diferentes de zero, concluindo assim que os parâmetros utilizados explicam satisfatoriamente a variação *cross-sectional* dos retornos das ações analisadas.

2.3. Algumas considerações iniciais acerca do CAPM condicional.

O CAPM estático de Sharpe- Lintner-Black, onde R_i denota o retorno da ação i e R_m o retorno do portfólio de mercado para todas as ações da economia. A versão do CAPM de Black (1972) é:

$$E[R_i] = g_0 + g_1 b_i \quad (2.1)$$

onde g_0 e g_1 são definidos como o retorno esperado de mercado e o prêmio do risco esperado de mercado respectivamente e onde b_i é definido como:

$$b_i = Cov(R_i, R_m) / Var[R_m], \quad (2.2)$$

Fama e French (1992) seguem Black (1972) e examinam empiricamente o CAPM estático, chegando à conclusão que existe uma relação fraca entre o retorno médio e o beta, encontrando uma forte evidência contra o CAPM estático.

Entretanto, Jagannathan e Wang (1996) desenvolveram um estudo que em parte contrariavam essas evidências.

Nesse mesmo estudo observaram que, ao utilizar o índice CRSP como portfólio de mercado, encontram no modelo não-condicional, implícito no CAPM condicional, uma explicação aproximada de 30% da variação *cross-sectional* do retorno médio de 100 portfólios de mercado, similar ao utilizado por Fama e French (1992). Para implementação do CAPM é comumente utilizado como *proxy* todos as ações listadas na *New York Stock Exchange (NYSE)* e na *American Stock Exchange (AMEX)*, que podem ser consideradas uma razoável *proxy* para o retorno do portfólio de mercado de todos os ativos. Contudo, Fama e French (1992) constataram que, ao utilizar tal *proxy*, a mesma não foi suficiente para uma análise satisfatória da performance do CAPM.

Devido a esse fato e com o objetivo de melhorar a *proxy*, Jagannathan e Wang (1996) seguiram Mayers (1972) e incluíram em seu modelo o retorno do capital humano. Quando o capital humano é também incluído na carteira de mercado, o modelo não-condicional implícito no CAPM condicional é capaz de

explicar mais de 50% da variação *cross-sectional* do retorno médio. Além disso, os testes estatísticos falharam na rejeição do modelo.

2.4. Considerações sobre a Eficiência de Mercado

Alguns dos princípios da hipótese de eficiência do mercado podem ser encontrados em um trabalho desenvolvido pelo francês Louis Bachelier em 1900. Este analisou as oscilações de preços do mercado de ações, chegando a conclusão que tentativas de descobrir o valor futuro de um título, com base em seu comportamento passado, seriam ineficazes. Para tal autor, a probabilidade de aumento de preços das ações a qualquer momento seria igual à probabilidade de baixa.

Em 1970 Eugene Fama em seu célebre artigo *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, argumentou que nos mercados de capitais poderiam existir três níveis de eficiência, partindo do fato que as informações se refletiriam nos preços dos ativos. Fama (1970) desenvolveu uma classificação de eficiência do mercado de capitais levando em conta informações relevantes para a definição dos preços. Para o autor eficiência fraca não permite que um investidor obtenha ganhos em excesso a partir de dados históricos de preços e volumes de negociação. Entende-se por ganhos ou retornos em excesso à possibilidade de se obter lucros extraordinários valendo-se de um conjunto de informações. Eficiência semi-forte não permite que um investidor obtenha ganhos em excesso com base em informações publicamente disponíveis, como balanços

de empresas. Eficiência forte não permite que um investidor obtenha ganhos em excesso usando qualquer informação, seja ela pública ou não. Ressalta-se ainda, que em geral os mercados de ações mais desenvolvidos tendem para a eficiência fraca e semi-forte.

Galdão e Famá (1998) mostram que a hipótese de eficiência do mercado levou ao desenvolvimento de vários estudos empíricos. As principais naturezas de testes empíricos, de acordo com as três categorias propostas por Fama em 1991 que, basicamente, renomeiam as categorias propostas por ele em 1970, são as seguintes: testes de eficiência fraca são agora conhecidos como testes de previsibilidade de retornos; estudos de eventos relacionam-se a mudanças de preço resultantes de divulgação pública de informação, correspondendo aos testes de eficiência semi-forte; testes de informação privada examinam a existência de informações mantidas por certos grupos e ainda não incorporadas aos preços do mercado.

Entretanto, Ceretta (2000) mostra que uma das implicações da presença do caos no mercado financeiro é que seria possível justificar certas anomalias que atormentam a Hipótese de Mercados Eficientes (efeito mês do ano, dia da semana, feriado, capitalização do mercado, etc). Essas anomalias são vistas como padrões regulares que, sob a Hipótese de Mercados Eficientes, não deveriam existir, mas, por outro lado, sua existência não possibilita que seus conhecedores vençam constantemente o mercado.

2.5 Comentários Sobre Os Modelos ARCH e GARCH

Apesar do modelo GARCH não ser utilizado na modelagem aqui desenvolvida, faz-se importante tecer alguns comentários sobre o mesmo, já que tal modelo é bastante utilizado nos estudos do CAPM.

A previsão do comportamento de variáveis randômicas levando em conta somente seus respectivos dados passados parece não ser teoricamente possível, é possível sim extrair dos dados informações sobre o comportamento da volatilidade que podem ser importantes a previsão.

O resíduo de uma regressão linear pode ser definido como sendo a diferença entre o valor observado da variável e o valor estimado da regressão. A regressão linear tradicional garante que a reta estimada obtida é a melhor possível, desde que, entre outras hipóteses, a variância dos erros seja constante. Essa hipótese é conhecida como homocedasticidade. Na prática, essa hipótese pode ser violada, gerando o problema da heteroscedasticidade.

No modelo ARCH (Autorregressive Conditional Heterocedasticity), desenvolvido por Engle (1982), a variância do termo erro é utilizada para o aumento da eficiência dos parâmetros de uma regressão linear podendo inclusive ser incorporada como variável explicativa. Porém, é necessária uma segunda regressão para explicar essa variância, ou seja, a partir de uma primeira regressão, obtém-se uma série de resíduos ou erros. Chamemos a série dos termos de erro de H . No modelo mais simples, a variância do termo erro é

estimada por uma regressão linear entre a variância no período t e o quadrado do termo erro do período anterior: $\text{var}(H)_T = a + bH_{T-1}^2$, ou seja, a variância do erro é explicada pela quantidade de erros do período anterior (para evitar que os resíduos negativos compensem os resíduos positivos é necessário que elevemos os erros ao quadrado).

Econometricamente falando, temos uma heterocedasticidade “condicionada”. Chamamos o componente explicativo da equação acima de ARCH(1). Conforme o caso, é conveniente supor mais defasagens.

Engle (1982) mostra que as variáveis financeiras têm uma tendência a serem influenciadas por volatilidades passadas de um grande número de períodos. Para subtrair o número de defasagens, é interessante assumir que a variância se distribua geometricamente no tempo e que vários dos valores defasados de H_T possam ser substituídos pela variância defasada de H_T . Quando, além do quadrado do termo erro defasado, incluímos a variância defasada do termo erro, obtemos o modelo denominado Garch, que em sua forma mais simples é chamado de Garch (1,1): $\text{var}(H)_T = a + bH_{T-1}^2 + c \text{var}(H)_{T-1}$.

Pode-se, inclusive, utilizar a variância estimada pelo Garch para as variáveis explicativas do retorno de variáveis financeiras, principalmente quando se tem idéia de que esse retorno seja proporcional ao risco do ativo.

CAPÍTULO III

ASPECTOS GERAIS SOBRE OS MODELOS DO RETORNO ESPERADO DO PORTFOLIO.

Neste capítulo são apresentadas cinco seções que discutem os seguintes aspectos: na seção 3.2 os aspectos gerais do CAPM estático de Sharpe, Lintner,

Black, Mossin e Treynor são apresentados. A seção 3.3 apresenta a metodologia de Fama e MacBeth (1974). A seção 3.4 fala sobre o CAPM condicional. A seção 3.5 mostra algumas implicações do retorno esperado não-condicional. A seção 3.6 traz os testes econométricos e as especificações empíricas. E, finalmente, a seção 3.7 apresenta algumas informações adicionais.

3.1. Introdução

A literatura recente tem se concentrado nos estudos dos modelos CAPM com o beta variando no tempo. Ribenboim (2002) mostra que esses modelos são conhecidos como versões condicionais do CAPM. O CAPM condicional é uma forma conveniente para incorporar variâncias e covariâncias que se modificam ao longo do tempo, o que empiricamente verificamos em séries temporais em finanças. O CAPM condicional permite que o prêmio de risco do ativo i representado na equação abaixo:

$$E[R_{it}|I_{t-1}] = g_{0t-1} + g_{1t-1}b_{it-1} \quad (3.1)$$

Onde I_{t-1} é o nível de informação dos investidores no final do período $t-1$ e b_{it-1} é o beta condicional do ativo i no período $t-1$ definido como:

$$b_{it-1} = Cov(R_{it}, R_{mt} | I_{t-1}) / Var(R_{mt} | I_{t-1}) \quad (3.2)$$

$g_{0,t-1}$ é o retorno esperado condicional sobre o portfólio com beta igual a zero, $g_{1,t-1}$ é o prêmio do risco de mercado condicional. Jagannathan e Wang (1996) utilizam esta equação para explicar a variação *cross-sectional* do retorno esperado não-condicional em diferentes ativos.

Analisando o CAPM estático de forma pragmática, a maioria dos artigos concorda que o modelo não é “literalmente” verdadeiro. Confirmando a idéia acima, Roll (1977) relata uma observação na qual o portfólio de mercado não é observável. Mostra, ainda, a possibilidade de que o *value-weighted index* seja uma *proxy* pobre para a riqueza agregada do portfólio, sendo assim a razão para a performance insatisfatória do CAPM nos estudos empíricos. Entretanto Stambaugh (1982) evidencia que os testes sobre o CAPM são pouco sensíveis em relação à aproximação que se faz para a carteira de mercado.

A especificação do modelo é obtida num cenário estático e só teria valor intertemporal admitindo-se fortes premissas. Entretanto, como nenhuma teoria representa exatamente a realidade, o CAPM continua sendo aceito como *benchmark* quando validado empiricamente.

3.2. Aspectos gerais do CAPM estático de Sharpe, Lintner, Black, Mossin e Treynor

O modelo CAPM estático de Sharpe, Lintner, Black, Mossin e Treynor mostra que R_i denota o retorno do ativo i e R_m o retorno do portfólio de mercado de todos os ativos negociáveis da economia. A versão de Black (1972) do CAPM prescinde de uma taxa livre de risco e supõe que a taxa de emprestar é diferente da taxa de tomar emprestado. O valor esperado do retorno do ativo que tem covariância zero com o portfólio de mercado é tratado como não observável e será um dos parâmetros a ser estimado. O modelo de Black é definido como:

$$E[R_i] = E(R_z) + [E(R_m) - E(R_z)]b_i \quad (3.3).$$

onde: $E(R_z)$ é o retorno do ativo com beta zero.

Fama e French (1992) examinaram empiricamente a versão do CAPM descrito acima e encontraram o valor estimado de g_i próximo de zero. Identificaram ainda, a fraca relação entre o retorno médio e o beta, como uma forte evidência contra o CAPM.

Como visto anteriormente, uma das hipóteses do CAPM é que ele supõe a análise de um único período. Entretanto, o mundo real é dinâmico e os retornos esperados e os betas variam no tempo. Quando os retornos esperados e os betas não variam em muitos períodos a relação entre o retorno esperado e o beta provavelmente será fraca (CAPM estático).

Jagannathan e Wang (1996), supuseram que em uma economia hipotética os econometristas consideram somente duas ações onde existem somente duas

datas de vencimento. Os betas da primeira ação são, 0,5 e 1,25 (0,875 equivalente à média dos betas). Analogamente para a primeira e segunda datas, respectivamente. Os betas correspondentes à segunda ação são 1,5 e 0,75 (1,125 equivalente a média dos betas). Os autores ainda consideram que o prêmio do risco esperado é 10% na primeira data de vencimento e 20% na segunda. Então se o CAPM é válido em cada período, o prêmio de risco esperado da primeira ação será 5% na primeira data de vencimento e 25% na segunda. O prêmio de risco esperado na segunda ação será de 15% em ambas as datas de vencimento. Portanto os econométricos que ignoram o fato que os betas e os prêmios de riscos variam no tempo concluirão erroneamente que o CAPM não é satisfatório, uma vez que as duas ações ganham um prêmio de risco de 15% e seus betas médios diferem.

Vários estudos empíricos sobre os modelos de precificação reportados na literatura mostram uma variação estatística significativa dos betas no tempo. Mandelker (1974) examina em alguns estudos empíricos a reação dos preços nos mercados de ações determinada por acontecimentos históricos que afetaram o mercado financeiro e como consequência a literatura financeira. Tais estudos foram, mais tarde, importantes e permitiram a análise das variações do beta no tempo.

Segundo Chan, Chen, e Hsieh (1985), Chen, Roll, e Ross (1986), Shanken e Weinstein (1990), Hansen e Singleton (1982), Connor e Korajczyk

(1988), Lehmann e Modest (1988) implementações empíricas desses modelos estáticos têm falhado muito em relação ao poder de explicação.

Fama e French (1993) através de testes multivariáveis encontram duas variáveis que explicam a maior parte das variações de *cross-section* dos retornos médios: o índice valor contábil e valor de mercado têm uma relação positiva com os retornos das ações enquanto a variável tamanho tem uma relação negativa bastante significativa. Estes resultados sugerem que o risco tem características multidimensionais.

