

## MODELOS MULTINÍVEL DE COEFICIENTES ALEATÓRIOS E OS EFEITOS FIRMA, SETOR E TEMPO NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

**Luiz Paulo Lopes Fávero\***

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade  
Universidade de São Paulo (USP)  
São Paulo – SP  
[lpfaver@usp.br](mailto:lpfaver@usp.br)

**Débora Confortini**

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade  
Universidade de São Paulo (USP)  
São Paulo – SP  
[debora.confortini@gmail.com](mailto:debora.confortini@gmail.com)

\* *Corresponding author* / autor para quem as correspondências devem ser encaminhadas

*Recebido em 12/2008; aceito em 03/2010 após 1 revisão*  
*Received December 2008; accepted March 2010 after one revision*

### Resumo

A literatura não tem atingido um consenso sobre como os efeitos firma e setor influenciam a rentabilidade das ações listadas em bolsa de valores ao longo do tempo. Sob as hipóteses iniciais de que há alterações significativas na rentabilidade de papéis de empresas na Bovespa nos últimos anos, e que estas variações ocorrem em função das características existentes em cada firma e dos setores de atuação, este estudo propõe, por meio de modelagem hierárquica linear, uma abordagem que permite analisar os efeitos aleatórios como alternativa para a avaliação da evolução da rentabilidade. Por meio de uma amostra com 45 firmas atuantes em 10 setores no período 2001-2007, totalizando 272 observações, verifica-se que há apenas uma baixa representatividade, em caráter multinível, do efeito do setor de atuação para a diferenciação da rentabilidade anual média e das taxas de crescimento dos preços das ações entre empresas listadas na Bovespa nos últimos anos.

**Palavras-chave:** modelos multinível; efeito firma; efeito setor; medidas repetidas; mercado de ações.

### Abstract

Literature has not reached a consensus on how the firm and industry effects influence the stock price performance of publicly-traded companies over time. Based on the premise of significant changes in the stock price performance of companies listed on São Paulo Stock Exchange (Bovespa) in recent years, and the occurrence of these variations in function of the characteristics of each firm and activity industry, this study uses hierarchical modeling with repeated measures to propose an approach that permits analyzing random effects as an alternative for profitability evolution analysis. Through a sample of 45 companies working in ten industries in the period 2001-2007, totaling 272 observations, low representativeness of the activity industry is verified to distinguish the mean annual profitability and the growth rates of stock prices among companies listed on Bovespa in recent years.

**Keywords:** multilevel models; firm effect; industry effect; repeated measures; stock market.

## 1. Introdução

Muitos trabalhos pertinentes ao estudo do mercado acionário abordam aspectos relativos aos impactos gerados por um determinado grupo de variáveis sobre um comportamento específico que propicie informação aos tomadores de decisão. E, neste sentido, as ferramentas multivariadas de dados quantitativos proliferam em estudos importantes da área de finanças e contabilidade que têm como objetivos a criação de modelos que expliquem a realidade e a verificação empírica de fenômenos observados.

Este enfoque tem por objetivo descrever como se desenrola o mundo real e prever o que irá ocorrer e, desta maneira, seu objetivo relaciona-se com a investigação das razões pelas quais as organizações tomam determinadas decisões em detrimento de outras, dentro de um contexto mercadológico e econômico.

Dentro desta abordagem, muitos trabalhos utilizam técnicas quantitativas de análise de dados para a solução de problemas e para a elaboração de modelos que expliquem e prevejam a realidade. De acordo com Barth, Beaver & Landsman (2001), as técnicas econométricas são utilizadas em muitos trabalhos relevantes que, se não as possuísem, poderiam apresentar limitação da validade de suas inferências. Porém, é fundamental que a escolha apropriada de cada técnica estatística seja baseada em uma teoria subjacente e esteja de acordo com o que se deseja investigar.

Neste sentido, este trabalho adota a abordagem multinível, explorando os efeitos do setor de atuação e das características das firmas no desempenho das empresas listadas na Bovespa, de 2001 a 2007. Segundo Ramos-Rodríguez & Ruiz-Navarro (2004) e Goldszmidt, Brito & Vasconcelos (2007), a busca pelas origens do desempenho de algumas firmas é um tema central na pesquisa em estratégia, e uma linha de pesquisa sobre os componentes de variância do desempenho tem oferecido importante apoio empírico nesta busca.

Esta linha remonta aos trabalhos de Schmalensee (1985) e Rumelt (1991), sendo seguidos por uma série de outros estudos que analisaram os efeitos firma, corporação, indústria e ano, como os de Roquebert, Phillips & Westfall (1996), McGahan & Porter (1997), Brush & Bromiley (1997), Brush, Bromiley & Hendrickx (1999) e Bowman & Helfat (2000).

