
O RISCO DE MERCADO DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE OS MODELOS CAPM E GARCH-M¹

Daniel Loureiro Araújo
(CEPEAD / FACE / UFMG)

Aureliano Angel Bressan
(CEPEAD / FACE / UFMG)

Luiz Alberto Bertucci
(CEPEAD / FACE / UFMG)

Wagner Moura Lamounier
(CEPEAD / FACE / UFMG)

Sumário: 1. Introdução; 2. Referencial Teórico; 3. Metodologia, Amostra e Tratamento dos Dados; 4. Análise dos Dados; 5. Conclusões.

RESUMO

Este estudo busca avaliar o risco de mercado de empresas do agronegócio brasileiro por meio do uso do CAPM. Os testes ARCH-LM realizados confirmaram a presença de heteroscedasticidade condicional em todas as equações estimadas. Sendo assim, os efeitos ARCH foram considerados por meio da estimação de um CAPM Condicional, em uma estrutura GARCH-M, que incorpora a volatilidade condicional como variável explicativa na equação da média. O modelo GARCH-M mostrou-se mais robusto do que o CAPM condicional, ajustando-se melhor aos dados. No que concerne à capacidade preditiva dos dois modelos, não foram verificadas evidências estatísticas da superioridade de um sobre o outro. Os betas estimados para as empresas deste setor sinalizam para o uso potencial destes ativos com a finalidade de redução do risco sistemático em carteiras de renda variável. Além disso, os resultados sinalizaram para a atratividade de novas captações de recursos no mercado financeiro, viabilizando o crescimento de longo prazo e a redução potencial do custo médio de capital das empresas.

Palavras-chave: risco sistêmico; CAPM; GARCH-M; heteroscedasticidade condicional.

ABSTRACT

This study seeks to assess the systematic risk of Brazilian agribusiness companies through the use of CAPM. The ARCH-LM tests confirm the presence of conditional heteroskedasticity in all the estimated equations. So, the ARCH effects were considered by the estimation of a Conditional CAPM in a GARCH-M framework, which incorporates the conditional volatility as an independent variable in the mean equation. The GARCH-M model seems more robust, fitting the data better than the conventional CAPM. Regarding the predictive ability of the models, there's no statistical evidence of superiority of any of the models over the other. The estimated betas show the potential use of these assets for a systematic risk reduction in asset portfolios. Moreover, the results show that these companies find an attractive path for new stock issues, helping in the long run growth and in the potential reduction of the weighted averaged cost of capital.

Key-words: *systematic risk; CAPM; GARCH-M; conditional heteroskedasticity.*

1. INTRODUÇÃO

O agronegócio brasileiro vem ganhando, ano a ano, representatividade na produção nacional, especialmente na pauta de exportações. Esta expressividade justifica uma análise mais detalhada do setor, em especial, do risco das empresas nele inseridas. Sendo assim, esta pesquisa busca avaliar o risco de mercado das empresas do agronegócio brasileiro, setor que, de forma ampla, engloba todas as organizações diretas ou indiretamente ligadas à atividade agropecuária brasileira, quais sejam: o setor de produção agropecuária, o setor fornecedor de insumos e fatores de produção e o setor de processamento e distribuição.

Segundo dados do IBGE (2003), a agroindústria registrou crescimento de 1,6% em 2003, taxa superior ao crescimento global do PIB brasileiro (0,3%), mantendo um padrão que vem se repetindo ao longo dos últimos três anos (2000-2003). Ainda de acordo com o mesmo relatório, esta boa performance pode ser creditada ao expressivo crescimento de produtos industriais utilizados pela agricultura, com destaque para o segmento de máquinas e equipamentos, que vem apresentando altas taxas de desenvolvimento nos últimos três anos, particularmente de 24,4% no ano de 2003. Por fim, no referido relatório, conclui-se que "a performance dos setores industriais identificados à agroindústria mostrou maior dinamismo que a produção industrial como um todo, confirmando os impactos positivos sobre a atividade industrial, originados do agronegócio" (IBGE, 2003).

Também do ponto de vista da balança comercial, deve ser ressaltada sua importância: cerca de 20% de toda a produção do agronegócio nacional é exportada, o que corresponde a 41% do total das exportações brasileiras (CNA, 2002). Ainda segundo dados do CNA, a balança comercial do agronegócio registrou saldo recorde de US\$ 17,37 bilhões em 2002, apresentando resultado superior de quase 9% em relação a 2001 (US\$ 15,95 bilhões). Este *superavit* foi o principal responsável pela elevação do saldo total da balança comercial brasileira, que passou de US\$ 2,65 bilhões, em 2001, para US\$ 13,13 bilhões, em 2002.

1.1. Problema de Pesquisa e Objetivos do Estudo

Dada a importância estratégica do setor para a economia nacional, surge o interesse em avaliar níveis de risco das empresas nele situadas, buscando-se verificar o comportamento das mais representativas delas em termos do risco não

diversificável, bem como levantar as implicações possíveis para as decisões de investimento e financiamento das empresas desse segmento.

Portanto, o objetivo geral do presente trabalho consiste na estimação do nível de sensibilidade do risco do setor em relação ao risco da economia brasileira, por meio do coeficiente beta das ações de empresas selecionadas do agronegócio brasileiro. Especificamente, pretende-se analisar o ajuste de dois modelos selecionados para análise – CAPM e GARCH-M – e verificar a capacidade preditiva de volatilidades dos mesmos, com o intuito de validar as inferências que podem ser obtidas nas aplicações para análises de investimento no agronegócio.

Com vistas à descrição detalhada do escopo e dos métodos utilizados, a seção seguinte trata do referencial teórico que fundamenta a análise. Em seguida, são descritos os modelos analíticos utilizados – CAPM e GARCH-M – e os procedimentos de estimação. Posteriormente, apresenta-se a metodologia de análise e os critérios de definição da amostra e tratamento dos dados. No tópico seguinte, são apresentados os resultados e sua validação estatística, que precede a seção final, a qual apresenta as conclusões e implicações dos resultados para a análise do risco do agronegócio brasileiro e recomendações para pesquisas futuras.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. O CAPM e a medida de risco sistêmico.