Testes da versão não-condicional do CAPM vista em Black, Jensen, e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1973), Gibbons (1982), e Stambaugh (1982), assumem que os retornos esperados são constantes, que o portfólio de mercado é observável e que os betas dos ativos são estacionários em períodos fixos. Testes *cross-sectional* são realizados através de regressões dos retornos esperados não-condicionais e betas também não-condicionais. Através desses testes do CAPM estático foi possível observar que quando os retornos esperados são constantes a relação entre o beta e o retorno não explica satisfatoriamente a variação *cross-sectional* média dos retornos.

Gibbons e Ferson (1985), Rayner (1986), Ferson, Kandel, e Stambaugh (1987), e Ferson (1988) testam os modelos de precificação de ativos em nível condicional (CAPM dinâmico), permitindo assim que os retornos esperados

variem através do tempo. No entanto, todos esses estudos assumem que as covariâncias condicionais são constantes.

3.3. A Metodologia de Fama e MacBeth (1974)

Haugen (1986) mostra que a metodologia de Fama e MacBeth (1974) introduziu diferenças significativas em relação aos testes anteriores, já que chegaram a resultados coerentes com as previsões fundamentais do CAPM (versão de Black, 1973).

Fama e MacBeth formaram 20 portfólios contendo ações listadas na *NYSE* do período de 1926 até 1929. Posteriormente eles estimaram o beta de cada um dos portfólios relacionando os retornos mensais do índice de mercado para o período de 1930 até 1934. Utilizaram os betas de cada um dos portfólios do período anterior para prever os retornos mensais dos portfólios do período subsequente de 1935 até 1938. O processo de estimação dos betas do mercado se repetiu nove vezes até a obtenção total de 390 estimações que foi de janeiro de 1935 até junho de 1968.

Fama e MacBeth utilizaram o valor médio de cada um dos coeficientes para determinar a sua significância. Concluiu-se que portfólios com betas maiores do que a média, tenderão a produzir taxas de retorno maiores que a média nos períodos subsequentes. Existe pouca ou nenhuma evidência da não linearidade na relação entre o beta e o retorno. Também, eles verificaram que não se pode prever o retorno futuro com base na variância residual dos ativos do portfólio. Em

relação ao CAPM, não se pode esperar que a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados mostrados pelos autores, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro.

Haugen (1986) mostra que, neste caso, Fama e MacBeth utilizaram betas e retornos em diferentes períodos. Os betas estimados em um período são usados para prever as taxas de retorno para o período posterior. Os resultados destes testes foram muito confortantes e, de fato, o CAPM ganhou uma forte aceitação entre os acadêmicos após a publicação do estudo.

Apesar das críticas a esse modelo, encontramos ainda muitos estudos que se baseiam nele. O que pode ser visto a seguir através do modelo de Jagannathan e Wang (1996) que usa a mesma metodologia de Fama e MacBeth (1974).

3.4. O CAPM condicional

Ribenboim (2002) reforça a idéia que o CAPM condicional permite que o prêmio de risco de um ativo possa mudar a partir da variação de um ou mais dos seguintes componentes: a variância condicional do retorno do portfolio de mercado, a covariância condicional entre o retorno do ativo e o retorno do portfolio de mercado e o prêmio de risco do portfolio de mercado. Quando a covariância condicional entre cada ativo e o mercado é proporcional à variância condicional, recaímos no CAPM não-condicional.

Jagannathan e Wang (1996) no seu CAPM condicional usa o subscrito t para indicar o período de tempo relevante. R_{it} denota o retorno do ativo i no período t e R_{mt} o retorno da riqueza agregada do portfolio de todos os ativos da economia no período t .

$$E[R_{it}|I_{t-1}] = g_{0t-1} + g_{1t-1} b_{it-1} \quad (3.4)$$

Onde I_{t-1} é o nível de informação dos investidores no final do período $t-1$ e b_{it-1} é o beta condicional do ativo i no período $t-1$ definido como:

$$b_{it-1} = Cov(R_{it}, R_{mt} | I_{t-1}) / Var(R_{mt} | I_{t-1}) \quad (3.5)$$

g_{0t-1} é o retorno esperado condicional sobre o portfolio com beta igual a zero, g_{1t-1} é o prêmio do risco de mercado condicional. Jagannathan e Wang (1996) para explicar a variação *cross-sectional* do retorno esperado não-condicional em diferentes ativos, colocam a expectativa não-condicional em ambos os lados da equação (3.4), encontrando-se a equação abaixo:

$$E[R_{it}] = g_0 + g_1 \bar{b}_i + Cov(g_{1t-1} b_{it-1}) \quad (3.6)$$

onde: $g_0 = E[g_{0t-1}]$ $g_1 = E[g_{1t-1}]$ $\bar{b}_i = E[b_{it-1}]$.

Aqui, g_1 é o prêmio esperado do risco de mercado, e \bar{b}_i é o beta esperado. Se a covariância entre o beta condicional b_{it-1} dos ativos i e o prêmio do risco de

mercado condicional é zero ou função linear do beta esperado para uma escolha arbitrária de ativos i , a equação (3.6) lembrará o CAPM estático, onde o retorno esperado é função linear do beta esperado. De qualquer modo, geralmente, o prêmio do risco de mercado condicional e os betas condicionais são correlacionados.

Entretanto, segundo trabalhos de Keim e Stambaugh (1986), Breem, Glosten, e Jagannathan (1989), Fama e French (1989), Chen (1991), e Ferson e Harvey (1991) mostram que o prêmio esperado do risco dos ativos e os betas condicionais não são constantes. Portanto, geralmente o último termo da equação (3.6) não é zero e o retorno esperado não-condicional não é função linear do beta esperado.

Este fato motivou Jagannathan e Wang (1996) a decompor o beta condicional do ativo i em dois componentes ortogonais para projetar o beta condicional do prêmio de risco do mercado. Para cada ativo i , define-se a sensibilidade do beta do prêmio de mercado (denotado por J_i) e o beta residual (denotado por h_{it-1}):

$$\text{Onde: } J_i = \text{Cov}(b_{it-1}, g_{1t-1}) / \text{Var}(g_{1t-1}) \quad (3.7)$$

$$h_{it-1} = b_{it-1} - \bar{b}_i - J_i (g_{1t-1} - g_1) \quad (3.8)$$

Na expressão acima, o J_i , mede a sensibilidade do beta condicional para o prêmio de risco de mercado. Para cada ativo i tem-se

$$b_{it-1} = \bar{b}_i + J_i (g_{1t-1} - g_1) + h_{it-1} \quad (3.9)$$

$$E[h_{it-1}] = 0, \quad (3.10)$$

$$E[h_{it-1} g_{it-1}] = 0 \quad (3.11)$$

Na equação (3.9) cada beta condicional é decomposto em três partes ortogonais: A primeira parte corresponde ao beta esperado que é a constante; a segunda parte corresponde a variável randômica que é perfeitamente correlacionada com o prêmio de risco do mercado; a última parte refere-se a média zero que não é correlacionada com o prêmio de risco do mercado.

3.5. Implicações do Retorno Esperado Não-Condicional

De acordo com Jagannathan e Wang (1996), substituindo a equação (3.9) na (3.6), temos:

$$E[R_{it}] = g_0 + g_1 \bar{b}_i + \text{Var}(g_{1t-1}) J_i \quad (3.12)$$

Portanto o *cross-section* do retorno esperado não-condicional dos ativos i é função linear do beta esperado e da sensibilidade do beta do prêmio. A sensibilidade do beta dos ativos mede a instabilidade dos betas dos ativos durante o ciclo de negócios.

Jagannathan e Wang (1996) verificam que portfolios com betas esperados elevados têm retornos esperados não-condicionais elevados. Do mesmo modo,

portfolios com betas que são propensos a variar com o prêmio de risco de mercado e, portanto são menos estáveis durante o ciclo de negócios, têm também retornos esperados não-condicionais elevados.

A especificação completa do teste CAPM condicional de Jagannathan e Wang (1996) é verificada na equação (3.4) e requer a estimação do beta esperado, \bar{b}_i , e da sensibilidade do beta do prêmio, J_i , visualizado na equação (3.12), bem como os outros parâmetros.

O objetivo é examinar se os retornos esperados não-condicionais são consistentes com o CAPM condicional. Na equação (3.12) pode-se visualizar que os betas residuais não afetam o retorno esperado não-condicional. Assim, foram definidos dois tipos de betas não-condicionais:

$$b_i \equiv Cov(R_{it}, R_{mt}) / Var(R_{mt}) \quad (3.13)$$

$$b_i^g \equiv Cov(R_{it}, g_{t-1}) / Var(g_{t-1}) \quad (3.14)$$

O primeiro beta não-condicional se refere ao beta do portfolio e o segundo ao beta do prêmio. Eles medem o risco médio do portfolio e o risco da instabilidade do mercado respectivamente.

Verifica-se na equação (3.15) que o retorno esperado não-condicional é função linear dos dois betas não-condicionais. Isto é verificado no teorema a seguir:

Teorema 1. Se b_i^g não é função linear de b_i então existem algumas constantes a_0 , a_1 , e a_2 tal que a equação,

$$E[R_{it}] = a_0 + a_1 b_i + a_2 b_i^g \quad (3.15)$$

é válida para todo ativo i .

3.6. Especificações Empíricas e Testes Econométricos

3.6.1. Especificações empíricas

O modelo proposto na equação (3.15) é a base do trabalho empírico de Jagannathan e Wang (1996), que explica o *cross-section* do retorno esperado dos mercados. Algumas suposições adicionais são utilizadas na estimação do modelo de séries temporais. A primeira delas é que precisa-se observar o prêmio de risco do mercado condicional g_{t-1} para computar b_i^g , visto que o prêmio de risco do mercado condicional depende da natureza da informação disponível para o investidor e como eles fazem uso disto. A segunda observação é que o retorno da riqueza agregada do portfólio de todos os ativos da economia não é observável. Portanto utiliza-se uma *proxy* para R_{mt} .

3.6.2. A *Proxy* para o Retorno da Riqueza do Portfólio

A observação de que os preços nos mercados variam durante o ciclo de negócios sugere o uso de algumas variáveis que ajudam a prever o comportamento do prêmio de risco do mercado. Stock e Watson (1989)

examinaram e encontraram para o mercado norte-americano um *spread* entre o de *comercial papers*, de seis meses, e os retornos dos *Treasury -bills*, também de seis meses, durante o ciclo de negócios.

Jagannathan e Wang (1996) escolheram o *spread* entre BAA *bonds* e AAA *bonds* (ambos papéis do governo norte-americano), denotado por R_{t-1}^{prem} que é similar ao *spread* entre *comercial papers* e os retornos dos *Treasury bills* usado em finanças para prever os ciclos de negócios. Assume-se também que o prêmio de risco do mercado é função linear de R_{t-1}^{prem} . A seguir encontra-se a primeira suposição que introduzirá algumas constantes no modelo.

Suposição 1: Existem algumas constantes k_0, k_1 no modelo:

$$g_{1t-1} = k_0 + k_1 R_{t-1}^{prem} \quad (3.16)$$

Para cada ativo i , é definido o beta-prêmio,

$$b_i^{prem} = \text{Cov}(R_{it}, R_{t-1}^{prem}) / \text{Var}(R_{t-1}^{prem}) \quad (3.17)$$

Partindo da suposição 1, Jagannathan e Wang (1996, p.12) mostram que o retorno esperado é linear com o beta do prêmio e com o beta de mercado. Então, pode-se substituir a equação (3.16) em (3.14) e fazer uso da equação (3.17) e do teorema 1 para obter o seguinte corolário :

Corolário 1: Suponha que b_i^g não é função linear de b_i então, de acordo com a suposição 1, existem algumas constantes c_0 , c_m , e c_{prem} a serem introduzidas na equação, (3.18) abaixo;

$$E[R_{it}] = c_0 + c_m b_i + c_{prem} b_i^{prem} \quad (3.18)$$

que é válido para todos ativos i .

Em estudos empíricos do CAPM é comumente considerado que o retorno da riqueza do portfolio das ações negociadas nos mercados norte-americano é uma boa *proxy* para o retorno da riqueza agregada do portfolio.

Partindo deste fato Jagannathan e Wang (1996) assumem que o R_t^{vw} denota o retorno do *value weighted stock index portfolio*.

$$R_{mt} = f_0 + f_{vw} R_t^{vw}, \quad (3.19)$$

O beta-*value weighted* é definido como:

$$b_i^{vw} = \text{Cov}(R_{it}, R_t^{vw}) / \text{Var}(R_t^{vw}) \quad (3.20)$$

Assume-se implicitamente que o retorno de mercado é função linear do índice de mercado composto por ações da *NYSE*, *AMEX* e *NASDAQ*. Através da

suposição de que o CAPM estático dado na equação (3.3) seja válido, pode-se substituir a equação (3.19) na equação (3.13) e usar a equação (3.20) e o CAPM estático para obter uma relação linear entre o retorno esperado não-condicional e o beta-vw:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw} b_i^{vw} \quad (3.21)$$

Onde c_0 e c_{vw} são constantes.

Estas especificações são comumente usadas em estudos empíricos do CAPM estático. Portanto, testes do CAPM baseados nessas especificações podem ser interpretados como um teste conjunto de duas hipóteses: a primeira onde o CAPM estático é válido e a segunda onde o retorno do portfolio de mercado é função linear do retorno do índice de mercado de ações. Conseqüentemente, os resultados podem ter várias interpretações.

Uma das razões da rejeição empírica do CAPM estático pode estar relacionado com a sua não validade, ou, então, é possível que o CAPM estático seja válido, mas que o retorno do índice de mercado de ações seja uma *proxy* pobre para o retorno da riqueza agregada (retorno de mercado).

Mayers (1972) mostra que o capital humano tem uma relevante participação no total do capital investido na economia. Seguindo essa sugestão Jagannathan e Wang (1996), incluíram, na *proxy* do retorno de mercado, o

retorno do capital humano através da introdução da taxa de crescimento da renda do trabalho que é detalhada a seguir.