Este artigo traz contribuições ao estudo das fontes de heterogeneidade da evolução dos preços de ações de empresas listadas na Bovespa ao longo do tempo, especificamente no que se refere aos efeitos firma e setor, por meio das técnicas multinível. Primeiramente, avalia as variações da rentabilidade das ações entre firmas de um mesmo setor e provenientes de setores diferentes ao longo do tempo e, na sequência, investiga as variáveis relacionadas às empresas e aos setores que eventualmente explicam a variação dos preços das ações entre firmas ao longo do tempo. Desta forma, será utilizada uma abordagem em três níveis, sendo o primeiro nível relativo à variação temporal (medida repetida), o segundo nível às características das firmas e o terceiro às variáveis dos setores.

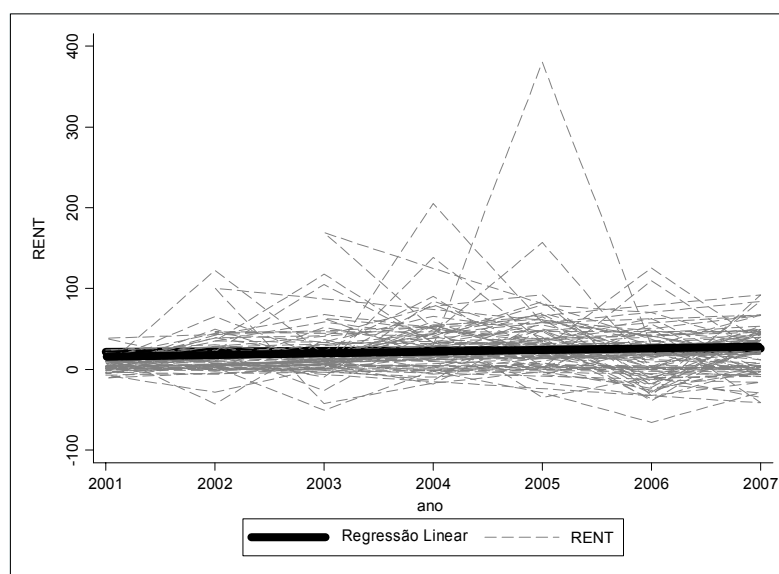
Por meio da abordagem da modelagem hierárquica com medidas repetidas, exploram-se os efeitos firma e setor de origem por meio da análise de uma amostra com 45 firmas provenientes de 10 setores, num período de 7 anos (2001-2007).

A seção 2 apresenta um diagnóstico da evolução da rentabilidade das ações listadas na Bovespa, com enfoque para as eventuais diferenças existentes entre firmas e entre setores ao longo do tempo. Nas duas seções seguintes, é apresentada uma revisão da literatura sobre modelagem hierárquica, bem como são discutidos os principais conceitos relativos à

aplicação da técnica em três níveis e com medidas repetidas, com ênfase para os trabalhos que utilizaram os efeitos das firmas sobre o desempenho. Na seção 5, é apresentado o método e o modelo proposto no trabalho. A seção 6 destina-se aos resultados e às respectivas discussões. As principais conclusões são discutidas na última seção.

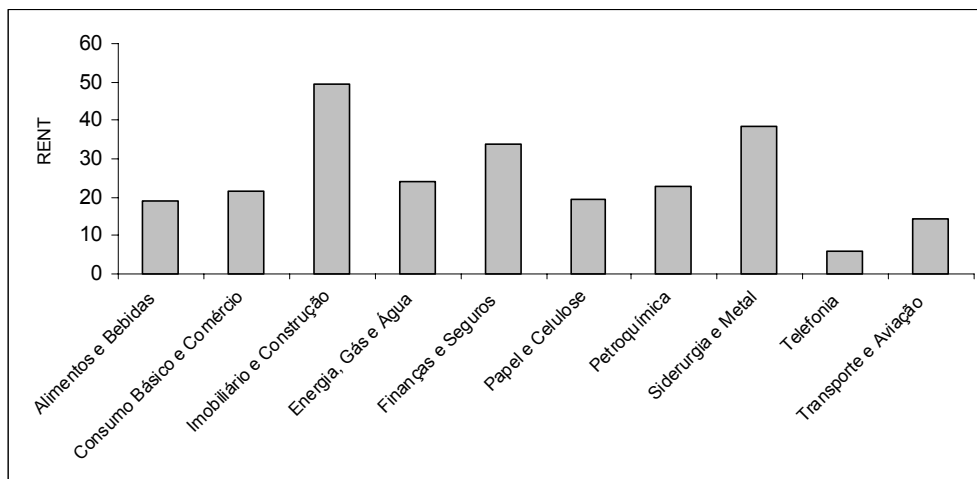
## 2. Evolução da Rentabilidade das Ações Listadas na Bovespa

Ao longo do período 2001-2007, muitas empresas apresentaram rentabilidades expressivas dos preços de suas ações (variável RENT) em um ou mais anos, como pode ser observado no gráfico 1 para as 45 firmas consideradas no presente estudo. Por meio do mesmo gráfico, onde está ajustada a reta de regressão linear, é possível notar a existência de uma tendência geral média crescente para as rentabilidades das ações ao longo do tempo.