Uma vez que o comportamento dos preços dos ativos tem algumas particularidades que dificultam sua análise – variações em termos absolutos, não-estacionariedade, dentre outras – as decisões de investimento têm centrado suas atenções nos retornos, pois estes tendem a apresentar comportamento adequado ao tratamento estatístico dos dados. Ademais, e talvez mais importante, o que interessa ao investidor é o retorno dos ativos, e não seu preço. Sendo assim, estes retornos são tomados como variável de interesse, e podem ser descritos (em sua forma contínua) pela seguinte equação:

$$r_{i,t} = \frac{\ln(P_{i,t})}{\ln(P_{i,t-1})} = p_{i,t} - p_{i,t-1} \quad (1)$$

Em que $r_{i,t}$ é o retorno logarítmico do ativo i , no período t ; $P_{i,t}$ é o Preço do ativo i , no período t ; $P_{i,t-1}$ é o Preço do ativo i , no período $t-1$; $p_{i,t}$ é o logaritmo do preço do

ativo i , no período t ; e $p_{i,t-1}$ é o logaritmo do preço do ativo i , no período $t-1$.

Outra medida importante para análise e decisão de investimentos, segundo Markowitz (1952), é o risco do ativo. Visto de forma individual, o risco é regularmente analisado pela teoria de Finanças como a medida de dispersão de uma dada série – usualmente a variância ou sua raiz quadrada, o desvio-padrão. Este autor desenvolveu os conceitos de risco de *portfolio* e diversificação, pelos quais um indivíduo pode reduzir o risco total de seus investimentos pela combinação de ativos que não apresentem correlação perfeita e positiva, redução que será tão maior quanto menor for esta correlação.

O risco global de uma carteira – denominado risco total – pode ser desmembrado em dois: um componente sistêmico, relacionado àqueles fatores ambientais – macroeconômicos, políticos e sociais – que causam impactos sobre todas as empresas; e um componente não-sistêmico – particular de cada ativo – que é inerente, no caso de ações, ao negócio e ao mercado de cada empresa. Por meio da diversificação de ativos, deduz-se que o fator relevante no tocante ao risco dos ativos é seu componente sistêmico, uma vez que o risco não-sistêmico pode ser eliminado por meio da diversificação de carteiras (MARKOWITZ, 1952).

Valendo-se deste conceito, Sharpe (1964) e Lintner (1965) desenvolvem o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), anos mais tarde consagrado como um dos modelos mais utilizados para avaliação de ativos financeiros, dada sua simplicidade e parcimônia. Este modelo, partindo de alguns pressupostos – inexistência de custos de transação (mercados perfeitos), hipótese de expectativas homogêneas, possibilidade de tomar recursos ilimitados à taxa livre de risco para aplicar em ativos de risco, e possibilidade de vendas a descoberto – tem por finalidade analisar a relação entre retorno e risco sistêmico, as duas únicas variáveis relevantes na decisão dos investidores quanto à alocação de capital, segundo os autores.

Presumindo a racionalidade dos investidores, pode-se inferir que os mesmos irão buscar a formação de uma carteira que esteja situada em uma posição que tenha a melhor combinação entre risco sistêmico e retorno (SHARPE, 1964), o que ficou definida pela Linha de Mercado de Títulos (LMT):

$$r_i = r_f + \beta(r_m - r_f) \quad (2)$$

Nesta, tem-se que r_i é o retorno do ativo i ; r_f é o retorno do ativo livre de risco; r_m é o retorno do mercado; e β_i é a medida

de risco sistêmico do ativo i , calculado pela seguinte expressão:

$$\beta = \frac{\sigma_{i,m}}{\sigma_m^2} \quad (3)$$

Em que $\sigma_{i,m}$ é a covariância entre os retornos do ativo i com o *portfolio* de mercado; e σ_m^2 é a variância do *portfolio* de mercado.

A LMT busca expressar a relação entre os retornos esperados dos ativos e o seu risco sistêmico, já que o risco não-sistêmico pode ser eliminado pela diversificação e, portanto, não deve ser precificado. Ademais, como se assume que os prêmios de risco do ativo i e do mercado sejam, respectivamente, $(r_i - r_f)$ e $(r_m - r_f)$, esta nova medida de risco é aquela que mede a sensibilidade de um ativo aos movimentos do mercado (ROSS, WESTERFIELD e JAFFE, 2002).

Passando o retorno do ativo livre de risco para o lado esquerdo da igualdade, temos uma equação – que define a chamada Reta Característica – que relaciona o prêmio de risco do ativo em estudo com o prêmio de risco do mercado:

$$r_i - r_f = \beta(r_m - r_f) \quad (4)$$

Enfim, de acordo com Levi e Sarnat (1994), o CAPM tradicional pode ser estimado pela seguinte equação:

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Em que r_{it} é o retorno logarítmico do ativo i no período t ; r_{ft} é o retorno do ativo livre de risco no período t ; α_i é o retorno em excesso do ativo i em relação ao mercado; β_i é a medida de risco sistêmico do ativo i ; r_{mt} é o retorno logarítmico de um índice representativo do mercado (como o IBOVESPA) no período t ; e ε_{it} é o termo de erro da regressão. Aliás, α_i constitui-se na assim chamada medida alfa de Jensen, que avalia a capacidade de gestores “baterem” o mercado por meio da seleção de ativos.

Elton e Gruber (1995) afirmam que o CAPM é um modelo de “índice único”, pelo fato de assumir a premissa de que o retorno de uma dada ação é explicado unicamente pelo retorno em excesso do mercado: nenhuma outra variável é relevante para explicar tal comportamento. Esta premissa é questionada em níveis teóricos por vários autores, que argumentam que outros fatores podem ter poder explicativo sobre os retornos dos ativos como, por exemplo, o

índice setorial da empresa. Elton e Gruber (1995) citam os ditos “modelos de índices múltiplos”, como o *Arbitrage Pricing Model*, que visam captar estas outras influências.

2.2. Os Estudos sobre a Volatilidade de Séries Temporais

A análise de séries temporais experimentou grande avanço com os modelos da família ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedastic*), desenvolvido inicialmente por Engle (1982). Uma observação recorrente na modelagem de séries financeiras era a presença de heteroscedasticidade nos resíduos, fato que, embora não cause viés ou inconsistência nos betas, invalida os erros-padrão, bem como as estatísticas t e F (WOOLDRIDGE, 2002). Para tanto, assume-se um modelo genérico de regressão linear tal como:

$$y_t = \alpha + \beta X + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que y_t é a variável dependente; α é o intercepto da regressão; X é uma matriz de variáveis independentes x_1, x_2, \dots, x_n ; β são os coeficientes angulares das variáveis independentes; e ε_t é o resíduo da regressão.