Ao examinar outras *proxies* para risco sistemático, nota-se que o mercado de ações corresponde a uma pequena parte da riqueza agregada. Essas observações de que os mercados correspondem apenas a uma pequena parte do total da riqueza motivou Stambaugh (1981) a examinar a sensibilidade do CAPM para diferentes *proxies* do portfólio de mercado. Em seu estudo seminal de comparação de várias *proxies* de mercado, Stambaugh (1981) mostra que mesmo quando as ações representam somente 10% do portfólio *proxy* de mercado, inferências sobre o CAPM são quase idênticas às obtidas quando o portfólio *proxy* é composto de ações.

Para evitar fatores que afetam o retorno do capital humano e não podem ser precisamente identificados, Jagannathan e Wang (1996) assumem que o retorno do capital humano é uma função linear perfeita da taxa de crescimento na renda do trabalho per capita.

Jagannathan e Wang (1996) consideram como uma aproximação de primeira ordem, a taxa esperada do retorno do capital humano é constante e dada por r , e que L_t é a renda do trabalho per capita na data t , que segue um processo auto-regressivo da seguinte forma:

$$L_t = (1 + g)L_{t-1} + e_t \tag{3.22}$$

Nesse caso, a parte do ganho de capital realizado pelo retorno do capital humano será dado pela taxa de crescimento da renda do trabalho per capita.

Assume-se que a riqueza relacionada ao capital humano é:

$$W_t = \frac{L_t}{R - g} \quad (3.23)$$

Onde W_t é a taxa de crescimento da renda do trabalho e L_t é a taxa de retorno esperada da renda do trabalho e g o imposto sobre a renda do trabalho.

A razão da troca da riqueza é então dada por:

$$R_t^{labor} = \frac{L_t - L_{t-1}}{L_{t-1}} \quad (3.24)$$

Fama e Schwert (1977) partem de uma medida similar baseada em diferentes linhas de raciocínio. Campbell (1993), no seu modelo intertemporal de precificação de ativos, deriva a medida para o retorno do capital humano através da taxa de crescimento da renda do trabalho, além de mais um termo que depende da taxa de crescimento da renda do trabalho e dos retornos esperados futuros dos ativos.

Se ambas as suposições, de que parte da taxa de crescimento da renda do trabalho e de que parte dos retornos dos ativos, não são importantes, o termo adicionado sobre a taxa de crescimento da renda do trabalho será muito pequeno.

Neste caso, a medida utilizada por Campbell, Fama e Schwert para o retorno do capital humano é aproximadamente a mesma. Motivados pelas observações acima, Jagannathan e Wang (1996) assumem que o retorno do capital humano é uma função linear da taxa de crescimento da renda do trabalho per capita . Assim, a medida do retorno do capital humano é incorporada ao modelo, assumindo que o retorno de mercado é uma função linear do R_t^{vw} e R_t^{labor} , ou seja:

$$R_{mt} = f_0 + f_{vw} R_t^{vw} + f_{labor} R_t^{labor} , \quad (3.25)$$

onde f_0, f_{vw} e f_{labor} são algumas constantes. A equação acima é a suposição 2 de Jagannathan e Wang.

O *labor-beta* é definido como:

$$b_i^{labor} = Cov(R_{it}, R_t^{labor}) / Var(R_t^{labor}) \quad (3.26)$$

Então, substituindo a equação (3.25) em (3.16) e seguindo para a equação (3.23) e (3.26) tem-se segundo Jagannathan e Wang (1996, p.15):

$$b_i = b_{vw} b_i^{vw} + b_{labor} b_i^{labor} \quad (3.27)$$

Nas suposições 1 e 2, assume-se que o retorno esperado não-condicional de qualquer ativo é função linear do beta-vw, do beta do prêmio e do *beta labor*. Isto pode ser visto substituindo a equação (3.27) na equação do corolário 1, apresentado anteriormente e chegando ao corolário 2, descrito a seguir.

Corolário 2: Suponha que b_i^g não é função linear de b_i e as suposições 1 e 2 sejam válidas, então existem algumas constantes c_0, c_{vw}, c_{prem} , e c_{labor} tal que a equação.

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw} b_i^{vw} + c_{prem} b_i^{prem} + c_{labor} b_i^{labor} \quad (3.28)$$

é válida para todos os ativos i .

Jagannathan e Wang (1996) apresentam a equação acima como o denominado modelo o “*Premium Labor Model*” (PL-model) que servirá como base do presente estudo empírico.

3.6.3. Testes Econométricos

Jagannathan e Wang (1996), definem que o modelo PL serve como base de seu estudo empírico. Existem vários caminhos para examinar se os dados são consistentes com o modelo PL. De acordo com este modelo, o retorno esperado não-condicional do ativo é somente uma função linear dos três betas. Um teste de especificação que poderia ser feito seria examinar se alguma outra variável tem a capacidade de explicar o *cross-section* do retorno médio não explicado pelos três betas do modelo.

Pode-se investigar, como Jagannathan e Wang fizeram, a existência do efeito tamanho nos resíduos do modelo PL. Define-se como tamanho de mercado o logaritmo do valor de mercado do ativo. Assim $\log(ME_i)$ denota a média da série

temporal para o tamanho do ativo i . Examina-se a possibilidade de algum efeito do tamanho incluindo-se $\log(ME_i)$ no modelo PL:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{vw} b_i^{vw} + c_{prem} b_i^{prem} + c_{labor} b_i^{labor} \quad (3.29)$$

Se o modelo PL é satisfatório, então o coeficiente c_{size} deverá ser zero e não existirá o efeito tamanho no resíduo.

O modelo não-condicional das equações (3.28) e (3.29) pode ser satisfatoriamente estimado pela regressão *cross-sectional*, que é o método proposto por Black, Jensen, e Scholes (1972) e Fama e MacBeth (1974).

Para comparar a performance de diferentes especificações empíricas, usa-se o R^2 da regressão *cross-sectional* que mostra a fração da variação do retorno médio *cross-sectional* que pode ser explicado pelo modelo. Examina-se também se, c_{vw} , c_{prem} , c_{labor} , e c_{size} são diferentes de zero depois da estimação dos erros. Na prática, essas suposições podem não ser satisfatórias.

Uma avaliação dessas especificações pode ser feita usando o método generalizado dos momentos. Seguindo este propósito, algumas restrições impostas ao modelo PL devem ser consideradas. De acordo com Dybvig e Ingersoll (1982) as definições de b_i^{vw} , b_i^{labor} , e b_i^{prem} podem ser substituídas no modelo PL e, re-arranjando as variáveis, obtém-se a seguinte equação:

$$E[R_{it}(\delta_0 + \delta_{vw} R_t^{vw} + \delta_{prem} R_{t-1}^{prem} + \delta_{labor} R_t^{labor})] = 1, \quad (3.30)$$

Onde δ_0 , δ_{vw} , δ_{prem} e δ_{labor} são constantes do modelo.

Segundo Jagannathan e Wang (1996) e Ross (1976), desde que o mercado financeiro satisfaça a lei do preço único, vão existir pelo menos algumas variáveis d_t , tal que:

$$E[R_{it} d_t] = 1, \quad (3.31)$$

Onde d_t é denominado fator de desconto estocástico e é dado por:

$$d_t(\delta) = \delta_0 + \delta_{vw} R_t^{vw} + \delta_{prem} R_{t-1}^{prem} + \delta_{labor} R_t^{labor}, \quad (3.32)$$

que depende dos parâmetros δ ($\delta_0, \delta_{vw}, \delta_{prem}, \delta_{labor}$).

Supondo que existam N ativos usados no teste econométrico e com a presença de um vetor N-dimensional é correto especificar, no modelo PL, o N-erros de precificação dimensional, $E[w_t(\delta)]$, que deverá ser zero.

3.7. Informações Adicionais

O modelo não condicional desenvolvido por Jagannathan e Wang (1996) se assemelha ao modelo multi-fator desenvolvido por Chen, Roll, e Ross (1986). A dúvida natural que surge é se o fator de defasagem do prêmio e o fator de crescimento do capital humano usados nas especificações do modelo de Jagannathan e Wang (1996), são *proxies* satisfatórias para fatores macroeconômicos identificados por Chen, Roll, e Ross (1986).

Jagannathan e Wang (1998), mostram que as características do mercado são geralmente usadas para detectar a não especificação dos erros. Se o modelo de precificação do beta linear é correto, outras variáveis associadas a características do mercado adicionadas ao modelo não deveriam explicar a variação *cross-sectional* do retorno esperado. Neste caso, os valores das estatísticas t dessas variáveis deveriam ser insignificantes. Portanto, os valores t significantes são vistos como fator de rejeição do modelo PL. Comumente, utiliza-se como característica o tamanho de mercado que é definido como o log de capitalização do mercado. Quando o modelo de precificação do beta linear é satisfatório, os valores t convergem para uma distribuição normal com variância finita.

De qualquer modo, quando os fatores ou modelos não são especificados, visualiza-se que os valores t , associados com as características do mercado, geralmente convergem para probabilidades infinitas.

Banz e Rolf (1981) foram os primeiros a usar o tamanho do mercado para examinar o CAPM. Evidenciam em seu estudo, onde o CAPM não é explicado satisfatoriamente, que o efeito tamanho não é linear com a proporção do mercado (ou do log da proporção do mercado). O efeito não é estável através do tempo. O efeito tamanho existe, mas não é claramente explicada a razão de sua existência. Entretanto permanece a dúvida se o tamanho do mercado pode ser visualizado em uma *proxy* satisfatória.

Para Basu e Sanjoy (1983) a relação entre o excesso de retorno e o tamanho do mercado pode ser considerada linear em relação ao log do tamanho da capitalização do mercado. A transformação é importante porque a curtose da distribuição do tamanho do mercado mostra que os excessos de retornos atribuídos ao tamanho não são constantes através do tempo. Mostra também que diferentes metodologias de estimação podem gerar diferentes conclusões sobre o efeito tamanho.

Chan, Chen e Hsieh (1985) constatam que os altos retornos médios em mercados pequenos são compensados pelo alto risco que é mais significativo, uma vez que, nesta análise, o risco é a covariância do retorno do portfólio com o prêmio de risco. A incapacidade do beta de mercado de capturar esses riscos levam à análise do efeito tamanho no modelo multi-fator. O modelo de precificação resultante explica a maior parte do efeito tamanho.

Para explicar com maior clareza o efeito tamanho, Jagannathan e Wang (1996) incluíram, adicionalmente ao índice da riqueza de mercado, outros quatro fatores. O primeiro, UTS_t , é o retorno mensal do *spread* entre os títulos do tesouro de longo prazo do governo norte-americano e os títulos de curto prazo (*Treasury bill*.) O segundo, UPR_t , é o retorno do *spread* entre os papéis de longo prazo de empresas norte-americanas e os papéis do governo americano também de longo prazo. A terceira, MP_t , é a taxa de crescimento da produção industrial mensal nos

Estados Unidos; e a quarta, UI_t , corresponde às variações na taxa de inflação, de acordo com os seguintes modelos:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw} b_i^{vw} + c_{UTS} b_i^{UTS} + c_{UPR} b_i^{UPR} + c_{MP} b_i^{MP} + c_{UI} b_i^{UI} \quad (3.33)$$

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw} b_i^{vw} + c_{prem} b_i^{prem} + c_{labor} b_i^{labor} + c_{UTS} b_i^{UTS} + c_{UPR} b_i^{UPR} + c_{MP} b_i^{MP} + c_{UI} b_i^{UI} \quad (3.34)$$

Onde todos os betas são calculados da mesma maneira, tal como em b_i^{vw} .

Já Fama e French (1993) examinaram a relação do beta com o tamanho do mercado e para isso introduziram duas variáveis, *Small Minus Big* (SMB_t) e *High Minus Low* (HML_t) com o objetivo de capturar os riscos relacionados com o tamanho do mercado e, com isso, explicar melhor a variação *cross-sectional* do retorno esperado.

Embora Berk (1995) mostre que o log do tamanho do mercado deva ser correlacionado com os retornos esperados *cross-sectional*, tal fato não implica necessariamente que esta correlação possa ser capturada pelo modelo.

Portanto, Jagannathan e Wang (1996) examinam se os dois fatores, que Fama e French (1993) identificam, estão associados com o retorno do capital

humano e a instabilidade do beta de seu modelo PL. Com este objetivo, consideram os seguintes modelos:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw} b_i^{vw} + c_{SMB} b_i^{SMB} + c_{HML} b_i^{HML} \quad (3.35)$$

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw} b_i^{vw} + c_{prem} b_i^{prem} + c_{labor} b_i^{labor} + c_{SMB} b_i^{SMB} + c_{HML} b_i^{HML} \quad (3.36)$$

Onde todos os betas são calculados da mesma maneira, tal como em b_i^{vw} .

Partindo dessas suposições verifica-se que o suporte empírico das especificações do CAPM condicional é relativamente forte. Quando os betas e os retornos esperados levam em conta longos períodos de tempo e assumem que o CAPM é satisfatório período por período, o efeito do tamanho e as rejeições estatísticas das especificações do modelo se tornam muito fracas.

Quando a *proxy* para o retorno do capital humano é também incluída na medida do retorno da riqueza agregada, os erros de precificação do modelo não são significantes em nível convencional, além disso, o efeito tamanho não apresenta nenhuma significância estatística.

Embora o modelo condicional tenha uma performance substancialmente melhor do que o modelo estático, recomenda-se cuidados na interpretação dos resultados do CAPM condicional pelas seguintes razões: 1) O modelo apresentado de betas variando no tempo é ainda um tanto simples. No mundo dinâmico, investidores podem realizar *hedge*, contra a variedade de riscos que

não existem na economia estática; 2) A análise do CAPM condicional é fundamental, pois a especificação do CAPM não-condicional pode levar a falsas conclusões em relação à validade do modelo (alguns artigos mostram que o CAPM condicional não é válido quando estamos analisando períodos de tempo muito longos); 3) O número de eventos determinísticos que ocorrem com frequência mensal e anual. Espera-se que esses eventos influenciem o comportamento dos modelos de precificação de ativos naqueles períodos. Para eventos que estão fora da ação dos modelos de precificação de ativos semelhantes ao CAPM, uma das estratégias deveria ser a de estudar a performance de modelos usando dados anuais para um longo período de tempo como em Amihud, Christensen, e Mendelson (1992), Jagannathan e Wang (1992), e Kothari, Shanken, e Sloan (1995).