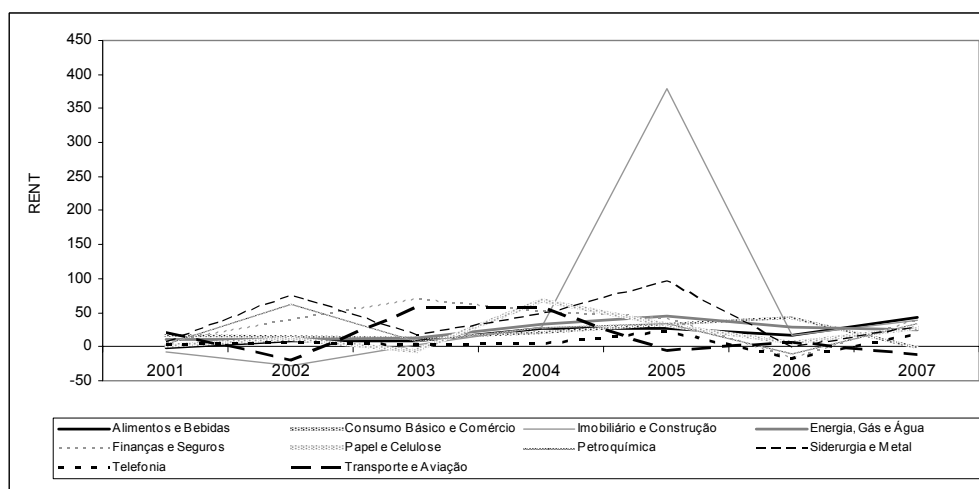


**Gráfico 1** – Evolução da Rentabilidade Anual das Ações de Empresas Listadas na Bovespa.

Como as 45 empresas são provenientes de 10 setores, é apresentada, por setor, a rentabilidade média geral e para cada ano, por meio dos gráficos 2 e 3, respectivamente. Pode-se perceber, por meio do gráfico 2, que os setores Imobiliário e de Construção e de Siderurgia e Metal apresentam rentabilidades médias gerais dos preços das ações de suas empresas acima da média geral, porém nota-se, por meio do gráfico 3, que o ano de 2005 é consideravelmente responsável pela ocorrência deste fenômeno, dado que as médias dos preços das ações das firmas provenientes destes dois setores apresentaram um salto neste período.



**Gráfico 2** – Média Geral da Rentabilidade das Ações por Setor para o Período 2001-2007.



**Gráfico 3** – Rentabilidades Médias das Ações das Empresas por Ano para cada Setor.

Este trabalho procura investigar se existem diferenças nas rentabilidades das ações entre empresas e também nas rentabilidades médias das ações entre setores distintos, ao longo do tempo. Com o intuito de propiciar um melhor embasamento para a proposição dos modelos multinível que sustentarão as hipóteses do estudo, elaboram-se, inicialmente, testes para k amostras independentes (*Kruskal-Wallis Test*), com o objetivo de testar se as distribuições das rentabilidades, ao longo do tempo, são iguais entre empresas e entre setores. As premissas para a elaboração de uma análise de variância de um fator (*One-Way ANOVA*) foram violadas para as distribuições de rentabilidade de cada empresa ou setor ao longo do tempo, o que justifica a utilização do teste de Kruskal-Wallis. A tabela 1 apresenta os resultados deste teste.

**Tabela 1** – Diagnóstico para Verificação de Igualdade das Distribuições de Rentabilidade das Ações entre Firmas e entre Setores.

Comparação	Qui-quadrado ( $\chi^2$ )	gl	sig.
Entre Firmas	57,44	44	0,084
Entre Setores	19,67	9	0,020

Por meio dos resultados apresentados na tabela 1, é possível verificar que há maiores diferenças entre as distribuições das rentabilidades médias de ações dos setores do que entre as distribuições das rentabilidades de cada empresa, ao longo do tempo. Em outras palavras, não há uma propensão à existência de tendências idiossincráticas na amostra, que poderiam ser resultantes de comportamentos sistemáticos discrepantes de rentabilidades de ações entre firmas ao longo do tempo. Espera-se que tais discrepâncias ocorram mais significativamente entre setores, o que pode fazer com que muitas de suas características sejam mais relevantes para a explicação do comportamento da rentabilidade das ações ao longo do tempo, em comparação com características específicas das próprias firmas, o que justifica a utilização de modelos hierárquicos.

Elaborado este diagnóstico inicial, que embasará muitos critérios adotados na modelagem ao longo do estudo, parte-se para uma apresentação dos modelos multinível e os efeitos firma e setor propriamente ditos na rentabilidade de ações em uma perspectiva temporal.