O pressuposto de homoscedasticidade diz respeito à independência da variância (σ^2) do modelo em relação às variáveis independentes e em relação ao tempo. Em modelos nos quais há presença de heteroscedasticidade, Engle (1982) definiu uma maneira de modelar esta variância, por meio de seus componentes auto-regressivos, que foi definida posteriormente como modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedastic*), dado por:

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + v_t \quad (7)$$

Em que h_t é a variância condicional; é o componente auto-regressivo de ordem p dos erros quadráticos; ϕ_i é o parâmetro do componente auto-regressivo de ordem i ; e v_t é um processo ruído branco [$\sim N(0,1)$].

Posteriormente, Bollerslev (1986) generalizou o modelo ARCH, permitindo que a volatilidade condicional também fosse explicada pelas suas próprias defasagens, de ordem q , além das p defasagens dos erros quadráticos, como no modelo ARCH de Engle:

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \theta_j h_{t-j} + v_t \quad (8)$$

Neste modelo, h_t é a volatilidade condicional no tempo t ; h_{t-q} é a defasagem de ordem q da volatilidade condicional; ϕ_i é o parâmetro do componente ARCH de ordem i ;

e θ_j é o parâmetro do componente GARCH de ordem j .

Bollerslev (1986) denominou este modelo de GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic*), uma vez que é uma generalização do modelo ARCH proposto por Engle. Suas restrições para a não negatividade da variância condicional e estacionariedade do processo são: $\omega_0 > 0$; $\phi_i \geq 0$ para $i = 1, \dots, p$; e $\theta_j \geq 0$ para $j = 1, \dots, q$.

Quanto à determinação da ordem (p, q), vários autores² indicam que o modelo mais simples, o GARCH (1,1), é suficiente para descrever o comportamento da volatilidade condicional da maioria das séries temporais. Além disso, é mais parcimonioso que modelos GARCH de ordens superiores. Por esse motivo, esta formulação será utilizada para extração da volatilidade

$$h_t = \omega_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} + v_t \quad (9)$$

Em que: ht é a variância condicional no tempo t ; $ht-1$ é a variância condicional no tempo $t-1$; ε_{t-1}^2 é o componente auto-regressivo de primeira ordem dos erros quadrados; ϕ_1 é o parâmetro do componente auto-regressivo de ordem 1; θ_1 é o parâmetro da variância condicional defasada é o parâmetro do componente auto-regressivo de ordem 1; é o parâmetro da variância condicional defasada no tempo $t-1$; e v_t é um processo ruído branco [$\sim N(0,1)$].

2.3. A inclusão da volatilidade condicional na precificação de ativos

Com a evolução dos estudos sobre volatilidade condicional de séries temporais, tornou-se por vezes importante incluir este componente na equação da série original. Um dos motivos intuitivos para esta inclusão é o fato de que o CAPM permite uma análise do *trade-off* entre retorno e risco, e a volatilidade condicional por si só é uma medida de risco passível de incorporação ao modelo. Entretanto, talvez a maior justificativa para esta inclusão seja a presença dos efeitos ARCH e GARCH nas séries de ações. Neste sentido, diversos autores testaram o chamado CAPM Condicional, que, por meio dos modelos ARCH-M e GARCH-M, permitem a inclusão da volatilidade condicional na equação original de regressão do CAPM (BRAILSFORD e FAFF, 1997; HANSSON e HÖRDAHL, 1998).

Originalmente, o modelo ARCH-M foi concebido por Engle, Lilien e Robins (1987).

Seu objetivo é incorporar o componente de variância condicional como variável explicativa no modelo original, tendo sido estimado por um processo ARCH. Entretanto, dado o caráter mais robusto do modelo GARCH em relação ao anterior na estimativa desta variável, julga-se ser mais conveniente utilizar o modelo GARCH-M em contraposição ao ARCH-M, originalmente proposto.

Sendo assim, a estimativa de um modelo GARCH-M é feita pelos seguintes passos: primeiramente estima-se a equação da média, conforme equação (5), que corresponde ao CAPM tradicional. Posteriormente, estima-se o processo GARCH para a volatilidade condicional – neste caso, um processo GARCH (1,1) – conforme especificações da equação (9), que produzirá a estimativa da volatilidade condicional, σ_t^2 . Como último passo, esta variável é retornada à equação original, formando um CAPM Condicional, na medida em que incorpora o componente de variância condicional como variável explicativa dos retornos em excesso dos ativos. Esta relação se expressa pela seguinte equação:

$$r_{it} - r_{ft} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (r_{mt} - r_{ft}) + \hat{\delta}_i \sigma_{it} + \hat{u}_{it} \quad (10)$$

Neste, temos: σ_{it} é a volatilidade condicional medida em termos de desvio-padrão; $\hat{\delta}_i$ é o coeficiente de volatilidade condicional; \hat{u}_{it} é o novo termo de resíduo do modelo GARCH-M.

3. METODOLOGIA, AMOSTRA E TRATAMENTO DOS DADOS

Para avaliar o risco das empresas do agronegócio brasileiro, foram coletados dados referentes aos preços de fechamento diários de trinta e cinco empresas vinculadas ao setor, extraídos da base de dados LAFIS. Quanto à taxa de juros livre de risco, optou-se por utilizar-se a SELIC, cujos registros, também diários, foram coletados junto ao Banco Central do Brasil (BACEN). Estudo feito por Famá, Barros e Silveira (2002) conclui que tanto a SELIC como a Caderneta de Poupança podem ser usadas como taxas livres de riscos no Brasil. Todavia, usualmente o investidor avesso ao risco opta por alocar seus recursos nos títulos públicos federais – remunerados pela SELIC – e não na poupança, que tem retornos bem menores, motivo pelo qual optou-se por

adotar a remuneração dos títulos públicos federais como taxa livre de risco. O retorno de mercado utilizado foi o índice IBOVESPA, também obtido por meio do banco de dados LAFIS. O software utilizado para a estimação de todos os modelos foi o *EViews* 4.1.