CAPÍTULO IV

METODOLOGIA DO TRABALHO

Neste capítulo são apresentadas duas seções que discutem os seguintes aspectos: na seção 4.1 traz os aspectos metodológicos. A seção 4.2 apresenta o modelo condicional do retorno esperado para Brasil, Argentina e Chile..

4.1. Aspectos Metodológicos

Com o objetivo de realizar todos os passos estabelecidos neste trabalho, faz-se necessário visualizar os métodos de análise a serem utilizados:

4.1.1. As variáveis utilizadas

As variáveis selecionadas a *priori* que farão parte do modelo CAPM condicional referem-se a portfólios construídos através dos retornos mensais de ações cotadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), PIB de mercado e, para o prêmio, o *spread* entre a taxa de operações de depósitos interfinanceiros (DI), divulgadas pela Central de Custódia e Liquidação de Títulos Privados (CETIP) e a taxa de juros (Selic), que tem a finalidade de ser um previsor para as variações dos ciclos de negócios. O período escolhido foi de janeiro 1994 a dezembro 2002, totalizando 108 observações. Este período foi escolhido devido à maior estabilidade das variáveis macroeconômicas no mercado brasileiro quando comparado com outros períodos. Para a Argentina foi utilizado o PIB mensal e para o prêmio o *spread* entre a taxa de juros sobre empréstimos ao setor privado e a taxa de juros básica da economia. Para o Chile foi também utilizado o PIB mensal e para o prêmio o *spread* entre a taxa de juros de linha de crédito para o setor secundário e a taxa de juros básica da economia. Os retornos para Argentina e Chile foram retirados do índice Merval e IPSE, respectivamente. Os dados foram coletados no Banco Central de cada país e Economática.

Foram utilizadas trinta e cinco ações divididas em sete portfólios para o mercado brasileiro. Já para o mercado argentino foram utilizadas vinte e cinco ações divididas em cinco portfólios. E finalmente, para o mercado chileno foram utilizadas vinte e cinco ações divididas em cinco portfólios. A escolha das ações

se deve puramente a uma questão de liquidez. Todas as ações receberam o mesmo peso dentro de cada portfólio.

4.1.2. O Método Generalizado dos Momentos: Breves Considerações

O método utilizado neste trabalho tem por finalidade testar um modelo para verificar sua capacidade de previsão de retornos baseado em testes *cross-sectional*, conduzidos a partir da regressão com retornos esperados condicionais e betas condicionais através de um método semelhante ao de Fama e MacBeth (1974) e Jagannathan e Wang (1996).

Jagannathan e Wang (1996) utilizaram também o Método Generalizado dos Momentos (GMM) para estimar os coeficientes do modelo PL. Esse método de estimação é o que gera coeficientes mais robustos estatisticamente, uma vez que não se exige a hipótese de normalidade dos retornos.

Hansen (1982) mostra que a idéia básica do método generalizado dos momentos é estimar momentos populacionais através de momentos amostrais, implementando um procedimento de escolha de parâmetros que minimize as contrapartidas amostrais ponderadas das condições de ortogonalidade populacionais (também chamadas de restrições de momentos) derivadas do modelo.

Hansen (1982) define momento populacional através da esperança matemática de uma função contínua da variável aleatória x , isto é:

$$g = E[g(x)] \quad (4.1)$$

o primeiro momento é dado por:

$$m_1 = E[x] \quad (4.2)$$

e o segundo momento por:

$$m_2 = E[x^2] \quad (4.3)$$

e o momento de ordem k por:

$$m_k = E[x^k] \quad (4.4)$$

Hansen (1982) mostra que a variância pode ser escrita em função de momentos de ordem um e dois, pois:

$$\text{var}(x) = E[x^2] - (E[x])^2 = m_2 - m_1^2 \quad (4.5)$$

Os momentos destacados acima são populacionais e se deseja-se obter momentos amostrais devemos usar versões amostrais dos momentos populacionais para uma amostra aleatória.

Para (1) temos:

$$\hat{g} = 1/n \sum g(x) \quad (4.6)$$

A média amostral que é o análogo amostral do primeiro momento populacional será dada por:

$$\hat{m}_1 = 1/n \sum x \quad (4.7)$$

e para o segundo momento:

$$\hat{m}_2 = 1/n \sum x^2 \quad (4.8)$$

Hansen (1982), define que para estimar os momentos populacionais devemos usar os correspondentes momentos amostrais.

A estimação por variáveis instrumentais pode ser vista como uma aplicação do método GMM, uma vez que explora a idéia de ortogonalidade entre o resíduo e o conjunto de instrumentos e, portanto, impõe restrições aos momentos populacionais.

Para implementar esta técnica, deve-se inicialmente selecionar um conjunto de instrumentos. Para identificar os parâmetros de interesse, é necessário que o número de condições de ortogonalidade seja igual ao de parâmetros. Em geral, os modelos são sobre-identificados, não satisfazendo assim, todas as condições de ortogonalidade para um mesmo parâmetro escolhido como ótimo.

Para solucionar essa questão, Hansen (1982) utiliza-se de uma matriz de ponderação para as muitas restrições de momentos, a qual pode ser estimada de

forma ótima. Para dar maior robustez aos resultados utilizam-se diversas formas de estimação da matriz ótima de ponderação e de construção da estimativa da matriz de covariância dos parâmetros estimados.

Hansen (1982) mostra que a especificação de cada modelo estimado por GMM é realizada através do teste das restrições de sobre-identificação e através da estatística $(T \times J)$, que tem distribuição assintótica χ^2 com $(r-k)$ graus de liberdade, onde r é o número de condições de ortogonalidade e k o número de parâmetros do modelo estrutural.

Para o caso das estimações econométricas dos betas através do método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), para o CAPM estático, serão utilizados os retornos esperados mensais do período entre 1994/1 até 2002/12.

A linguagem de programação utilizada para as estimações econométricas é o Fortran 77 que possui recursos para o modelo a ser implementado, utilizando uma linguagem acessível.

Os dados serão coletados no banco de dados da Economatica Software para Investimentos, no IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas) e nos Bancos Centrais de cada país analisado.

4.2 O MODELO CONDICIONAL DO RETORNO ESPERADO PARA O BRASIL, ARGENTINA E CHILE

A fim de testar a versão do CAPM Condicional para o mercado brasileiro, argentino e chileno, primeiro mostrar-se-á quando os betas, (b_i, b_i^y) variam no tempo e se eles são funções lineares do (\bar{b}_i, J_i) . Anteriormente, Jagannathan e Wang (1996) evidenciaram que se J_i é função linear de \bar{b}_i , o CAPM estático obterá retornos esperados não condicionais lineares com o beta de mercado b_i .

Neste caso, b_i^g é também função linear do b_i . E, finalmente, verificar-se-á que quando (b_i, b_i^y) é função linear de (\bar{b}_i, J_i) , o retorno do mercado R_{mt} também satisfaz o CAPM condicional, de acordo com as equações a seguir:

$$E[R_{mt} | I_{t-1}] = g_{0t-1} + g_{1t-1} \quad (4.9)$$

$$g_{1t-1} = E[R_{mt} - g_{0t-1} | I_{t-1}]. \quad (4.10)$$

Onde e_{it} é definido como:

$$e_{it} = R_{it} - g_{0t-1} - (R_{mt} - g_{0t-1})b_{it-1}. \quad (4.11)$$

Partindo das equações (3.2) e (3.3), e (4.11) temos:

$$E[e_{it} | I_{t-1}] = 0 \quad (4.12)$$

$$E[e_{it} R_{mt} | I_{t-1}] = 0. \quad (4.13)$$

Através dessas duas equações Jagannathan e Wang (1996) analisam as condições de ortogonalidade:

$$E[e_{it}] = 0 \quad (4.14)$$

$$E[e_{it}R_{mt}] = 0 \quad (4.15)$$

$$E[e_{it}g_{it-1}] = 0 \quad (4.16)$$

Substituindo a equação (3.7) em (4.11), obtém-se:

$$R_{it} = g_{0t-1} + (R_{mt} - g_{0t-1})\bar{b}_i + (R_{mt} - g_{0t-1})(g_{1t-1} - g_1)J_i + (R_{mt} - g_{0t-1})h_{it-1} + e_{it}. \quad (4.17)$$

que será utilizada no trabalho.

Para definir a covariância da expressão acima, Jagannathan e Wang (1996) utilizam a seguinte relação:

$$Cov(R_{it}, R_{mt}) = Var(R_{mt})b_i$$

$$\begin{aligned} &Cov(g_{0t-1}, R_{mt}) + Cov(R_{mt} - g_{0t-1}, R_{mt})\bar{b}_i \\ &+ Cov((R_{mt} - g_{0t-1})(g_{1t-1} - g_1), R_{mt})J_i \\ &+ Cov((R_{mt} - g_{0t-1})h_{it-1}, R_{mt}), \end{aligned} \quad (4.18)$$

$$Cov(R_{it}, g_{1t-1}) = Var(g_{1t-1})b_i^g$$

$$\begin{aligned}
& Cov(g_{0t-1}, g_{1t-1}) + Cov(R_{mt} - g_{0t-1}, g_{1t-1}) \bar{b}_i \\
= & + Cov((R_{mt} - g_{0t-1})(g_{1t-1} - g_1), g_{1t-1}) J_i \\
& + Cov((R_{mt} - g_{0t-1})h_{it-1}, g_{1t-1}).
\end{aligned} \tag{4.19}$$

Jagannathan e Wang (1996) destacam que a variância condicional do retorno de mercado é dada por: $u_{t-1} = E[R_{mt} | I_{t-1}]$. Usando as equações (3.8), (3.9) e (4.10) evidenciar-se-á que o último termo da equação (4.18) pode ser descrito como se segue:

$$Cov((R_{mt} - g_{0t-1})h_{it-1}, R_{mt}) = E[(u_{t-1} + g_{1t-1}^2 + g_{1t-1}g_{0t-1})h_{it-1}], \tag{4.20}$$

e o último termo da equação (4.19) é:

$$Cov((R_{mt} - g_{0t-1})h_{it-1}, g_{1t-1}) = E[g_{1t-1}^2 h_{it-1}]. \tag{4.21}$$

Jagannathan e Wang (1996), ressaltam que só existirá uma relação linear entre (b_i, b_i^y) e $(\bar{b}_i J_i)$ se as expressões em (4.20) e (4.21) forem zero. Neste caso para cada ativo i , o beta residual h_{it-1} satisfará às seguintes condições:

$$E[h_{it-1}u_{t-1}] = 0 \tag{4.22}$$

$$E[h_{it-1}g_{1t-1}^2] = 0 \tag{4.23}$$

$$E[h_{it-1}g_{1t-1}g_{0t-1}] = 0 \tag{4.24}$$

Verificam também se o beta do prêmio é uma função linear do beta esperado, caso seja, o retorno esperado não condicional será linear com o beta de mercado

e o CAPM condicional terá algumas importantes condições satisfeitas. Com essas condições satisfeitas, a equação: $E[R_{it}] = a_0 + a_1 b_i + a_2 b_i^g$ servirá como base para esse trabalho.

Seguindo os passos acima, Jagannathan e Wang (1996), utilizaram retornos de todas ações da NYSE e AMEX e montaram 100 portfólios em função da variável tamanho, com retornos mensais de julho de 1963 a dezembro de 1990, totalizando 330 observações. Para cada portfólio calculam-se regressões entre as ações que compõem o portfólio e o índice de mercado (NYSE e AMEX).

As regressões são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). Elaboram-se 7 portfólios contendo ações listadas na Bovespa e nos demais mercados analisados no período de 1994 até 2002. Posteriormente estimamos o beta de cada um dos portfólios relacionando os retornos mensais do índice de mercado para o período de 1994 até 1998. Utilizamos os betas de cada um dos portfólios do período anterior para prever os retornos mensais dos portfólios do período subsequente de 1999 até 2002. O processo de estimação dos betas do mercado se repetiu seis vezes até a obtenção total de 108 estimações que foi de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Ainda, em relação ao beta, foi estimado para cada ação, usando 24 e 60 meses do retorno passado das ações das bolsas analisadas. Seguindo Fama e French (1992), foram criados 7 portfólios, e computou-se o retorno de cada um deles para os 12 meses seguintes. Foi repetido esse procedimento para cada ano analisado. Criou-se

uma série temporal do retorno mensal para cada um dos 7 portfólios. O modelo para os momentos é estimado usando o método dos momentos generalizado.

Utilizou-se o valor médio de cada um dos coeficientes para determinar a sua significância. Os portfólios foram sendo rebalanceados anualmente. De acordo com Fama e MacBeth (1974) esses portfólios eram rebalanceados período por período até que a estimação dos betas atingisse o total de estimações de todo período analisado. Todas as ações receberam o mesmo peso dentro de cada portfólio. Já a escolha das ações se deu levando em conta o critério da liquidez e utilizando apenas ações sobreviventes isto, é, ações de empresas que permaneceram cotadas na Bolsa de Valores de São Paulo durante todo período de análise do estudo. Fama (1988) mostra que essa construção apesar de arbitrária é comum na literatura de testes empíricos. Apesar de Fama e French (1992) e Jagannathan e Wang (1996) não usarem ações de bancos em suas amostras, optou-se pelo uso destas ações, já, que testes de versões do modelo CAPM no Brasil já utilizam essas ações. Ribenboim (2002).