### 3. Modelos Multinível e os Efeitos Firma e Setor na Rentabilidade

A maioria dos dados que são estudados em ciências sociais é proveniente de fenômenos nos quais os sujeitos apresentam-se naturalmente de forma hierárquica (Soto & Morera, 2005). De acordo com Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon & du Toit (2004), dados comportamentais, sociais ou relacionados a variáveis de desempenho comumente apresentam estruturas aninhadas e cada sub-modelo representa as relações estruturais e a variabilidade residual que ocorrem naquele nível.

Segundo Gelman (2006), os modelos multinível são uma generalização dos métodos de regressão e, portanto, podem ser utilizados para uma variedade de propósitos, incluindo predição, redução dos dados e inferência causal a partir de experimentos e estudos observacionais. Contribuições significativas sobre o assunto são encontradas em Hofmann (1997), Kreft & de Leeuw (1998), Snijders & Bosker (1999), Raudenbush & Bryk (2002), Hox (2002), Goldstein (2003), de Leeuw & Meijer (2007), Heck & Thomas (2008) e Rabe-Hesketh & Skrondal (2008).

Em comparação com os modelos clássicos de regressão linear ou com de análise e covariância, os modelos multinível apresentam a vantagem de levar em consideração a análise de dados hierarquicamente estruturados. Estes modelos propõem uma estrutura de análise dentro da qual podem ser reconhecidos os distintos níveis em que se articulam os dados, estando cada subnível representado pelo seu próprio modelo (Draper, 1995). Cada um destes submodelos, de acordo com Soto & Morera (2005), expressa a relação entre as variáveis dentro de um determinado nível e especifica como as variáveis deste nível influenciam as relações que se estabelecem em outros níveis.

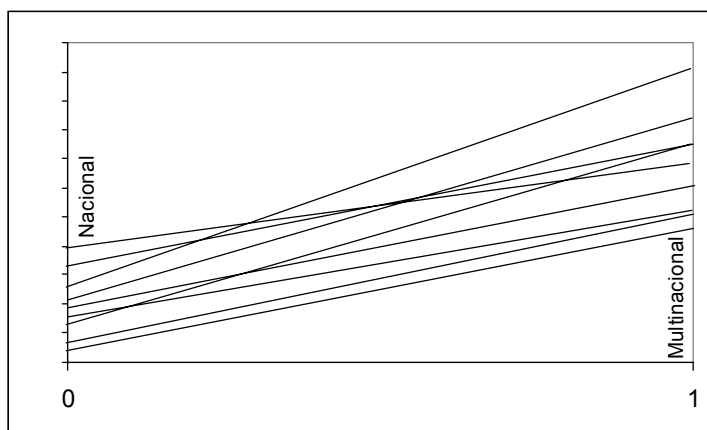
Um modelo clássico de regressão, aplicado, por exemplo, a um contexto de análise de desempenho de firmas atuantes em um determinado setor, poderia ser escrito por meio de uma equação única que representasse a relação existente entre a variável de desempenho (por exemplo, rentabilidade da firma) e a variável preditora (por exemplo, se é de capital estritamente nacional ou multinacional). Por outro lado, se a análise for elaborada para firmas provenientes de dois setores, duas equações distintas precisam ser definidas, de modo que:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \cdot x_{1ij} + r_{ij} \quad (1)$$

$$\text{var}(r_{ij}) = \sigma^2$$

Em que  $j$  assume valor igual a 1 ou 2 e os coeficientes  $\beta_{01}$  e  $\beta_{02}$  representam as rentabilidades médias esperadas das empresas de cada um dos setores e cujos capitais sejam de origem nacional. Os coeficientes  $\beta_{11}$  e  $\beta_{12}$  são as inclinações e representam, analogamente, os incrementos nas rentabilidades médias quando se altera a origem do capital das firmas. Os termos de erro estocásticos  $r_{ij}$  (assume-se que sejam normalmente distribuídos com média 0 e variância  $\sigma^2$ ) referem-se ao quanto a rentabilidade da firma  $i$  se afasta da rentabilidade esperada das firmas que têm a mesma característica (capital nacional ou multinacional). Explicita-se, portanto, que  $x_{1i} = 0$  se o capital da  $i$ -ésima firma for nacional e 1 se for multinacional.

Na realidade, há muitos setores de atuação que podem apresentar variações entre si, tanto nos pontos de corte, quanto nas inclinações, o que faz com que não seja muito prático estimar uma equação de regressão para cada um deles. Um gráfico genérico desta situação, apresentado a seguir, ilustra o caso.



**Gráfico 4** – Modelos Clássico de Regressão para Empresas Provenientes de Vários Setores.  
Fonte: Adaptado de Soto & Morera (2005).