O período de análise se estende de janeiro de 2000 a dezembro de 2003, com os retornos diários sendo calculados em base contínua, conforme a equação (1). Na definição da amostra, foram selecionadas todas as empresas listadas na BOVESPA que estivessem enquadradas em algum dos três sub-setores do agronegócio brasileiro, a saber: setor de produção agropecuária; setor fornecedor de insumos e fatores de produção; e setor de processamento e distribuição. Deve-se ressaltar que a seleção estrita das empresas produtoras de bens agropecuários é relevante, mas não retrata totalmente o desempenho do agronegócio brasileiro. Esta seleção ampla está de acordo com a Confederação de Agricultura e Pecuária do Brasil – CNA no que tange à definição do referido setor no país. De acordo com este critério, foram selecionadas inicialmente 23 empresas, perfazendo-se 38 ações: Aduvos Trevo (PN), Ambev (ON e PN), Avipal (ON), Bunge Alimentos (ON e PN), Bunge Brasil (ON e PN), Bunge Fertilizantes (ON e PN), Cacique (ON e PN), Cambuci (ON e PN), Chapecó (ON e PN), Embraco (ON e PN), Fertibrás (PN), Fertiza (PN), Fosfertil (ON e PN), Minupar (ON e PN), Perdigão (ON e PN), Rasip Agro (ON e PN), Sadia (ON e PN), Schulz (PN), Seara (ON e PN), Sola (PN), Souza Cruz (ON), Vigor (PN), Weg (ON e PN).

Posteriormente, foram estabelecidos alguns critérios para refinar esta amostra: das empresas que possuem tanto ações ordinárias como preferenciais em negociação, foram escolhidas as últimas, em virtude de sua maior liquidez. A única exceção feita a esta regra foi a Ambev, cuja ação ON apresentou maior volume financeiro médio de negócios que a PN, no período analisado. Em segundo lugar, buscou-se excluir aquelas que apresentaram menor liquidez. O critério adotado para a rejeição foi a inexistência de negócios por mais de uma semana (cinco dias úteis). Embora em termos teóricos este fato não cause restrições, em termos metodológicos a série de retornos teria vários registros de retorno nulo, podendo invalidar o tratamento estatístico. Para as séries de preços que tiveram cinco ou menos dias sem negócios em qualquer intervalo do período total, os valores em branco foram preenchidos pelo método de interpolação linear, feito no SPSS 11.0, e sugerido por Alexander (2001). Tendo sido testados outros métodos de tratamento de *missing values*, verificou-se que a interpolação produziu

resultados mais satisfatórios no sentido de manter as características originais da série.

Várias séries temporais de preços não atenderam a estes critérios e foram retiradas da análise. A série de preços da Chapecó PN atendeu aos critérios de liquidez, mas foi retirada da amostra em virtude do método de interpolação não ter gerado resultados satisfatórios. As séries de preços da Bunge Alimentos PN e Bunge Fertilizantes PN atenderam aos critérios de liquidez no prazo em que tiveram negociação. Entretanto as duas ações têm registro de preços apenas até 05/03/02 e 07/03/02, respectivamente. Por este motivo, foram também retiradas do estudo, visto não compreenderem o mesmo período de análise das demais séries.

Sendo assim, as ações eleitas para análise foram as seguintes: Aduvos Trevo PN, Ambev ON, Avipal ON, Fosfertil PN, Minupar PN, Perdigão PN, Sadia PN, Seara PN, Souza Cruz ON e Weg PN. Acredita-se que estas restrições, embora tenham excluído da amostra mais da metade das empresas, contribuem para uma análise mais correta e adequada ao que se propõe nesta pesquisa.

3.1. A estimação dos Modelos CAPM e CAPM Condicional via GARCH-M.

De posse dos dados de retorno destas companhias, primeiramente foram estimados os modelos CAPM tradicionais, com vista a mensurar o risco sistemático (beta) de cada empresa. Esta regressão seguiu o modelo descrito pela equação (5). A estimação destes parâmetros reais foi feita pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e todos os modelos foram inicialmente estimados com a correção de *Newey-West*, que tem por fim produzir estimadores robustos à heteroscedasticidade e à correlação serial, sendo assintoticamente eficientes (WOOLDRIDGE, 2002).

Em seguida, foram feitas as verificações concernentes às especificações do modelo. Para que se pudesse avaliar a correta especificação dos estimadores dos betas de cada uma das ações, foram feitos dois testes de heteroscedasticidade, uma vez que a presença deste componente invalida o uso dos testes t e F para fins de inferência estatística. Foram efetuados para cada regressão estimada os testes de White, que tem por fim identificar sua presença no modelo de forma irrestrita; e também o teste ARCH-LM, cujo objetivo é identificar a presença de heteroscedasticidade condicional.

Tendo verificado a presença de volatilidade condicional por meio dos testes ARCH-LM para as séries analisadas, foi estabelecido que esta variável seria incorporada diretamente no modelo original, por meio da estimação de um modelo

GARCH-M, que tem a equação (10) representando a média da série original – no caso os retornos em excesso – e a equação (9) representando o comportamento da volatilidade condicional, expresso por um processo GARCH (1,1), com o emprego do método de estimação de Máxima Verossimilhança (MV). Na equação da média, a volatilidade condicional obtida por meio da equação (9) foi incluída como variável explicativa no CAPM Condicional, descrito pela equação (10). Por fim, um novo teste ARCH-LM foi feito para aferir a existência de efeitos ARCH na equação original depois de ter sido incluída a volatilidade condicional.

3.3. Verificação da Capacidade Preditiva dos Modelos

Após a estimativa dos modelos CAPM tradicional e GARCH-M, foi efetuada uma comparação dos resultados obtidos. A base de comparação entre os dois foi o Critério de Schwarz (CS), que pode ser descrito pela relação:

$$CS = -2l/T + k \log(T)/T \quad (11)$$

Em que l é o valor do logaritmo da função de verossimilhança com k parâmetros estimados usando-se T observações. Alexander (2001) e Tsay (2002) sugerem este critério como medida de avaliação do ajuste quando da escolha entre diferentes modelos, de modo que quanto menor for o critério de Schwarz, melhor é o modelo dos dados.

3.2. Critério de Comparação dos Ajustes nos Dois Modelos

A etapa final da geração de resultados diz respeito à verificação da capacidade preditiva do modelo. O primeiro passo foi reestimar todos os modelos – CAPM e GARCH-M – considerando-se o período de janeiro de 2000 a outubro de 2003. Em seguida, procedeu-se com a previsão dos retornos em excesso do mês de novembro de 2003, período de vinte dias úteis, cujos resultados foram incorporados à série original. As novas séries passaram a ter observações até novembro de 2003, sendo que aquelas particularmente referentes a este mês são observações previstas pelo modelo, ao passo que as observações anteriores se referem aos valores reais observados. Por fim, esta nova série, composta por valores observados e previstos foi utilizada para estimar mais um mês adiante – dezembro de 2003. Foram feitas vinte e uma previsões diárias para o todo o mês de dezembro, a partir dos dados citados.