Utilizando esta mesma metodologia foram criados sete portfólios, para o mercado brasileiro, contendo cinco ações do Ibovespa no período de jan/94 até dez/02 totalizando 108 observações. Para os mercados argentino e chileno foram criados cinco portfólios, contendo cinco ações da bolsa de valores da Argentina (Merval) e da bolsa de valores do Chile (IPSE) respectivamente. O período analisado foi de jan/94 até dez/02 totalizando 108 observações.

No mercado brasileiro o primeiro portfolio foi composto pelas seguintes ações: Petrobrás, Brasil Telecom, Vale do Rio Doce, Acesita e Aracruz. O segundo foi composto por ações da Belgo Mineira, Ambev, Sadia, Perdigão e Chapecó. O terceiro por ações da Adubo Trevo, Alpargatas, Bardella, Bic Calloi e Bombril. O quarto portfolio foi composto por ações do Itaubanco, Unibanco, Banespa Banestado e Besc. O quinto portfolio foi composto por ações da Brasmotor, Weg, Votorantim, Varig e Cemig. O sexto portfolio foi composto por ações da Pirelli pneus, Ripasa, Santista têxtil, Sid Tubarão e Suzano. E finalmente, o sétimo portfolio composto por ações da Teka, Telemar, Transbrasil, Tupy e Marcopolo, todas elas preferenciais.

No mercado chileno o primeiro portfolio foi composto por ações da Ventanas, Viconto, Volcan, Zofri e Almendros A. O segundo portfolio foi composto por ações da Andina A, AndinaB, Antarchile A, Banco Edwards e Banmedica. O terceiro portfolio foi composto por ações da Bata, Besalco, Campos, Cadena e Endesa. O quarto portfolio foi composto por ações da Cochrane, San Pedro, Santa Isabel, Satander e Sipsa. E finalmente, o quinto portfolio foi composto por ações da Carozzi, Cb Capitales, Chirpados A, Cap, Carolina A.

No mercado argentino o primeiro portfolio foi composto por ações da Acindar, Aluar, Mirgor, Morixe, e Nortel Inversora. O segundo portfolio foi composto por ações da Patagônia, Perkins, Rigolleau, Telecon e YPF. O terceiro portfolio foi composto por ações da Renault Arg, Francês Bco, Fiplasto, Tel Arg e Bansud. O quarto portfolio foi composto por ações da Atanor, Gpo Fin Galicia,

San Miguel, Ferrum e Molinas Rio. E finalmente, o quinto portfolio foi composto por ações da Cresud, Decker, Sevel, Tenaris e Indupa.

Ribenboim (2002) mostra que alguns testes existentes na literatura demonstram que a utilização de uma *proxy* de mercado que contenha grande parte do volume transacionado, como é o caso do Ibovespa, não ocasiona perdas significativas no teste do modelo.

Schor, Bonomo e Pereira (1998) desenvolveram em seu trabalho uma *proxy* que representa a produção industrial no Brasil. A variável foi desenvolvida utilizando a diferença entre a previsão no início e do fim do período para a taxa de crescimento da produção industrial no período de referência.

Para representar a variável prêmio neste trabalho foram desenvolvidas *proxies* baseadas em *spreads* que são mais significativos para o modelo analisado.

Ressalta-se que foram selecionadas variáveis que representam, de forma mais real, a situação macroeconômica no Brasil, Argentina e Chile e, para isso, foi substituído a variável *labor* pela variável PIB do mercado mensal (Brasil) e PIB mensal (Argentina e Chile) e a variável prêmio pelo *spread* entre as taxas de operações de depósitos interfinanceiros (CDI) da CETIP e a taxa de juros Selic para o mercado brasileiro. Para o mercado argentino o prêmio foi dado pelo *spread* entre a taxa de juros sobre empréstimos ao setor privado e a taxa de juros básica da economia. E para o mercado chileno utilizou-se o *spread* entre a taxa

de juros de linha de crédito para o setor secundário e a taxa de juros básica da economia. Utilizou-se para a escolha dessas variáveis procedimentos semelhantes aos utilizados por Jagannathan e Wang (1996) procurando dar mais realismo ao modelo. A seguir são apresentados os resultados encontrados para o mercado brasileiro, chileno e argentino.

CAPÍTULO V

RESULTADOS OBTIDOS PARA O CAPM CONDICIONAL NO BRASIL ARGENTINA E CHILE

A seção 5.1 fala sobre os resultados obtidos para o mercado brasileiro. A seção 5.2 mostra os resultados obtidos para o mercado argentino. A seção 5.3 traz os resultados obtidos para o mercado chileno. E finalmente, a seção 5.4 mostra a comparação dos resultados.

5.1. RESULTADOS OBTIDOS PARA O MERCADO BRASILEIRO

TABELA 5.1.1: CAPM ESTÁTICO SEM CAPITAL HUMANO (BRASIL)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos sete portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado brasileiro o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa da CETIP e a taxa SELIC. Já o capital humano é representado pelo PIB de mercado. A *proxy* de mercado será o Ibovespa. A equação que está sendo estimada para o mercado brasileiro é a seguinte:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{ibov} b + c_{premio} b + c_{pib.mer} b$$

Coefficientes:	C ₀	C _{ibov}	C _{premio}	C _{pib mer}	C _{size}	R-square
Estimate:	-2,67	1,25				8,49
t-value:	-0,76	0,17				
p-value:	0,00	0,00				
Correção -t:	-0,19	0,08				
Correção- p:	0,00	0,00				
Estimate:	-0,88	0,44			0,61	42,10
t-value:	-0,24	0,06			3,29	
p-value:	0,00	0,00			0,00	
Correção -t:	-0,14	0,05			2,97	
Correção -p:	0,00	0,00			0,00	

Os resultados presentes na tabela 5.1.1 acima mostram que o *t value* para o C_{ibov} é 0,17. O R^2 da regressão é de somente 8,49%. Isto quer dizer que a variação *cross-sectional* média dos retornos ainda não é bem explicada quando utilizamos o CAPM estático sem a inclusão do PIB de mercado no caso brasileiro.

O modelo de correção de erros para estimação não é significativo. Após a correção dos erros, que trata o termo de erro do modelo podendo usar este termo para ligar o comportamento das variáveis no curto prazo com seu valor no longo prazo, ou seja, é um meio de reconciliar o comportamento no curto prazo de uma variável com seu comportamento no longo prazo. Conclui-se então, que o C_{ibov} não é significativamente diferente de zero. Quando é introduzida a variável *size* no modelo, encontramos para o C_{size} um *t-value* de 3,29 e o R^2 sobe para 42,10%.

Apesar do aumento do R^2 e do fato do modelo não apresentar nenhuma mudança significativa após a correção dos erros, o modelo parece inconsistente (por que mesmo após da inclusão da variável *size*, para o mercado brasileiro este parece não ser influenciado por esta devido o modelo estático não captar o efeito dessa variável). A análise do mercado brasileiro parece caminhar para uma conclusão semelhante ao mercado norte-americano.

TABELA 5.1.2: CAPM CONDICIONAL SEM CAPITAL HUMANO (BRASIL)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos sete portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado brasileiro o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa da CETIP e a taxa SELIC. Já o capital humano é representado pelo PIB de mercado. A *proxy* de mercado será o Ibovespa. A equação que está sendo estimada para o mercado brasileiro é a seguinte:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{ibov} b + c_{premio} b + c_{pib.mer} b$$

Coefficientes:	C ₀	C _{ibov}	C _{premio}	C _{pib mer}	C _{size}	R-square
Estimate:	-2,67	-1,09	-4,74			9,82
t-value:	-0,74	-0,05	-0,52			
p-value:	0,00	0,00	0,00			
Correção -t:	-0,17	-0,02	-0,36			
Correção -p:	0,00	0,01	0,00			
Estimate:	-0,87	0,56	0,53		0,61	42,90
t-value:	-0,20	0,02	0,33		3,03	
p-value:	0,00	0,08	0,32		0,00	
Correção-t:	-0,14	0,01	0,16		2,68	
Correção-p:	0,00	0,05	0,51		0,00	

Os resultados presentes na tabela 5.1.2 acima mostram que o valor estimado para o C_{premio} , não é significativamente diferente de zero. O *t-value* para C_{premio} é de $-0,52$. O R^2 é de somente 9,82%. Nota-se que o R^2 é similar ao resultado encontrado no modelo anterior.

Quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para C_{premio} é de $-0,36$. Quando a variável *size* é adicionada ao modelo o *t-value* para C_{size} é de 3,03. Quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para o C_{size} cai para 2,68, e o R^2 sobe para 42,90%.

Verifica-se que o valor do R^2 se manteve em 42,90% (valor muito parecido com o encontrado no CAPM estático) e o valor estimado para a variável C_{premio} , depois de corrigido os erros, se tornou significativamente diferente de zero, fatos estes que podem ser explicados pela não inclusão do PIB de mercado. Assim mesmo, o modelo condicional parece ser mais eficaz para explicar a variação *cross-sectional* média dos retornos no mercado brasileiro.

TABELA 5.1.3: CAPM CONDICIONAL COM CAPITAL HUMANO (BRASIL).

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos sete portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado brasileiro o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa da CETIP e a taxa SELIC. Já o capital humano é representado pelo PIB de mercado. A *proxy* de mercado será o Ibovespa. A equação que está sendo estimada para o mercado brasileiro é a seguinte:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{ibov} b + c_{premio} b + c_{pib.mer} b$$

Coeficientes:	C ₀	C _{ibov}	C _{premio}	C _{pib mer}	C _{size}	R-square
Estimate:	-3,01	4,67	3,89	-0,59		11,76
t-value:	-0,78	0,12	-0,16	-0,21		
p-value:	0,00	0,00	0,00	0,00		
Correção -t:	-0,1	0,01	-0,09	-0,03		
Correção-p:	0,00	0,04	0,10	0,02		
Estimate:	-0,85	13,25	2,86	-1,28	0,69	51,59
t-value:	-0,2	0,33	0,18	-0,44	2,62	

p-value:	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Correção-t:	-0,01	0,02	0,10	-0,03	0,21
Correção-p:	0,04	0,02	0,85	0,01	0,00

Os resultados presentes na tabela 5.1.3 acima mostram que o valor estimado para o $C_{pib.mer}$, usando a metodologia de Fama-MacBeth, não é significativamente diferente de zero. O *t-value* é de $-0,21$ e o R^2 é de 11,76%.

Entretanto, quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para $C_{pib.merr}$ cai para $-0,03$, o *p-value* vai para 0,02 e o coeficiente C_{premio} torna-se significativo. Quando a variável *size* é adicionada ao modelo, o *t-value* para o C_{size} é de 2,62, e o R^2 sobe para 51,59%.

Conclui-se que o CAPM condicional com a inclusão do PIB de mercado brasileiro parece se aproximar dos resultados obtidos no mercado americano. Conclui-se ainda que, apesar das variáveis C_{premio} e $C_{pib.mer}$ se tornarem significativamente diferentes de zero após a correção dos erros, a consistência do modelo não parece ter sido abalada.

TABELA 5.1.4: CAPM ESTÁTICO COM CAPITAL HUMANO (BRASIL).

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos sete portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado brasileiro o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa da CETIP e a taxa SELIC. Já o capital humano é representado pelo PIB de mercado. A *proxy* de mercado será o Ibovespa. A equação que está sendo estimada para o mercado brasileiro é a seguinte:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{ibov} b + c_{premio} b + c_{pib.mer} b$$

Coefficientes:	C ₀	C _{ibov}	C _{premio}	C _{pib mer}	C _{size}	R-square
Estimate:	-2,83	6,91		-0,62		10,75
t-value:	-0,79	0,30		-0,23		
p-value:	0,00	0,00		0,00		
Correção-t:	-0,09	0,03		-0,03		
Correção-p:	0,00	0,01		0,04		

Estimate:	-0,98	11,78	-1,25	0,68	50,83
t-value:	-0,26	0,49	-0,46	3,29	
p-value:	0,00	0,00	0,00	0,00	
Correção-t:	-0,02	0,03	-0,03	0,28	
Correção-p:	0,02	0,01	0,05	0,00	

Os resultados presentes na tabela 5.1.4 acima mostram que o valor estimado para o $C_{pib.merr}$, usando a metodologia de Fama-MacBeth, não é significativamente diferente de zero. O *t-value* é de $-0,23$. O R^2 é de apenas 10,75%. Após a correção dos erros conclui-se que o $C_{pib.mer}$ se torna significativamente diferente de zero ao contrário do mercado norte-americano.

Quando introduzirmos a variável *size* o *t-value* é de 3,29 e o R^2 sobe para 50,83%. Apesar do elevado R^2 o modelo não é consistente. É necessário permitir que o beta varie no tempo para explicar o retorno *cross-sectional* esperado dos mercados.

5.2. RESULTADOS OBTIDOS PARA O MERCADO ARGENTINO

TABELA 5.2.1: CAPM ESTÁTICO SEM CAPITAL HUMANO (ARGENTINA)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado argentino o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros sobre empréstimos ao setor privado e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB argentino. A *proxy* de mercado será o índice Merval. A equação que está sendo estimada para o mercado argentino é a seguinte: $E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{merval} b + c_{premio} b + c_{pib} b$

Coefficientes:	C_0	C_{merval}	C_{premio}	C_{PIB}	C_{size}	R-square
Estimate:	0,28	1,17				5,40
t-value:	1,45	-1,34				
p-value:	0,00	54,00				
Correção-t:	2,18	-1,24				

Correção-p:	0,00	55,00		
Estimate:	0,80	1,67	-1,74	46,60
t-value:	2,20	2,13	-3,45	
p-value:	0,00	45,13	0,70	
Correção-t:	2,13	1,12	-2,30	
Correção-p:	0,00	47,70	2,17	

Os resultados presentes na tabela 5.2.1 acima mostram que o *t value* para o C_{Merval} é -1,34 que corresponde a um *p value* de 54%. O R^2 da regressão é de somente 5,40%. Isto quer dizer que a variação *cross-sectional* média dos retornos não é bem explicada quando utilizamos o CAPM estático sem a inclusão do capital humano para o mercado argentino.