Assim, a estimação dos efeitos firma e setor requer um modelo de dois níveis, com  $j$  setores no nível 2 e  $i$  firmas no nível 1. Formalmente, há  $i = 1, \dots, n_j$  unidades de nível 1 (neste caso, firmas), as quais estão aninhadas com cada  $j = 1, \dots, J$  unidades de nível 2 (neste caso, setores).

Para de fato haver um modelo de dois níveis,  $\beta_{0j}$  e  $\beta_{1j}$  devem ser coeficientes aleatórios. Utilizando a mesma notação de Natis (2000) e Goldstein (2003), apresenta-se o modelo do nível 2:

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} & , \beta_{0j} &\sim N(\gamma_{00}, \tau_{00}) \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + u_{1j} & , \beta_{1j} &\sim N(\gamma_{10}, \tau_{11}) \\ \text{cov}(\beta_{0j}, \beta_{1j}) &= \tau_{01} \end{aligned} \quad (2)$$

Em que:

- $\gamma_{00}$ : valor esperado dos interceptos na população de setores;
- $\gamma_{10}$ : valor esperado das inclinações na população de setores;
- $u_{0j}$ : efeito aleatório do setor  $j$  no intercepto  $\beta_{0j}$ ;
- $u_{1j}$ : efeito aleatório do setor  $j$  na inclinação  $\beta_{1j}$ ;
- $\tau_{00}$ : variância populacional dos interceptos;
- $\tau_{11}$ : variância populacional das inclinações; e
- $\tau_{01}$ : covariância entre  $\beta_{0j}$  e  $\beta_{1j}$ .

E com as seguintes suposições:

- $u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$   $u_{0j}$ 's independentes;
- $u_{1j} \sim N(0, \tau_{11})$   $u_{1j}$ 's independentes;
- $\text{cov}(u_{0j}, u_{1j}) = \tau_{01}$ ; e
- $u_{0j}$ 's e  $u_{1j}$ 's independentes dos  $r_{ij}$ 's.

De acordo com Natis (2000), os termos da expressão (2) formam o modelo do nível 2, que retrata que os setores não possuem o mesmo intercepto e a mesma inclinação, e os componentes aleatórios  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  auxiliam na explicação destas diferenças. As expressões (1) e (2) necessitam da estimação de dois coeficientes fixos ( $\beta_0$  e  $\beta_1$ ) e de quatro parâmetros ( $\tau_{00}$ ,  $\tau_{11}$ ,  $\tau_{01}$  e  $\sigma^2$ ). Estes quatro últimos parâmetros, que nada mais são do que variâncias e covariâncias, são chamados de parâmetros aleatórios. O modelo de dois níveis mais simples, em que não há variáveis explicativas em nenhum dos níveis, é conhecido por modelo não condicional, ou modelo nulo, e inclui somente os parâmetros aleatórios  $\tau_{00}$  e  $\sigma^2$ .

Ainda em relação ao modelo de dois níveis, em que o nível 1 é composto por firmas e o nível 2 por setores, a matriz de covariância (3 x 3) apresentada por meio da expressão (3) oferece os *scores* de três firmas provenientes de um único setor.

$$\begin{pmatrix} \tau_{00} + \sigma^2 & \tau_{00} & \tau_{00} \\ \tau_{00} & \tau_{00} + \sigma^2 & \tau_{00} \\ \tau_{00} & \tau_{00} & \tau_{00} + \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (3)$$

Já para o caso da existência de dois setores, sendo um com três firmas e outro com duas, por exemplo, a matriz de covariância passaria a ser:

$$\begin{pmatrix} A & 0 \\ 0 & B \end{pmatrix}$$

em que:

$$A = \begin{pmatrix} \tau_{00} + \sigma^2 & \tau_{00} & \tau_{00} \\ \tau_{00} & \tau_{00} + \sigma^2 & \tau_{00} \\ \tau_{00} & \tau_{00} & \tau_{00} + \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (4)$$

$$B = \begin{pmatrix} \tau_{00} + \sigma^2 & \tau_{00} \\ \tau_{00} & \tau_{00} + \sigma^2 \end{pmatrix}$$

Esta estrutura diagonal reflete o fato de que a covariância entre firmas localizadas em diferentes setores é zero.