As medidas de erro de previsão utilizadas foram a Raiz do Erro Quadrado Médio (RMSE), e o Erro Absoluto Médio

(MAPE), propostas como referência de análise por Tsay (2002) e Brooks (2003) e que são representadas respectivamente pelas seguintes equações:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h} \quad (12)$$

$$MAPE = 100 \cdot \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h \quad (13)$$

Sendo que \hat{y}_{T+h} é o valor previsto no tempo $T+h$; y_{T+h} é o valor observado no tempo $T+h$; e h é o número de observações diárias previstas à frente.

4. ANÁLISE DOS DADOS

De modo a efetuar adequadamente a análise dos dados, bem como proceder com as inferências estatísticas, foram realizados testes de raiz unitária de modo a verificar a existência de estacionariedade nas séries. Para tal, foi feito o teste de Dickey-Fuller Expandido nos retornos de todas as séries componentes da amostra. Os resultados indicaram rejeição da hipótese de raiz unitária permitindo, portanto, a realização de inferências a partir dos resultados das regressões.

Para analisar o risco das empresas do agronegócio brasileiro selecionadas, inicialmente foram estimadas as regressões do CAPM tradicional, ainda sem considerar a questão da heterocedasticidade. Pode-se notar que o nível de risco das empresas analisadas é baixo, pois à exceção de Adubos Trevo, todas as demais apresentaram betas bem menores que a unidade. Cabe também ressaltar que o retorno em excesso do mercado apresentou-se como estatisticamente significativo para explicar os retornos em excesso de todas as empresas, mesmo com um nível de significância de 1%.

Quanto ao retorno acima do mercado, indicado pelo intercepto, todas apresentaram valores estatisticamente iguais a zero – a um nível de significância de 5% - com exceção de Fosfértil. Seu valor absoluto, entretanto, é baixo (0,0011), não representando qualquer ineficiência de mercado. Cabe ressaltar que se for adotado um nível de significância mais rígido - por exemplo, 1% - também se conclui que seu intercepto é estatisticamente insignificante. Tais resultados estão resumidos na TAB. 1 a seguir.

TABELA 01 – Resultados do CAPM

| <i>Empresa</i> | <i>?</i> | <i>P value</i> | <i>?</i> | <i>P value</i> |
|----------------|----------|----------------|----------|----------------|
| Aubos Trevo | 0,0026 | 0,6882 | 1,7682 | 0,0203 * |
| Ambev | 0,0009 | 0,1250 | 0,3099 | 0,0000 ** |
| Avipal | 0,0000 | 0,9754 | 0,2831 | 0,0000 ** |
| Fosfertil | 0,0011 | 0,0472 * | 0,4198 | 0,0000 ** |
| Minupar | -0,0008 | 0,6730 | 0,4339 | 0,0001 ** |
| Perdigão | 0,0000 | 0,9502 | 0,3776 | 0,0000 ** |
| Sadia | 0,0007 | 0,2424 | 0,5096 | 0,0000 ** |
| Seara | 0,0015 | 0,1417 | 0,1752 | 0,0010 ** |
| Souza Cruz | 0,0011 | 0,0750 | 0,5053 | 0,0000 ** |
| Weg | 0,0010 | 0,0548 | 0,0696 | 0,0374 * |

* coeficientes significativos a 5%

** coeficientes significativos a 1%

Dadas as estimativas iniciais, foram elaborados os testes de White para verificar a existência de heterocedasticidade no modelo, além de testes ARCH-LM, que verificam a

existência de efeitos ARCH, e que estão apresentados nas TAB. 2 e 3.

TABELA 02 – Teste de White para verificação de Heterocedasticidade

| <i>Empresa</i> | <i>F</i> | <i>P value</i> |
|----------------|-----------|----------------|
| Aubos Trevo | 0,100461 | 0,904430 |
| Ambev | 14,660482 | 0,000001 * |
| Avipal | 0,633793 | 0,530791 |
| Fosfertil | 2,665460 | 0,070067 ** |
| Minupar | 3,219840 | 0,040381 * |
| Perdigão | 1,920918 | 0,147018 |
| Sadia | 0,648545 | 0,523028 |
| Seara | 0,238631 | 0,787750 |
| Souza Cruz | 9,655970 | 0,000070 * |
| Weg | 2,562439 | 0,077628 ** |

* presença de heterocedasticidade ($\alpha = 5\%$)

** presença de heterocedasticidade ($\alpha = 10\%$)

TABELA 03 - Teste ARCH-LM – Número de defasagens: 1

| <i>Empresa</i> | <i>F</i> | <i>P value</i> |
|----------------|-----------|----------------|
| Aubos Trevo | 73,742341 | 0,000000 * |
| Ambev | 6,480724 | 0,011056 ** |
| Avipal | 70,052962 | 0,000000 * |
| Fosfertil | 24,414874 | 0,000001 * |
| Minupar | 58,413705 | 0,000000 * |
| Perdigão | 52,704986 | 0,000000 * |
| Sadia | 49,458141 | 0,000000 * |
| Seara | 12,560151 | 0,000412 * |
| Souza Cruz | 5,805899 | 0,016154 ** |
| Weg | 11,514019 | 0,000718 * |

* presença de efeitos ARCH ($\alpha = 1\%$)

** presença de efeitos ARCH ($\alpha = 5\%$)

Dos resultados acima obtidos, pode-se extrair a inferência de que o teste de White aponta para a rejeição da hipótese de homoscedasticidade em 5 das dez empresas analisadas, das quais a Ambev e a Souza Cruz tiveram indícios de heteroscedasticidade, mesmo com um nível de significância de 1%. Relaxando-se o nível de significância para 10% - o que é conveniente neste caso - foi detectada a sua presença em três outras séries, Fosfertil, Minupar e Weg.

Em seguida, procedeu-se com a verificação de heteroscedasticidade condicional nos modelos, por meio dos testes ARCH-LM. Dos resultados da tabela 3, pode-se concluir pela rejeição da hipótese de ausência de heteroscedasticidade condicional para todas as séries. Este resultado confirma outros estudos empíricos que apontam para a existência de efeitos ARCH no comportamento das séries financeiras, particularmente das ações.

Tendo diagnosticado a presença destes efeitos nas regressões estimadas,

partiu-se para a avaliação do CAPM Condicional, incluindo-se como variável dependente a volatilidade condicional estimada por um modelo GARCH (1,1). Este procedimento gerou duas equações: uma referente à volatilidade condicional e outra referente ao modelo CAPM Condicional, usualmente denominadas equação da variância e equação da média, representadas respectivamente nas tabelas 4 e 5.