O modelo de correção de erros não é significativo. Após a correção dos erros, conclui-se que o C_{Merval} não é significativamente diferente de zero. Quando é introduzida a variável *size* no modelo, encontramos para o C_{size} um *t-value* de -3,45 e o correspondente *p-value* de 0,70%. O R^2 sobe para 46,60%.

Esta abrupta mudança devido à introdução do *size* sugere que esta especificação convencional do CAPM é inconsistente com os dados. Tal inconsistência é em parte explicada, uma vez que o modelo não consegue captar o efeito dinâmico do beta ao longo do tempo.

TABELA 5.2.2: CAPM CONDICIONAL SEM CAPITAL HUMANO (ARGENTINA)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado argentino o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros sobre empréstimos ao setor privado e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB argentino. A *proxy* de mercado será o índice Merval. A equação que está sendo estimada para o mercado argentino é a seguinte: $E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{merval} b + c_{premio} b + c_{pib} b$

Coeficientes:	C ₀	C _{Merval}	C _{premio}	C _{PIB}	C _{size}	R-square
Estimate:	1,56	1,31	1,46			15,50
t-value:	1,77	1,83	2,70			
p-value:	0,30	20,30	0,30			
Correção-t:	1,13	1.34	1,78			

Correção-p:	4,50	28,13	0,40		
Estimate:	0,85	0,70	0,80	-1,20	52,70
t-value:	2,90	-2,30	1,20	-2,03	
p-value:	0,00	18,19	0,80	3,45	
Correção-t:	2,50	-0,80	1,10	-2,30	
Correção-p:	0.10	14,53	0,96	4,70	

Os resultados presentes na tabela 5.2.2 acima mostram que o valor estimado para o C_{premio} , usando a metodologia de Fama-MacBeth, é significativamente diferente de zero. O *t-value* para C_{premio} é de 2,70 com o *p-value* de 0.30%. O R^2 é de 15,50%. Nota-se um substancial aumento do R^2 se comparado com o modelo visto anteriormente.

Quando se introduz o modelo de correção de erros, o *t-value* para C_{premio} é de 1,78 e o *p-value* vai para 0,40%. Quando a variável *size* é adicionada ao modelo, o *t-value* para C_{size} é de -2,03 com o *p-value* de 3,45%. Quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para o C_{size} cai para -2,30 e o *p-value* vai para 4,70%. O R^2 sobe para 52,70%.

Apesar da variável *size* apresentar também alguns efeitos no modelo, nota-se que eles são muito mais fracos do que no modelo anterior.

A análise acima indica que o CAPM condicional, mesmo sem a inclusão do capital humano, consegue explicar de forma mais eficaz a variação *cross-sectional* média dos retornos dos portfólios analisados.

TABELA 5.2.3: CAPM CONDICIONAL COM CAPITAL HUMANO (ARGENTINA)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado argentino o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros sobre empréstimos ao setor privado e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB argentino. A *proxy* de mercado será o índice Merval. A equação que está sendo estimada para o mercado argentino é a seguinte: $E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{merval} b + c_{premio} b + c_{pib} b$

Coeficientes:	C_0	C_{Merval}	C_{premio}	C_{PIB}	C_{size}	R-square
Estimate:	2,70	-2,45	1,14	1,20		25,70

t-value:	3,64	-2,70	2,12	1,91		
p-value:	0,10	14,97	0,00	3,70		
Correção-t:	2,14	-1,03	1,38	2,90		
Correção-p:	0,20	18,37	0,90	6,30		
Estimate:	2,76	-2,30	0,80	1,40	-1,09	56,73
t-value:	2,13	-0,98	4,70	3,45	-2,65	
p-value:	0,20	11,48	0,37	4,67	8,90	
Correção-t:	3,70	-2,09	5,89	3,94	-3,46	
Correção-p:	0,30	13,14	0,76	6,53	12,30	

Os resultados presentes na tabela 5.2.3 acima mostram que o valor estimado para o C_{PIB} usando a metodologia de Fama-MacBeth, é significativamente diferente de zero. O *t-value* é de 1,91 com o *p-value* de 3,70%. O R^2 sobe para 25,70%.

Entretanto, quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para C_{PIB} sobe para 2,90 e o *p-value* vai para 6,30% e o coeficiente C_{PIB} permanece significante.

Quando a variável *size* é adicionada ao modelo, o *t-value* para o C_{size} é de – 2,65 com *p-value* de 8,90% e R^2 de 56,73%. Chega-se a conclusão que a variável

size não consegue explicar o que não havia sido explicado no modelo com a inclusão do controle dos erros da amostra. Quando os erros são corrigidos, o *p-value* para o C_{size} torna-se ainda maior, reforçando essas conclusões muito semelhantes ao mercado norte-americano.

TABELA 5.2.4: CAPM ESTÁTICO COM CAPITAL HUMANO (ARGENTINA)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado argentino o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros sobre empréstimos ao setor privado e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB argentino. A *proxy* de mercado será o índice Merval. A equação que está sendo estimada para o mercado argentino é a seguinte: $E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{merval} b + c_{premio} b + c_{pib} b$

Coeficientes:	C_0	C_{Merval}	C_{premio}	C_{PIB}	C_{size}	R-square
---------------	-------	--------------	--------------	-----------	------------	----------

Estimate:	2,54	-1,28	1,35		16,50
t-value:	2,47	-1,45	3,78		
p-value:	0,00	25,56	2,14		
Correção-t:	3,83	-1,12	2,83		
Correção-p:	0,00	28,30	6,17		
Estimate:	3,89	-1,24	1,43	-1,12	53, 18
t-value:	7,64	-2,37	2,23	-3,46	
p-value:	0,00	16,48	11,35	4,76	
Correção-t:	8, 45	-1,85	2,21	-3,37	
Correção-p:	0,00	17,60	12,02	4,50	

Os resultados presentes na tabela 5.2.4 acima mostram que o valor estimado para o C_{PIB} , usando a metodologia de Fama-MacBeth, é significativamente diferente de zero. O *t-value* é de 3,78 com o *p-value* de 2,14%. O R^2 é de apenas 16,50%. Após a correção dos erros conclui-se que o C_{PIB} não é significativamente diferente de zero.

Quando introduzirmos a variável *size* o *t-value* é de -3,46 com *p-value* de 4,76. O R^2 sobe para 53,18%. A introdução da variável *size* parece não conseguir explicar aumento verificado no R^2 . Apesar do aumento do R^2 e dos resultados

serem coerentes com a literatura, o modelo não parece ser consistente com os dados e, assim, recomenda-se a introdução de novos parâmetros.

Com referência a introdução da variável capital humano, tanto no modelo condicional quanto no modelo estático, nota-se um aumento significativo do R^2 . Entretanto, verifica-se que o modelo condicional parece ser mais consistente, uma vez que consegue prever com mais eficiência a variação *cross-sectional* dos retornos dos portfólios analisados.

5.3. RESULTADOS OBTIDOS PARA O MERCADO CHILENO

TABELA 5.3.1: CAPM ESTÁTICO SEM CAPITAL HUMANO (CHILE)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado chileno o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros de linha de crédito para o setor secundário e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB

chileno. A *proxy* de mercado será o índice IPSE. A equação que está sendo estimada para o mercado chileno é a seguinte: $E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{IPSE} b + c_{premio} b + c_{pib} b$

Coefficientes:	C ₀	C _{IPSE}	C _{premio}	C _{PIB}	C _{size}	R-square
Estimate:	-3,34	2,56				6,30
t-value:	-1,84	1,34				
p-value:	0,00	0,00				
Correção-t:	-2,45	0,89				
Correção-p:	0,00	0,00				
Estimate:	-1,93	1,23			1,84	39,36
t-value:	-1,38	1,78			4,72	
p-value:	0,00	0,00			0,00	
Correção-t:	-1,12	1,74			3,45	
Correção-p:	0,00	0,00			0,00	

Os resultados presentes na tabela 5.3.1 acima mostram que o *t value* para o C_{IPSE} é 1,34. O R² da regressão é de somente 6,30%. Isto quer dizer que a variação *cross-sectional* média dos retornos para o mercado chileno ainda não é bem explicada quando utilizamos o CAPM estático sem a inclusão do PIB no caso chileno.

O modelo de correção de erros para estimação não é significativo. Após a correção dos erros, conclui-se que o C_{IPSE} não é significativamente diferente de zero. Quando é introduzida a variável *size* no modelo, encontramos para o C_{size} um *t-value* de 4,72 e o R^2 sobe para 39,36%.

Apesar do aumento do R^2 e do fato do modelo não apresentar nenhuma mudança significativa após a correção dos erros, o modelo parece inconsistente, mesmo após da inclusão da variável *size*. A análise do mercado chileno parece caminhar para uma conclusão semelhante ao mercado brasileiro.

TABELA 5.3.2: CAPM CONDICIONAL SEM CAPITAL HUMANO (CHILE)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994

até dezembro de 2002. Para o mercado chileno o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros de linha de crédito para o setor secundário e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB chileno. A *proxy* de mercado será o índice IPSE. A equação que está sendo estimada para o mercado chileno é a seguinte: $E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{IPSE} b + c_{premio} b + c_{pib} b$

Coefficientes:	C ₀	C _{IPSE}	C _{premio}	C _{PIB}	C _{size}	R-square
Estimate:	-3,74	-2,13	-5,47			8,45
t-value:	-1,18	-0,86	-0,90			
p-value:	0,10	0,08	0,00			
Correção-t:	-1,24	-1,02	-1,12			
Correção-p:	0,20	0,10	0,00			
Estimate:	-1,64	1,93	1,23		1,44	40,24
t-value:	-1,32	1,04	0,67		5,13	
p-value:	0,30	1,43	1,05		0,14	
Correção-t:	-1,18	0,89	0,53		4,23	
Correção-p:	0,40	0,97	0,93		0,08	

Os resultados presentes na tabela 5.3.2 acima mostram que o valor estimado para o C_{premio}, não é significativamente diferente de zero. O *t-value* para C_{premio} é de -0,90. O R² é de somente 8,45%. Nota-se que o R² é similar ao resultado encontrado no modelo anterior.

Quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para C_{premio} é de -1,12. Quando a variável *size* é adicionada ao modelo o *t-value* para C_{size} é de 5,13. Quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para o C_{size} cai para 4,23 e o R^2 sobe para 40,24%.

Verifica-se que o valor do R^2 foi de 40,24% (muito próximo do valor encontrado no CAPM estático) e o valor estimado para a variável C_{premio} , depois de corrigido os erros, se tornou significativamente diferente de zero, fatos estes que podem ser explicados pela não inclusão do PIB. Assim mesmo, o modelo condicional parece ser mais eficaz para explicar a variação *cross-sectional* média dos retornos no mercado chileno.

TABELA 5.3.3: CAPM CONDICIONAL COM CAPITAL HUMANO (CHILE)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância

residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro.

Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado chileno o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros de linha de crédito para o setor secundário e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB chileno. A *proxy* de mercado será o índice IPSE. A equação que está sendo estimada para o mercado chileno é a seguinte:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{IPSE} b + c_{premio} b + c_{pib} b$$

Coefficientes:	C ₀	C _{IPSE}	C _{premio}	C _{PIB}	C _{size}	R-square
Estimate:	-4,80	6,32	5,34	-1,25		10,10
t-value:	-1,97	1,44	-1,21	-1,03		
p-value:	0,43	0,10	0,00	0,40		
Correção-t:	-1,38	1,13	-0,97	-0,87		
Correção-p:	0,67	0,08	0,00	0,97		
Estimate:	-1,74	9,25	3,47	-2,75	1,32	49,20
t-value:	-0,90	0,95	1,06	-1,54	3,36	
p-value:	0,00	0,00	0,10	0,12	0,00	
Correção-t:	-0,34	0,47	0,93	-1,21	1,92	
Correção-p:	0,00	0,00	0,71	0,45	0,00	

Os resultados presentes na tabela 5.3.3 acima mostram que o valor estimado para o C_{PIB} , usando a metodologia de Fama-MacBeth, não é significativamente diferente de zero. O *t-value* é de $-1,03$ e o R^2 é de $10,10\%$.

Entretanto, quando se introduz o modelo de correção de erros o *t-value* para C_{PIB} cai para $-0,87$ o *p-value* vai para $0,97$ e o coeficiente C_{premio} torna-se significativo. Quando a variável *size* é adicionada ao modelo, o *t-value* para o C_{size} é de $3,36$ e o R^2 sobe para $49,20\%$.

Conclui-se que o CAPM condicional com a inclusão do PIB chileno parece se aproximar dos resultados obtidos no mercado brasileiro. Conclui-se ainda que, apesar das variáveis C_{premio} e C_{PIB} se tornarem significativamente diferentes de zero após a correção dos erros, a consistência do modelo não parece ter sido abalada.