Pode-se agora incluir, no nível 2, variáveis relacionadas a características dos setores, com o intuito de se explicar a variabilidade dos interceptos e das inclinações entre os mesmos. Assim, inclui-se uma determinada variável  $w_{1j}$ , como segue:

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot w_{1j} + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11} \cdot w_{1j} + u_{1j} \\ \text{cov}(\beta_{0j}, \beta_{1j}) &= \tau_{01} \end{aligned} \quad (5)$$

em que  $w_{1j}$  representa a característica 1 do setor  $j$ , o vetor de  $\gamma$ 's representa os coeficientes do nível 2 e  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  são termos aleatórios normalmente distribuídos e independentes entre si e dos  $r_{ij}$ 's, com parâmetros:

$$\begin{aligned} E(u_{0j}) &= E(u_{1j}) = 0 \\ \text{var}(u_{qj}) &= \tau_{qq}, \quad (q = 0, 1, \dots, S_q) \\ \text{cov}(u_{qj}, u_{q'j}) &= \tau_{qq'} \end{aligned} \quad (6)$$

De acordo com Steenbergen & Jones (2002), tem-se que:

- $\gamma_{00}$ : valor esperado dos interceptos nos setores sem a característica  $w_{1j}$ ;
- $\gamma_{01}$ : diferença entre os valores esperados dos interceptos nos setores sem e com a característica  $w_{1j}$ ;
- $\gamma_{10}$ : valor esperado das inclinações nos setores sem a característica  $w_{1j}$ ;
- $\gamma_{11}$ : diferença entre os valores esperados das inclinações nos setores sem e com a característica  $w_{1j}$ ;
- $u_{0j}$ : efeito aleatório do setor  $j$  no intercepto  $\beta_{0j}$ ;
- $u_{1j}$ : efeito aleatório do setor  $j$  na inclinação  $\beta_{1j}$ ;
- $\tau_{00}$ : variância populacional dos interceptos corrigida pela característica  $w_{1j}$ ; e
- $\tau_{11}$ : variância populacional das inclinações corrigida pela característica  $w_{1j}$ .

Com este novo modelo,  $\tau_{00}$ ,  $\tau_{11}$  e  $\tau_{01}$  são componentes de variância e covariância condicionais, ou residuais, uma vez que a característica  $w_{1j}$  já está sendo considerada. Para um modelo de dois níveis, como o apresentado até o presente momento, a combinação das expressões (1) e (5) resulta em:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot w_{1j} + \gamma_{10} \cdot z_{1ij} + \gamma_{11} \cdot w_{1j} \cdot z_{1ij} + u_{0j} + u_{1j} \cdot z_{1ij} + r_{ij} \quad (7)$$

que oferece um termo de erro ( $u_{0j} + u_{1j} \cdot z_{1ij} + r_{ij}$ ) bastante complexo. Raudenbush & Bryk (2002) referem-se à expressão (7) como modelo combinado (*mixed model*). Como apontam



os autores, este modelo não pode ser estimado pelo tradicional método OLS (*Ordinary Least Squares*), já que este método necessita que os termos de erros aleatórios sejam independentes, normalmente distribuídos e com variância constante, o que não ocorre na expressão (7) por duas razões. Primeiramente, porque os erros são dependentes dentro de cada setor, uma vez que  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  são comuns para toda firma no setor  $j$ . E, além disto, porque os erros apresentam variâncias desiguais, já que dependem dos valores  $z_{1ij}$  que variam entre as firmas.

Neste sentido, a modelagem por OLS irá gerar estimadores viesados e inconsistentes, porém é possível estimar tais modelos por meio de procedimentos iterativos de máxima verossimilhança, a serem descritos adiante. Nota-se que, para o caso de um modelo de um único nível, ou seja, para um único setor,  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  seriam nulos para todo  $j$ , o termo  $r_{ij}$  seria o próprio resíduo de um modelo linear e a expressão (7) poderia ser estimada por meio de um OLS.

Por fim, pode-se ainda acrescentar mais variáveis explicativas às expressões (1) e (5). Neste caso, a estimação dos efeitos firma e setor requer um modelo de dois níveis, com  $j$  setores no nível 2 e  $i$  firmas no nível 1. Formalmente, há  $i = 1, \dots, n_j$  unidades de nível 1 (neste caso, firmas), os quais estão aninhados com cada  $j = 1, \dots, J$  unidades de nível 2 (neste caso, setores). Assim, o modelo do nível 1, com  $Q$  variáveis explicativas, pode ser escrito como:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qj} \cdot x_{qij} + r_{ij} \quad (8)$$

Em que:

- $\beta_{qj}$  ( $q = 0, 1, \dots, Q$ ) são os coeficientes do nível 1;
- $x_{qij}$  é o vetor de variáveis preditoras  $q$  do nível 1 (variáveis de firma) para o caso  $i$  (firma) da unidade  $j$  (setor);
- $r_{ij}$  é o efeito aleatório do nível 1; e
- $\sigma^2$  é a variância de  $r_{ij}$  (variância do nível 1). Assume-se que o termo aleatório  $r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ .

Da mesma forma, o modelo do nível 2, com  $S_q$  variáveis, pode ser escrito como:

$$\beta_{qj} = \gamma_{q0} + \sum_{s=1}^{S_q} \gamma_{qs} \cdot w_{sj} + u_{qj} \quad (9)$$

Em que:

- $\gamma_{qs}$  ( $q = 0, 1, \dots, S_q$ ) são os coeficientes do nível 2;
- $w_{sj}$  é o vetor de variáveis preditoras do nível 2 (variáveis dos setores); e
- $u_{qj}$  é o efeito aleatório do nível 2. Assume-se que, para cada unidade  $j$ , o vetor  $(u_{0j}, u_{1j}, \dots, u_{Qj})'$  apresenta uma distribuição normal multivariada, com cada elemento de  $u_{qj}$  com média zero e variância  $\text{Var}(u_{qj}) = \tau_{qq}$ .

Modelagens similares foram extensivamente utilizadas na literatura sobre estratégia para comparar variâncias de variáveis presentes nos níveis de firma e de setor para a composição do desempenho de empresas. Nesta linha, merecem destaque os trabalhos de Mauri & Michaels (1998), Chang & Singh (2000), Ruefli & Wiggins (2003) e Short, Ketchen Jr., Palmer & Hult (2007).

Outros autores têm analisado o efeito país de origem sobre o desempenho das firmas, merecendo destaque os trabalhos de Collins (1990), Brouthers (1998), Christmann, Day &

Yip (1999), Hawawini, Subramanian & Verdin (2004), Makino, Isobe & Chan (2004) e Makino, Beamish & Zhao (2004). Outros ainda estudaram o efeito município, ou micro-localidade, para avaliação de determinados fenômenos em pessoas, empresas ou imóveis, como Price, Nero & Gelman (1996), Gelman (2006) e Fávero & Belfiore (2008).

Este trabalho pretende estudar o efeito setor de atuação sobre a rentabilidade das ações de empresas sob uma perspectiva temporal, ou seja, por meio da utilização de modelos hierárquicos com medidas repetidas.

#### 4. Modelos Hierárquicos de 3 Níveis com Medidas Repetidas

A utilização de modelos que levam em conta a variação do tempo na avaliação de desempenho tem sido cada vez mais frequente e representa novos desafios quando da elaboração de projetos de pesquisa e da criação de indicadores não viesados (Raudenbush & Bryk, 2002). Bliese & Ployhart (2002) apresentam como a modelagem de coeficientes aleatórios pode ser utilizada para desenvolver e testar modelos de crescimento quando da análise de dados longitudinais. Segundo Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit (2006), os modelos hierárquicos com medidas repetidas oferecem vantagens adicionais por permitirem aos pesquisadores modelar variáveis preditoras específicas em cada nível de análise, oferecendo respostas de quão exatas são as influências dos níveis de firma, setor ou localidade ao longo do tempo.

Os modelos de 3 níveis consistem de 3 sub-modelos, em que há  $t = 1, \dots, T_{ij}$  anos no nível 1, os quais são aninhados em cada  $i = 1, \dots, n_j$  firmas que, por sua vez, estão aninhadas em  $j = 1, \dots, J$  setores. Assim, tem-se, para o nível 1, que:

$$Y_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot \text{ano}_{tij} + e_{tij} \quad (10)$$

Em que:

- ano: variável explicativa do nível 1 (medida repetida) correspondente a cada ano da análise (ano = 1 para 2001, ano = 2 para 2002, ..., ano = 7 para 2007);
- $t = 1, 2, \dots, T_{ij}$  (anos),  $j=1, 2, \dots, J$  (setores) e  $i = 1, 2, \dots, n_j$  (firmas);
- $\pi_{0ij}$ : valor esperado da variável de desempenho (média) a firma  $ij$  no ano 1;
- $\pi_{1ij}$  é a taxa de crescimento da variável de desempenho da firma  $ij$ .

Assume-se que o termo aleatório  $e_{tij} \sim N(0, \sigma^2)$ .

Cada coeficiente do nível 1 torna-se uma variável dependente no modelo do nível 2. Assim, este pode ser escrito como:

$$\pi_{p_{ij}} = \beta_{p0j} + \sum_{q=1}^{Q_p} \beta_{pqj} \cdot X_{qij} + r_{p_{ij}} \quad (11)$$

Em que:

- $\beta_{pqj}$  ( $q = 0, 1, \dots, Q_p$ ) são os coeficientes do nível 2;
- $X_{qij}$  é o vetor de variáveis preditoras do nível 2; e
- $r_{p_{ij}}$  é o efeito aleatório do nível 2. Assume-se que, para cada unidade  $i$ , o vetor  $(r_{0ij}, r_{1ij}, \dots, r_{p_{ij}})'$  apresenta uma distribuição normal multivariada, em que cada elemento  $r_{p_{ij}}$  tenha média zero e variância  $\text{Var}(r_{p_{ij}}) = \tau_{\pi pp}$ .