Destes resultados, pode-se inferir que os efeitos ARCH se mostraram bastante presentes nos modelos. Ao nível de significância de 5%, somente Ambev e Souza Cruz apresentaram efeitos ARCH estatisticamente pouco significativos, fato que se soma aos resultados dos testes ARCH-LM que, a 1% de significância, rejeita a hipótese destes efeitos exatamente para as duas séries. Contrariamente a isto e com este mesmo nível de significância, para as demais séries foi apurada a rejeição da hipótese de ausência de efeitos ARCH.

TABELA 04 – Equação da Variância: GARCH (1, 1)

| <i>Empresa</i> | <i>C</i> | <i>P value</i> | <i>ARCH</i> | <i>P value</i> | <i>GARCH</i> | <i>P value</i> | <i>ARCH + GARCH</i> |
|----------------|----------|----------------|-------------|----------------|--------------|----------------|---------------------|
| Aubos Trevo | 0,000473 | 0,276346 | 0,100928 | 0,000000 | 0,903968 | 0,000000 | 1,004896 |
| Ambev | 0,000034 | 0,250335 | 0,059240 | 0,173869 | 0,855716 | 0,000000 | 0,914957 |
| Avipal | 0,000181 | 0,001485 | 0,151459 | 0,001514 | 0,627701 | 0,000000 | 0,779160 |
| Fosfertil | 0,000007 | 0,086036 | 0,044709 | 0,001614 | 0,935916 | 0,000000 | 0,980625 |
| Minupar | 0,000314 | 0,184574 | 0,120032 | 0,015922 | 0,825676 | 0,000000 | 0,945708 |
| Perdigão | 0,000063 | 0,003898 | 0,124704 | 0,001711 | 0,747479 | 0,000000 | 0,872182 |
| Sadia | 0,000005 | 0,184309 | 0,040260 | 0,002681 | 0,949820 | 0,000000 | 0,990080 |
| Seara | 0,000462 | 0,054532 | 0,165783 | 0,018069 | 0,438422 | 0,077187 | 0,604205 |
| Souza Cruz | 0,000008 | 0,210847 | 0,033279 | 0,062320 | 0,950895 | 0,000000 | 0,984174 |
| Weg | 0,000223 | 0,000500 | 0,197373 | 0,000612 | 0,141319 | 0,346479 | 0,338691 |

Ainda quanto à volatilidade condicional, o poder de explicação de suas próprias defasagens foi verificado em quase todas as séries, de forma bastante marcante. Com exceção das séries da Seara e da Weg, os coeficientes de todas as demais foram estatisticamente significativos, mesmo assumindo-se nível de significância de 1%, confirmando-se a presença de efeitos GARCH nos modelos estimados.

Com relação aos resultados obtidos pela estimativa do GARCH-M – ou CAPM

Condicional - comparativamente, houve uma variação média de -8,3% em relação aos betas do CAPM tradicional. Apenas com a exceção de Minupar, todos os betas estimados por meio do modelo GARCH-M (1,1) foram menores que os estimados originalmente. Os parâmetros estimados para a equação da média são apresentados na tabela 5.

TABELA 05 – Equação da Média: CAPM Condicional

| <i>Empresa</i> | α | <i>P value</i> | β | <i>P value</i> | δ | <i>P value</i> |
|----------------|-----------|----------------|----------|----------------|-----------|----------------|
| Aubos Trevo | -0,004119 | 0,794351 | 1,461404 | 0,025643 | 0,015120 | 0,781461 |
| Ambev | -0,004647 | 0,395320 | 0,287949 | 0,000000 | 0,298703 | 0,288849 |
| Avipal | -0,007633 | 0,112067 | 0,274403 | 0,000000 | 0,287664 | 0,116396 |
| Fosfertil | 0,006838 | 0,065529 | 0,409263 | 0,000000 | -0,289771 | 0,149374 |
| Minupar | -0,014636 | 0,124963 | 0,460953 | 0,000038 | 0,166228 | 0,258673 |
| Perdigão | 0,002006 | 0,610494 | 0,329796 | 0,000000 | -0,093580 | 0,624251 |
| Sadia | 0,000843 | 0,789340 | 0,456249 | 0,000000 | 0,005049 | 0,975318 |
| Seara | -0,006351 | 0,335787 | 0,150034 | 0,008276 | 0,244844 | 0,233710 |
| Souza Cruz | 0,002268 | 0,627823 | 0,467808 | 0,000000 | -0,059304 | 0,789084 |
| Weg | -0,005191 | 0,253745 | 0,059533 | 0,102629 | 0,366581 | 0,159242 |

Quanto à inclusão da volatilidade condicional como variável explicativa dos retornos em excesso, verifica-se em todas as empresas que seu coeficiente foi estatisticamente insignificante. Na empresa Avipal, a um nível de significância de 10%, o delta se apresenta marginalmente

significativo, embora dentro da zona de rejeição de significância. Apesar deste fato, notou-se que os efeitos ARCH reduziram-se significativamente na equação da média, em relação ao CAPM tradicional. A tabela 6 apresenta os resultados do teste ARCH-LM para as estimativas do modelo GARCH-M:

TABELA 06 – Teste ARCH-LM dos modelos GARCH-M

| <i>Empresa</i> | <i>F</i> | <i>P value</i> |
|----------------|-----------|----------------|
| Aubos Trevo | 12,101326 | 0,000526 * |
| Ambev | 0,180494 | 0,671041 |
| Avipal | 0,887119 | 0,346489 |
| Fosfertil | 5,240731 | 0,022274 ** |
| Minupar | 2,077491 | 0,149802 |
| Perdigão | 4,767849 | 0,029230 ** |
| Sadia | 6,360309 | 0,011826 ** |
| Seara | 0,000752 | 0,978122 |
| Souza Cruz | 0,129054 | 0,719491 |
| Weg | 0,081172 | 0,775776 |

* presença de efeitos ARCH ($\alpha = 1\%$)

** presença de efeitos ARCH ($\alpha = 5\%$)

Como era de se esperar, boa parte dos efeitos ARCH foi controlada pela inclusão

da variância condicional na equação da média. Mesmo as séries que apresentaram

fortes efeitos ARCH – como Avipal, Minupar e Weg – tiveram tais efeitos atenuados pela estimativa do GARCH-M.