TABELA 5.3.4: CAPM ESTÁTICO COM CAPITAL HUMANO (CHILE)

As regressões do modelo são estimadas usando a metodologia de Fama e MacBeth (1974). O modelo foi estimado usando o método generalizado dos momentos. Através da correção dos erros verificamos se a variância residual afete o preço dos ativos ou a taxa de retorno esperada e, baseado nos resultados, não existe uma indicação que os ativos com variância residual maior que a média produzam taxa de retorno maior que a média num período futuro. Foram construídos cinco portfólios com cinco ações em cada um deles. O período testado vai de janeiro de 1994 até dezembro de 2002. Para o mercado chileno o prêmio é representado pelo *spread* entre a taxa de juros de linha de crédito para o setor secundário e a taxa de juros básica da economia. Já o capital humano é representado pelo PIB chileno. A *proxy* de mercado será o índice IPSE. A equação que está sendo estimada para o mercado chileno é a seguinte: $E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{IPSE} b + c_{premio} b + c_{pib} b$

Coefficientes:	C ₀	C _{IPSE}	C _{premio}	C _{PIB}	C _{size}	R-square
Estimate:	-3,70	7,54		-1,45		11,13
t-value:	-1,67	1,38		-1,07		
p-value:	0,10	0,08		0,17		
Correção-t:	-1,13	0,97		-0,85		
Correção-p:	0,18	0,12		0,22		
Estimate:	-1,76	8,93		-2,38	1,46	51,45
t-value:	-1,04	1,32		-1,18	4,74	
p-value:	0,19	0,00		0,25	0,00	
Correção-t:	-0,76	1,02		-0,93	3,14	
Correção-p:	0,23	0,00		0,32	0,00	

Os resultados presentes na tabela 5.3.4 acima mostram que o valor estimado para o C_{PIB} , usando a metodologia de Fama-MacBeth, não é significativamente diferente de zero. O *t-value* é de $-1,07$. O R^2 é de apenas 11,13%. Após a correção dos erros conclui-se que o C_{PIB} se torna significativamente diferente de zero ao contrário do mercado norte-americano e argentino e semelhante ao mercado brasileiro.

Quando introduzirmos a variável *size* o *t-value* é de 4,74 e o R^2 sobe para 51,45%. Apesar do elevado R^2 o modelo não parece substancial. É necessário permitir que o beta varie no tempo para explicar o retorno *cross-sectional* esperado dos mercados.

5.4. COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS

Verifica-se que o CAPM estático, sem a inclusão da variável capital humano, parece não explicar satisfatoriamente o retorno *cross-sectional* esperado dos mercados analisados.

Após a inclusão da variável *size*, o R^2 de todos modelos tem uma abrupta mudança. Apesar deste fato e dos resultados encontrados serem coerentes com a literatura, conclui-se que o modelo para os países analisados parece inconsistente por não apresentar nenhuma mudança nos parâmetros ao longo do tempo.

Este modelo parece não representar satisfatoriamente a realidade de cada economia. Primeiramente, porque sabemos que o ciclo de negócios é dinâmico em qualquer economia e o modelo analisado acima não contempla este fato. Segundo, porque a *proxy* de mercado, por si só, não é suficiente para representar uma economia seja ela qual for.

Conclui-se então, que este modelo deve ser aperfeiçoado com a inclusão de novas variáveis que consiga representar bem qualquer que seja o mercado.

Entretanto não devemos desprezar o CAPM estático, pois, ele é capaz de explicar o mercado para um determinado espaço de tempo.

Em relação ao CAPM condicional, sem a inclusão da variável capital humano, podemos constatar que, no caso brasileiro e chileno, o valor estimado para o C_{premio} não é significativamente diferente de zero enquanto que no caso norte-americano e argentino é significativamente diferente de zero.

Entretanto quando se introduz o modelo de correção dos erros a variável C_{premio} torna-se significativamente diferente de zero para o caso brasileiro e chileno. No caso norte-americano e argentino, mesmo após a adoção do modelo de correção de erros, a variável C_{premio} se mantém significativamente diferente de zero. Isto significa que o prêmio de risco influencia demasiadamente o mercado analisado.

Quando a variável *size* é adicionada ao modelo o R^2 sobe proporcionalmente para os dados brasileiros e chilenos. Para os dados norte-americanos e argentinos quando é incluída a variável *size* o R^2 sobe de forma menos significativa.

Conclui-se que quando a variável *size* é adicionada aos modelos seus R^2 sofrem um aumento considerável, apesar da variável *size* apresentar alguns efeitos no modelo. Isto quer dizer que o CAPM condicional, mesmo sem a inclusão do capital humano, consegue explicar de forma mais eficaz a variação *cross-sectional* média dos retornos dos portfólios analisados. Isto acontece porque a variável *size* ou efeito tamanho influencia muito o mercado brasileiro e chileno.

Em relação ao modelo dinâmico podemos concluir que, sem dúvida alguma, o poder de explicação do modelo aumenta muito, seja para qualquer um dos casos analisados.

O modelo parece conseguir captar o efeito dinâmico da economia. Introduzindo a variável *size* os modelos têm um aumento considerável em seus R^2 , mas nota-se que esta variável parece ser mais significativa no mercado brasileiro e chileno devido provavelmente às diferenças encontradas nas composições de ações desses mercados.

No CAPM condicional, quando é incluído o capital humano para o caso brasileiro, nota-se uma pequena variação no R^2 que sobe, mas o $C_{\text{pib.mer}}$ não é significativamente diferente de zero.

No mercado chileno o C_{PIB} não é significativamente diferente de zero, já no mercado argentino este é significativamente diferente de zero.

Entretanto, quando usamos o modelo de correção de erros o $C_{\text{pib.mer/PIB}}$ torna-se significativa para o mercado brasileiro e chileno. Já para o caso norte-americano e argentino o $C_{\text{labor/PIB}}$ é significativamente diferente de zero. Quando introduzimos o modelo de correção de erros o $C_{\text{labor/PIB}}$ permanece significativa para os mercados norte-americano e argentino.

Quando a variável *size* é adicionada aos mercados o R^2 , para o mercado brasileiro e chileno sobe numa proporção maior do que no mercado norte-

americano e argentino. Conclui-se que com a inclusão da variável *size* o R^2 para o mercado brasileiro e chileno sobe proporcionalmente mais do que para o mercado norte-americano e argentino.

O CAPM estático, quando incluída a variável capital humano parece ter um comportamento muito parecido entre o mercado norte-americano e argentino. Esta semelhança também é verificada entre o mercado brasileiro e chileno, mostrando claramente que o capital humano no mercado norte-americano e argentino tem uma relação diferenciada do mercado brasileiro e chileno.

Apesar dos R^2 elevados o modelo não é substancial. É necessário permitir que o beta varie no tempo para explicar o retorno cross-sectional esperado dos mercados.

Seguindo essa linha, Bonomo e Garcia (2002) mostram que muitos estudos de apreçamento de ativos nos mercados de ações norte-americanas (por exemplo, Ferson e Harvey, 1991) têm mostrado que é essencial permitir que os momentos variem com o tempo, uma vez que há evidências de que tanto os betas quanto o preço do risco variam no tempo. Isso é ainda mais essencial em mercados emergentes, onde rápidas e importantes mudanças nas condições políticas e econômicas podem causar consideráveis variações nos fatores.

Apesar de reforçar as diferenças entre a variável capital humano, esse modelo apresenta R^2 elevado para todos os mercados, não verificando as

relações dos parâmetros ao longo do tempo e, como consequência, sendo carente de informações que expliquem melhor o mercado, seja qual for.

Bonomo (2002) mostra que ao adicionar outros fatores de risco comuns aos ativos, as variáveis macroeconômicas aparecem como candidatas naturais. Além disso, um modelo de risco baseado em variáveis macroeconômicas permite a investidores com opiniões diferentes da média em relação à evolução futura das variáveis macroeconômicas fazer suas apostas correspondentes em termo de carteiras de ações.

Finalmente conclui-se que o CAPM condicional de Jagannathan e Wang (1996) para o mercado norte-americano é perfeitamente aplicável aos mercados brasileiro, argentino e chileno. Os resultados encontrados acima para os mercados nos permitem diferenciar e também identificar algumas características próprias de cada um deles. Isto se torna uma importante ferramenta para o investidor potencial desses países, já que são encontradas diferenças no comportamento dos mercados analisados.

CAPÍTULO VI

CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho teve como objetivo aplicar o modelo CAPM condicional de Jagannathan e Wang (1996) no mercado brasileiro, argentino e chileno.

O aprimoramento do CAPM estático, dando origem a novos modelos dinâmicos, traz maior segurança para o investidor ao longo do ciclo de negócios. O CAPM mostra que o risco de um ativo financeiro é bem representado pelo coeficiente beta que mede a adequação de um título ao mercado.

Este coeficiente do modelo de mercado representa a influência do risco sistemático no retorno dos portfólios, daí a importância de suas estimativas. O coeficiente beta pode ser visto como uma medida de volatilidade relativa dos retornos de um portfólio em relação ao mercado.

Entretanto, a abordagem do CAPM estático apresenta problemas, sendo um dos principais a determinação dos parâmetros, ou coeficientes de regressão, que é realizada como se estes não se alterassem no tempo.

Deve-se esperar mudanças nas características fundamentais de uma empresa, assim como no ambiente macroeconômico, com isto não se pode supor que o risco sistemático se mantenha estável.

Muitos trabalhos empíricos têm examinado a versão condicional do CAPM com o intuito de explicar satisfatoriamente a variação *cross-sectional* do retorno médio de portfólios. A aplicação desta ferramenta para o mercado brasileiro, argentino e chileno permite um acréscimo de informação para a tomada de decisão no mercado financeiro.

Os resultados empíricos do modelo CAPM condicional, com dados da economia americana, nos permitiu contemplar um campo para testes similares com série de dados do mercado brasileiro chileno e argentino.

Para comprovar tal fato foram construídos sete portfólios contendo cinco ações para o mercado brasileiro. Para o mercado argentino foram construídos cinco portfólios contendo cinco ações para cada um dos portfólios. E finalmente, para o mercado chileno também foram construídos cinco portfólios contendo cinco ações para cada um dos portfólios. As ações foram retiradas da Bolsa de Valores de São Paulo, Argentina e Chile através do Economática. O período analisado foi de 1994/1 até 2002/12, totalizando 108 observações. As demais variáveis macroeconômicas brasileiras foram retiradas do IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas). Já as variáveis macroeconômicas argentinas e chilenas foram retiradas dos bancos centrais dos respectivos países.

De modo geral, os resultados obtidos para o mercado brasileiro chileno e argentino são similares aos resultados obtidos para a economia americana. É importante observar que os resultados devem ser analisados com cuidado, devido ao tamanho da amostra utilizada. Pode-se estar aceitando o modelo no período analisado e ter que rejeitá-lo numa amostra mais longa.

Ressalta-se que, apesar dos resultados similares, algumas diferenças são observadas. No caso brasileiro e chileno, o $C_{\text{pib.mer/PIB}}$ parece influenciar menos no modelo. Ainda em relação ao mercado brasileiro e chileno, a variável *size* (volume) apresenta uma influência significativa. Já no caso norte-americano e argentino a variável $C_{\text{Labor/PIB}}$ parece influenciar mais no modelo.

Diferentemente do mercado norte-americano e argentino, o mercado brasileiro e chileno, tem relação crescente entre os retornos médios dos portfólios e o tamanho, tendo o portfólio de tamanho maior retorno substancialmente mais alto.

O método utilizado neste trabalho teve por finalidade estimar um modelo de regressão baseado em testes *cross-sectional*, conduzidos a partir da regressão com retornos esperados condicionais e betas condicionais através de um método semelhante ao de Fama e MacBeth (1974) e Jagannathan e Wang (1996), já citados acima.

Utilizou-se também o Método Generalizado dos Momentos (GMM) para estimar o modelo econométrico. Esse método de estimação é o que gera

coeficientes mais robustos estatisticamente, uma vez que não requer a hipótese normal de probabilidade dos retornos.

Levando em conta as hipóteses levantadas, encontramos duas grandes dificuldades no exame do CAPM estático. Primeiro, que o mundo real é dinâmico e não estático e, segundo, que o retorno agregado dos mercados não podem ser observados.

Entretanto, a *performance* substancialmente melhor do modelo condicional requer alguns cuidados na sua interpretação. Um importante aspecto é que, devemos levar em conta diz respeito ao tamanho da amostra utilizada. Ribenboim (2002) mostra que a literatura existente sobre os testes do modelo CAPM mostra que o ideal é ter uma amostra que nos permita algumas subdivisões em períodos de dez anos. Campbell (1993) mostra que é razoável concluir que os desvios do modelo CAPM são mais importantes em alguns períodos do que em outros. Apesar das ressalvas acima, chegou-se a conclusão que o modelo condicional de Jagannathan e Wang (1996), com algumas adaptações, é capaz de explicar de forma mais satisfatória a variação *cross-sectional* dos retornos dos portfólios analisados.

Bonomo e Garcia (2002) mostram que o CAPM condicional tem maior aderência aos dados, capturando melhor a dinâmica das medidas de risco e dos retornos esperados. A utilização do CAPM condicional no mercado de ações

brasileiro, argentino e chileno deverá proporcionar mais um instrumento de gerenciamento de carteiras de ativos.

Entretanto, Bonomo (2002) mostra que os fatores macroeconômicos, embora relevantes para explicar o risco, têm sido irrelevantes para explicar o preço das ações nos mercados sul-americanos. Assim, recomenda-se a elaboração de mais testes com diferentes variáveis macroeconômicas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANSAL, RAVI. S. VISWANAYHAN. No arbitrage pricing: A new approach. **Journal of Finance**. vol.48, pp.1231-1262,1993.

BANZ, Rolf W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**. vol.9, pp 3-18, 1981

BASU, Sanjoy. The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence. **Journal of Financial Economics**. vol.12, pp 51-74, 1983.

BERK, Jonathan B. A critique of size-related anomalies. **Review of Financial Studies**. Vol.8, pp 275-286, 1995.

BERNSTEIN, P. DAMODARAN A. **Administração de Investimentos**. Bookman. Porto Alegre,2000.

BERNANKE, Ben S. On the predictive power of interest rates and interest rates spreads. **New England Economic Review (Federal Reserve Bank of Boston, Nov./Dec.)**, pp. 51-68, 1990.

BHANDARI, LAXMI Chand. Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. **Journal of Finance**. vol.43, pp.507-528, 1998.

BLACK, FISCHER. Beta and return. **Journal of Portfolio Management**. Vol. 20, pp. 8-18. 1993.

BLACK, FISCHER. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**. vol.45, pp.444-455, 1972.