Tendo-se feito as análises dos modelos individualmente, torna-se interessante avaliar qual deles tem o melhor ajuste aos dados. Para tanto, foi escolhido o Critério de Schwartz (CS), para comparar a eficiência dos modelos CAPM e GARCH-M na descrição do comportamento dos dados. Este critério permite que se comparem dois modelos de séries temporais não-aninhados (TSAY, 2002). O critério de decisão consiste

em identificar aquele modelo que possui o menor valor do CS. Como pode ser observado na tabela 7, considerando-se os modelos estimados, as ações escolhidas e o período de análise, pode-se concluir que o modelo GARCH-M se adapta melhor aos dados que o modelo CAPM tradicional. Embora os coeficientes delta tenham sido em sua maioria estatisticamente insignificantes, nota-se, por este critério, que mesmo assim estes modelos têm melhor ajuste que o CAPM tradicional

TABELA 07 – Comparação entre os modelos: Critério de Schwartz

| <i>Empresa</i> | <i>CAPM</i> | <i>GARCH-M</i> |
|----------------|-------------|----------------|
| Aubos Trevo | 1,379250 | 1,103718 |
| Ambev | -4,973701 | -4,990349 |
| Avipal | -4,258397 | -4,327549 |
| Fosfertil | -5,022853 | -5,048197 |
| Minupar | -2,397566 | -2,523572 |
| Perdigão | -4,753663 | -4,803749 |
| Sadia | -4,832268 | -4,879088 |
| Seara | -3,942326 | -3,963730 |
| Souza Cruz | -4,773522 | -4,779657 |
| Weg | -5,156551 | -5,187200 |

TABELA 08 – Raiz do Erro Quadrado Médio (RMSE)

| <i>Empresa</i> | <i>Nov/2003</i> | | <i>Dez/2003</i> | |
|----------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|
| | <i>CAPM</i> | <i>GARCH-M</i> | <i>CAPM</i> | <i>GARCH-M</i> |
| Aubos Trevo | 633,7049 | 170,0880 | 353,0133 | 291,9607 |
| Ambev | 140,5019 | 144,4017 | 225,3996 | 211,4796 |
| Avipal | 92,7324 | 92,1943 | 126,3633 | 119,3628 |
| Fosfertil | 138,0164 | 133,7602 | 100,5458 | 118,1983 |
| Minupar | 403,0564 | 506,0047 | 217,9901 | 237,6876 |
| Perdigão | 188,5484 | 168,6789 | 89,4983 | 89,7382 |
| Sadia | 106,7400 | 106,0923 | 238,1469 | 218,9611 |
| Seara | 172,1058 | 201,7759 | 175,7417 | 173,6460 |
| Souza Cruz | 153,9624 | 6.47E+45 | 119,7684 | - |
| Weg | 196,6981 | 235,4147 | 136,5214 | 153,5544 |

Por fim, a capacidade preditiva dos modelos foi testada e os resultados destas previsões

avaliados em termos das medidas RMSE e MAPE, apresentadas nas tabelas 8 e 9

TABELA 09 – Erro Absoluto Médio Percentual (MAPE)

| Empresa | Nov/2003 | | Dez/2003 | |
|-------------|----------|----------|----------|---------|
| | CAPM | GARCH-M | CAPM | GARCH-M |
| Aubos Trevo | 0,0767 | 0,0819 | 0,0440 | 0,0477 |
| Ambev | 0,0186 | 0,0187 | 0,0142 | 0,0142 |
| Avipal | 0,0713 | 0,0711 | 0,0286 | 0,0287 |
| Fosfertil | 0,0202 | 0,0201 | 0,0170 | 0,0169 |
| Minupar | 0,1135 | 0,1139 | 0,1020 | 0,1023 |
| Perdigão | 0,0139 | 0,0141 | 0,0211 | 0,0213 |
| Sadia | 0,0180 | 0,0179 | 0,0198 | 0,0199 |
| Seara | 0,0203 | 0,0206 | 0,0259 | 0,0258 |
| Souza Cruz | 0,0138 | 3.52E+41 | 0,0126 | - |
| Weg | 0,0094 | 0,0097 | 0,0168 | 0,0168 |

Pelos resultados obtidos, percebe-se que não há uma preferência claramente identificável por um ou outro modelo quanto à capacidade preditiva. Ao se avaliarem os modelos pela Raiz do Erro Quadrado Médio, em ambos os meses nota-se uma superioridade do CAPM sobre o GARCH-M, com sete das dez séries apresentando erros menores com as previsões pelo CAPM tradicional. Deve ser ressaltado que esta melhoria de previsão é apenas marginal, na medida em que as estimativas de erro obtidas pelo CAPM se mostraram apenas marginalmente menores que as obtidas pelo GARCH-M. Exceção se faz à série da Souza Cruz, cujo erro de previsão do modelo GARCH-M para novembro foi significativamente maior que o erro do modelo CAPM.

Até então, pode-se concluir por uma leve superioridade do modelo CAPM sobre o GARCH-M no tocante à capacidade preditiva. Entretanto, quando se avalia este mesmo critério pelo Erro Absoluto Médio Percentual (MAPE), os resultados são diversos. Por ser uma medida desprovida de escala – o erro é mensurado sob a forma percentual – acredita-se que o MAPE seja mais justo na avaliação dos erros de previsão. Sendo assim, as análises dos erros de previsão mensurados por este método confirmam a aparente semelhança entre os modelos do ponto de vista de sua capacidade preditiva. Considerando-se os dois períodos de previsão, os modelos não apresentaram superioridade clara – em novembro, o CAPM foi superior para cinco ativos, e o GARCH-M para os outros cinco. Para o período de dezembro, o CAPM foi mais eficiente para quatro empresas, enquanto que o GARCH-M o foi para cinco delas.

5. CONCLUSÕES

A partir dos resultados obtidos, há que se fazer algumas considerações. Em primeiro lugar, pode-se notar que o risco sistêmico das empresas do agronegócio brasileiro analisadas é bastante baixo. A exceção de Aubos Trevo, com coeficiente beta de 1,76, todas as empresas apresentaram coeficientes próximos ou abaixo de 0,50, indicando-se que os retornos em excesso destas empresas têm um baixo nível de sensibilidade aos retornos de mercado. Este resultado, aliado à constatação apresentada inicialmente sobre o crescimento expressivo do agronegócio no PIB brasileiro, sinaliza para o potencial destes ativos como elementos redutores de risco em carteiras de investimento em renda variável. Por outro lado, isto ainda reforça o potencial de crescimento do setor, ao sinalizar para a atratividade, por parte das empresas analisadas, de novas captações de recursos no mercado financeiro que viabilizem o crescimento a longo prazo, o financiamento das atividades de investimento e a redução potencial do custo médio de capital das empresas.

Em termos estatísticos, todos os modelos estimados apresentaram heteroscedasticidade, seja pelo teste de White, seja pelo ARCH-LM, o qual indicou a significância do componente de variância condicional. A estimação dos modelos GARCH-M apresentou-se como uma alternativa para controlar a volatilidade condicional e permitir que a mesma, na medida em que é um indicador de risco, fosse incorporada na análise dos retornos das ações. A análise comparativa pelo Critério de Schwarz comprova o que se esperava: os modelos GARCH-M se ajustaram melhor aos dados na presença de heteroscedasticidade condicional. Apesar do fato de os coeficientes dos termos de variância condicional terem se

apresentado estatisticamente insignificantes em todos os modelos estimados, conclui-se que os modelos GARCH-M descrevem melhor os dados, em virtude de levarem em conta e extraírem o efeito da variância condicional, o que pode ser comprovado pelos testes ARCH-LM.

Contudo, do ponto de vista preditivo, esta melhor especificação dos modelos GARCH-M não contribuiu para uma melhora significativa na redução dos erros de previsão. As previsões geradas pelo CAPM tradicional foram em muitos casos melhores do que as obtidas pelo modelo que considera a volatilidade condicional na equação da média, corroborando a tese de Chatfield (1996), segundo a qual modelos estatisticamente complexos geralmente não são superiores a modelos mais simples.

Neste ponto, não se deve deixar de colocar a ressalva relativa ao tamanho da amostra, pois, dadas as restrições impostas para a seleção e tratamento de séries que efetivamente se adequassem à proposta da pesquisa, optou-se por uma maior rigidez nesta fase, abrindo-se mão de uma ampliação do poder de generalização. Nesse sentido, para que se possa efetuar conclusões ainda mais generalistas sobre o risco do setor, torna-se importante efetuar estudos com um maior número de empresas.

Outra vertente de trabalhos possíveis seria dada pela comparação entre o modelo CAPM e o GARCH-M para uma amostra diversificada de empresas, sem que seja definido um setor específico. Uma terceira contribuição, que poderia ser tomada em estudos posteriores, seria permitir que outros modelos de volatilidade condicional fossem testados – como os modelos E-GARCH (Exponentially GARCH), TARCH (Threshold GARCH) e FIGARCH (Fractionally Integrated GARCH), cujas estimativas de volatilidade condicional podem, da mesma forma, serem incorporadas às equações originais, resultando respectivamente em modelos E-GARCH-M, TARCH-M e FIGARCH-M.

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

ALEXANDER, C. **Market Models: A Guide to Financial Data Analysis**. New York, Wiley, 2001.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, Volume 31, 1986, p.307, 21pp.

BRAILSFORD, T. J.; FAFF, R. W. Testing the conditional CAPM and the effect of intervaling: a note. **Pacific-Basin Finance Journal**, Volume 5, 1997, p. 527, 11p.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2002.

CHATFIELD, C. Model Uncertainty and Forecast Accuracy. **Journal of Forecasting**, vol. 15, p.495-508, 1996.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL – CNA. **Relatório de Atividades 2002**. Brasília: CNA, 2003, 116p. Disponível em: www.cna.org.br. Acesso em: 08 de novembro de 2003.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. **Modern portfolio theory and investment analysis**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, Volume , 1982.

ENGLE, R. F.; LILIEN, D.M.; ROBINS, R. P. Estimating time-varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. **Econometrica**, Volume 55, 1987, p. 391, 17p.

FAMÁ, R.; BARROS, L. A.; SILVEIRA, H. P. Conceito de taxa livre de risco e sua aplicação no *Capital Asset Pricing Model*: um estudo exploratório para o mercado brasileiro. In: 2º ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2002, Rio de Janeiro.

HANSSON, B.; HÖRDAHL, P. Testing the conditional CAPM using multivariate GARCH-M. **Applied Financial Economics**, Volume 8, 1998, p. 377, 12p.

IBGE. **Agroindústria 2003**. Disponível em: www.ibge.gov.br. Acesso em: 01 de março de 2004.

LEVI, H.; SARNAT, M. **Capital Investment and Financial Decisions**. New York: Prentice Hall, 1994.

LINTNER, J. Security prices, risk and maximal gains from diversification. **Journal of Finance**, Volume 20, 1965a, p. 587, 29p.

LINTNER, J. The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budget. **Review of Economics and Statistics**, Volume 47, 1965b, p. 13, 25p.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, Volume 7, 1952, p77, 15p.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. E. **Administração Financeira**. São Paulo: Atlas, 2002.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, Volume 19, 1964, p425, 18p.

TSAY, R. S. **Analysis of Financial Time Series**. New York: John Wiley & Sons, 2002.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: a modern approach**. USA: Thomson South-Western, 2002.

Daniel Loureiro Araújo

Mestrando em Administração pelo CEPEAD/FACE da Universidade Federal de Minas Gerais.

E-mail: dla@ufmg.br

Rua Curitiba , nº 832, 11o andar - Centro.
Cep. 30170-120 – Belo Horizonte/MG – Brasil.

Aureliano Angel Bressan

Doutor em Economia pela FGV/RJ.

Professor da Univeridade Federal de Minas Gerais (UFMG).

E-mail: bressan@face.ufmg.br

Rua Curitiba , nº 832, 11o andar - Centro.
Cep. 30170-120 – Belo Horizonte/MG – Brasil.

Luiz Alberto Bertucci

Doutor em Administração de Empresas pela EAESP/FGV.

Professor da Universidade Federal de Minas Gerais.

E-mail: bertucci@face.ufmg.br

Rua Curitiba , nº 832, 11o andar - Centro.
Cep. 30170-120 – Belo Horizonte/MG – Brasil.

Wagner Moura Lamounier

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).

Professor da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

E-mail: wagner@face.ufmg.br

Rua Curitiba , nº 832, 11o andar - Centro.
Cep. 30170-120 – Belo Horizonte/MG – Brasil.

¹ Artigo apresentado e publicado nos anais do XXVIII EnANPAD. Curitiba, setembro de 2004.

² BOLLERSLEV, 1986; BRAILSFORD e FAFF, 1997; BROOKS, 2002; HANSSON e HÖRDAHL, 1998; TSAY, 2002.