BLACK, FISCHER, Michael C. JENSEN, Myron Scholes. The capital asset pricing model: Some empirical tests, in Michael Jensen. **Studies in the Theory of Capital Markets**. pp.79-121, 1972.

BODIE, Z. KANE, A. MARCUS. J.A. **Fundamentos de Investimentos**. Bookman. Porto Alegre, 2000.

BODURTHA, James N., Jr., and Nelson C. MARK. Testing the CAPM with time-varying risks and returns. **Journal of Finance**. vol.46, pp.1485-1505, 1991.

BOLLERSLEV, Tim, Robert F. ENGLE, and Jeffrey M. WOOLDRIDGE. A capital asset pricing model with time varying covariances. **Journal of Political Economy**. vol.96, pp.116-131, 1988.

BONOMO, Marco. **Finanças Aplicadas ao Brasil**. pp.12-15 São Paulo: FGV editora, 2002.

BREEN, William J., Larry R. GLOSTEN, and Ravi JAGANNATHAN. Economic significance of predictable variations in stock index returns. **Journal of Finance**. vol.44, pp.1177-1190, 1989.

BREEN, William J., and Robert A. Korajczyk. On selection biases in book-to-market based tests of asset pricing models. **Working paper**. N. 167, Northwestern University, 1994.

CAMPBELL, John Y. A Defense of Traditional Hypotheses about the term Structure of interest rates. **Journal of Finance**. Vol.41. pp. 183-193, 1986.

CAMPBELL, John Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. **American Economic Review**. vol.83 pp. 487-512, 1993.

CERETTA, Paulo S. Investigando a Presença do Caos no Ibovespa. **Revista Eletrônica de Administração UFRGS**. N.29, 2000.

CHAN, K.C., Nai-fu CHEN, and David A. HSIEH. An exploratory investigation of the firm size effect. **Journal of Financial Economics**. vol.14, pp.451-471, 1985.

CHEN, Nai-Fu, Richard ROLL, and Stephen A. ROSS. Economic forces and the stock market. **Journal of Business**. vol.59, pp.383-404, 1986.

COCHRANE, John H. A cross-sectional test of a production based asset pricing model. **Working Paper**. N 4025, NBER, 1992.

CONNOR, Gregory, and Robert A. KORAJCZYK. Risk and return in a equilibrium APT: Application of a new test methodology. **Journal of Financial Economics**. vol.21, pp.255-289, 1988.

COSTA Jr., N.C.A.da. Será que beta ainda é válido para explicar as variações nas rentabilidades médias das ações? **20º Encontro Anual da Associação Nacional dos Programas de Pós-graduação em Administração**. Finanças: pp-335-348, 1996.

DANIEL, Kent, and Sheridan TITMAN. Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns, **Manuscript, University of Chicago**, 1995.

DAVIS, James L. The cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence. **Journal of Finance**. Vol.49, pp 1579-1593. 1994.

DIAS, Gimenez, JAVIER, Edward, C. Prescott, TERRY Fitzgerald, and ALVAREZ, Fernando. Banking in computable general equilibrium economics. **Journal of Economic Dynamics and Control**. Vol.16, 533-559, 1992.

DOMINGUES, Gabriela. Estimação de um Modelo Intertemporal de Preços de Ativos e Consumo para o Brasil 1986/98. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, n 763, 2000.

DYBVIG, P. H, and J. E. INGERSOLL, Jr. Mean-variance theory in capital markets, **Journal of Bussiness**. vol. 55, pp. 233-251, 1982.

ENGEL, C. & Rodrigues, A. P. **Tests of international CAPM with time-varying covariances**. pp. 119-389, 1989.

FAMA, Eugene. The behavior of stock market prices. **Journal of Business**, vol.38, pp.34-105, 1965

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets. **Journal of Finance**. Vol. 25, pp.383-417, 1970.

FAMA, Eugene F., and Kenneth R. French. Business conditions and the expected returns on bonds and stocks. **Journal of Financial Economics**. vol.25, pp.23-50, 1989.

FAMA, Eugene F., and Kenneth R. French. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**. Vol.47, pp. 427-466, 1992.

FAMA, Eugene F., and Kenneth R. French. Common risk factors in the returns on bonds and stocks. **Journal of Financial Economics**. vol.33, pp3-56, 1993.

FAMA, Eugene F, and James D. MacBeth. Risk, return and equilibrium. Empirical tests. **Journal of Political Economy**. vol.81, pp. 607-636, 1973.

FAMA, Eugene F, and James D. MacBeth. Tests of The Multiperiod Two-Parameter Model. **Journal of Financial Economics**. vol. 1, pp. 43-66, 1974.

FAMA, Eugene F, and SCHWERT, William. Human Capital and Capital Market Equilibrium. **Journal of Financial Economics**. 1977.

FERSON, W. E. HARVEY, C. R. The variation of economic risk premiums. **Journal of Political Economy**. 99: 385-415, 1991.

FERSON, Wayne E, and Campbell R. Harvey. The risk and predictability of International equity returns. **Review of Financial Studies**. Vol.6, pp 527-566, 1993.

GALDÃO, Almir. FAMÁ, Rubens. Avaliação da Eficiência na precificação de ações negociadas no Brasil, por teste de volatilidade. **Revista de Administração**. Vol.33, n.2, pp 60-68, abril/junho 1998.

GIBBONS, Michael R. Multivariate tests of financial models: A new approach. **Journal of Financial Economics**. vol.10, pp.3-27, 1982.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. MacMillan, 1990

HANSEN, Lars Peter, and Kenneth Singleton. Generalized instrumental variables estimation in nonlinear rational expectations models. **Econometrica**. vol.50,pp.1269-1286, 1982.

HAMILTON, James D. **Time series analysis**. Princeton, 1994

HAUGEN, R. A. **Modern Investment**. 3. ed. New Jersey: Prentice – Hall, 1993. cap.8: Empirical Tests of the capital asset pricing model.

- HAUGEN, R.A **Modern Investment Theory**. New Jersey: Prentice – Hall, 1986.
- HARVEY, Campbell R. Time-varying conditional covariaces in tests of asset pricing models, **Journal of Financial Economics**. vol.24, pp.289-318, 1989.
- HARRISON,P.J., WEST, M., **Bayesian Forecasting and Dynamic Models**. New York, Springer-Verlag, 1989
- HODRICK, Robert. TAT-CHEE NG, David and SENGMUELLER Paul. An International Dynamic Asset Pricing Model. **International Monetary Fund**, May, 1999.
- INGERSOLL, J. Theory of financial decision making. **Totowa, N.J., Rowman & Littlefield**, 1987
- ISSLER, V, João. PIQUEIRA, S, Natália. Aversão ao risco, taxa de desconto intertemporal e substitutibilidade intertemporal no consumo no Brasil. **Finanças Aplicadas ao Brasil**. pp 164-188, São Paulo: FGV editora, 2002.
- JAGANNATHAN, Ravi, and Zhenyu WANG. The CAPM is alive and well. **Staff report 165, Federal Reserve Bank of Minneapolis**, 1993.
- JAGANNATHAN, Ravi, and Zhenyu WANG. The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. **Journal of Finance**, vol.51, Issue1, pp 3-53, Mar,1996.

KANDEL, Shmuel, and Robert F. STAMBAUGH. A mean-variance framework for tests of asset pricing models. **Review of Financial Studies**. vol.2, pp 125-156, 1990

KOTHARI, S. P, Jay Shanken, and Richard G. SLOAN. Another look at the cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**. vol.50, pp.185-224.

LINTNER, John. The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolio and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**. vol.47 pp.13-37, 1965.

MANDELKER, G. Risk and return: The case of merging firms. **Journal of Financial Economics**. vol.4, pp.303-335, 1974.

MAYERS, David. Nonmarketable assets and capital market equilibrium under uncertainty, in Michael C. Jensen. **Studies in the Theory of Capital Markets**. pp.223-248, 1972.

MELLAGI, Armando F. ISHIKAWA, Sérgio. **Mercado Financeiro e de Capitais**. São Paulo: Atlas, 2000.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, vol.7(1), 1952.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection: efficient diversification of investments. **Journal of Finance**, vol.7, pp. 77-91, 1959.

MERTON, Robert. On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation. **Journal of Financial Economics**. vol.8, pp.323-361, 1980.

MERTON, Robert C. An intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**. vol.41, pp.867-887, 1973.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**. Outubro,1966.

MUIRHEAD, R. J. **Aspect of multivariate statistical theory**. John Wiley, 1982.

NEWBY, W. & WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, vol.55, pp.703-708, 1987.

PINHEIRO, L, Juliano. **Mercado de Capitais**. São Paulo: Atlas,2001.

RIBENBOIM, Guilherme. Testes de versões do modelo CAPM no Brasil. **Finanças Aplicadas ao Brasil**. pp. 18-40 São Paulo: FGV editora, 2002.

ROLL, R., SOLNIK, B. "A pure foreign exchange asset pricing model".**Journal of International Economics**. vol. 7, pp. 161-180, 1997.

ROLL, Richard. A Critique of the asset pricing theory's tests. **Journal of Financial Economics**. Vol.4 pp 129-176. 1977.

ROSS, Stephen. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**. vol.13, pp.341-360, pp.1976.

ROSS, S., WESTERFIELD, R., JAFFE J. **Administração Financeira**. Atlas, São Paulo, 1995.

SALLES, A, André. Estimação do Risco Sistemático – Uma Abordagem Bayesiana **Encontro Nacional de Engenharia de Produção 1996**, Piracicaba, SP.

SCHOLES, M. & WILLIAMS, J. Estimating betas from nonsynchronous data. **Journal of Financial Economics**, vol.5, pp. 309-328, 1977

SCHOR Adriana. BONOMO, Marco. PEREIRA V, Pedro. Arbitrage Pricing Theory (APT) e Variáveis Macroeconômicas. **Departamento de Economia PUC-RIO**. Dez 1998.

SHANKEN, Jay. On the estimation of beta-pricing models. **Review of Financial Studies**. vol.5, pp. 1-33, 1992.

SHARPE, William F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**. vol.19, pp.425-442, 1964.

SILVA, V, Wesley. “Otimização de Carteiras de Investimentos no Mercado Futuro Brasileiro Usando Funções Utilidade Com Três Momentos Estatísticos”. **Departamento de Engenharia de Produção UFSC-SC**. Maio 2002.

STAMBAUGH, Robert F. On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: A sensitivity analysis. **Journal of Financial Economics**. vol.10, pp.237-268, 1982.

TOSTA de SÁ, Geraldo. **Administração de Investimentos. Teoria de Carteiras e Gerenciamento do Risco**. Qualitymark. Rio de Janeiro, 1999.

VASCONCELLOS, S, Marco Antonio. GREMAUD, P, Amaury. TONETO, J, Rudinei. **Economia Brasileira Contemporânea**. 3.ed. São Paulo: Atlas, 1999.

ANEXO 1

RESULTADOS OBTIDOS PARA O MERCADO NORTE-AMERICANO

TABELA 1 : CAPM ESTÁTICO SEM CAPITAL HUMANO (EUA)

Coeficientes:	C_0	C_{vw}	C_{prem}	C_{labor}	C_{size}	R-square
Estimate:	1.24	-0.10				1.35
t-value:	5.17	-0.28				
p-value:	0.00	78.00				
Corrected-t:	5.16	-0.28				

Corrected-p:	0.00	78.01		
Estimate:	2.08	-0.32	-0.11	57.56
t-value:	5.79	-0.94	-2.30	
p-value:	0.00	34.54	2.14	
Corrected-t:	5.77	-0.94	-2.30	
Corrected-p:	0.00	34.60	2.17	

TABELA 2: CAPM CONDICIONAL SEM CAPITAL HUMANO (EUA)

Coeficientes:	C_0	C_{vw}	C_{prem}	C_{labor}	C_{size}	R-square
Estimate:	0.81	-0.31	0.36			29.32
t-value:	2.72	-0.87	3.28			
p-value:	0.66	38.45	0.10			
Corrected-t:	2.19	-0.70	2.67			
Corrected-p:	2.87	48.43	0.75			

Estimate:	1.77	-0.38	0.16	-0.10	61.66
t-value:	4.75	-1.10	2.50	-1.93	
p-value:	0.00	27.17	1.26	5.35	
Corrected-t:	4.53	-1.05	2.40	-1.84	
Corrected-p:	0.00	29.53	1.66	6.59	

TABELA 3: CAPM CONDICIONAL COM CAPITAL HUMANO (EUA)

Coeficientes:	C_0	C_{vw}	C_{prem}	C_{labor}	C_{size}	R-square
Estimate:	1.24	-0.40	0.34	0.22		55.21
t-value:	5.51	-1.18	3.31	2.31		
p-value:	0.00	23.76	0.09	2.07		
Corrected-t:	4.10	-0.88	2.48	1.73		

Corrected-p:	0.00	37.99	1.31	8.44		
Estimate:	1.70	-0.40	0.20	0.10	-0.07	64.73
t-value:	4.61	-1.18	3.00	2.09	-1.45	
p-value:	0.00	23.98	0.27	3.62	14.74	
Corrected-t:	4.14	-1.06	2.72	1.89	-1.30	
Corrected-p:	0.00	29.07	0.66	5.87	19.29	

TABELA 4: CAPM ESTÁTICO COM CAPITAL HUMANO (EUA)

Coeficientes:	C_0	C_{vw}	C_{prem}	C_{labor}	C_{size}	R-square
Estimate:	1.67	-0.22		0.23		30.46
t-value:	6.91	-0.63		2.37		
p-value:	0.00	53.19		1.77		

Corrected-t:	5.71	-0.52	1.97		
Corrected-p:	0.00	60.49	4.87		
Estimate:	2.09	-0.32	0.05	-0.10	58.55
t-value:	5.80	-0.96	1.22	-2.15	
p-value:	0.00	33.78	22.29	3.19	
Corrected-t:	5.70	-0.95	1.20	-2.11	
Corrected-p:	0.00	34.46	22.93	3.48	