Analogamente, o modelo do nível 3 pode ser escrito como:

$$\beta_{pqj} = \gamma_{pq0} + \sum_{s=1}^{S_{pq}} \gamma_{pqs} \cdot w_{sj} + u_{pqj} \quad (12)$$

Em que:

- $\gamma_{pqs}$  ( $s = 0, 1, \dots, S_{pq}$ ) são os coeficientes do nível 3;
- $w_{sj}$  é o vetor de variáveis predictoras do nível 3; e
- $u_{pqj}$  é o efeito aleatório do nível 3. Assume-se que, para cada unidade do nível 3, o vetor de efeitos aleatórios (os termos  $u_{pqj}$ ) apresenta distribuição normal multivariada, com média zero e matriz de covariância  $T_{\beta}$ , cuja dimensão máxima depende do número de coeficientes especificados com a presença de efeitos aleatórios.

Mesmo após 20 anos do trabalho pioneiro de Schmalensee, o tema segue atraindo interesse. Muitos trabalhos recentes aplicaram modelos hierárquicos com medidas repetidas para avaliação de desempenho de empresas, merecendo destaque os estudos de Bergh (1993), Bergh (1995), Deadrick, Bennett & Russell (1997), Adner & Helfat (2003), Hough (2006), Misangyi, Lepine, Algina & Goeddeke (2006), Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit (2006) e Short, Ketchen Jr., Palmer & Hult (2007).

## 5. Definição das Variáveis, Hipóteses e Método

A utilização de modelos multinível na avaliação de desempenho tem sido cada vez mais frequente e representa novos desafios quando da formulação de problemas que têm como objetivo a mensuração de performance (Raudenbush & Bryk, 2002). E, segundo Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit (2006), a aplicação de modelos hierárquicos permite testar a relação do desempenho com diversas variáveis ambientais simultaneamente e, desta forma, acredita-se que a utilização deste tipo de modelagem torna possível o desenvolvimento de novas pesquisas científicas que têm por objetivo a determinação das influências de aspectos temporais, organizacionais e até mesmo regionais sobre o desempenho de empresas, propiciando novas formulações estratégicas. A seguir, apresentam-se a amostragem, a seleção das variáveis e o método propriamente dito.

### 5.1 Amostragem e Definição das Variáveis

A base de dados da rentabilidade das ações de empresas listadas na Bovespa foi a fonte para a pesquisa. Inicialmente, os dados foram extraídos de todos os conjuntos de firmas disponíveis na base no período compreendido entre 2001 e 2007. A base original contava com 57 empresas, provenientes de 14 setores em um período de 7 anos, totalizando 375 observações.

Seguindo a mesma lógica proposta por McGahan & Porter (1997) e Goldszmidt, Brito & Vasconcelos (2007) em relação aos critérios de exclusão de observações, foram eliminadas firmas que apresentaram algum dado faltante em relação às variáveis explicativas ou à variável de desempenho (rentabilidade anual do preço da ação). Além disto, os critérios buscaram evitar a indeterminação na alocação dos diferentes efeitos pela presença de menos de dois casos em cada fator. Mantiveram-se, portanto, apenas firmas que apresentaram dois ou mais períodos da variável dependente relatados na base, bem como duas ou mais firmas atuantes em um determinado setor em um determinado ano. Isto explica a eliminação dos

dados relativos a firmas pertencentes a setores como o de Mineração que, por mais que apresente certa relevância na composição do Ibovespa, não possui, na base original, uma quantidade suficiente de empresas para cada um dos anos em estudo.

Finalmente, 272 observações compuseram a amostra final, com 45 empresas de 10 setores. Por meio deste tratamento, adquire-se vantagem na utilização de modelos multinível, uma vez que estes permitem verificar quais efeitos de firma ou de setor mais bem explicam a variância no desempenho ao longo do tempo.

A variável de desempenho adotada para análise corresponde à rentabilidade anual do preço da ação da empresa (RENT) e, caso houvesse mais de uma classe de ação, utilizou-se a rentabilidade da mais negociada no período. As variáveis dos níveis 2 e 3 também foram obtidas por meio deste mesmo banco de dados e encontram-se no quadro 1 a seguir:

**Quadro 1 – Definição das Variáveis dos Níveis 2 e 3.**

<b>Variáveis do Nível 2 (Firma)</b>	
roa	Retorno médio sobre o ativo no período
roe	Retorno médio sobre o patrimônio líquido no período
gr	Giro médio no período
ml	Margem líquida média no período
vl	Valor de mercado médio no período
pl	Relação preço/lucro média no período
la	Lucro por ação médio por período
<b>Variáveis do Nível 3 (Setor)</b>	
ppib	Participação (%) média no PIB do Brasil no período
pe	Participação (%) média nas exportações do Brasil no período

De acordo com o quadro 1, as variáveis relativas às empresas (nível 2) e aos setores (nível 3) são referentes, respectivamente, aos indicadores contábeis médios de cada empresa ao longo do período de análise e à participação média (em percentual) de cada setor no PIB e nas exportações do Brasil.

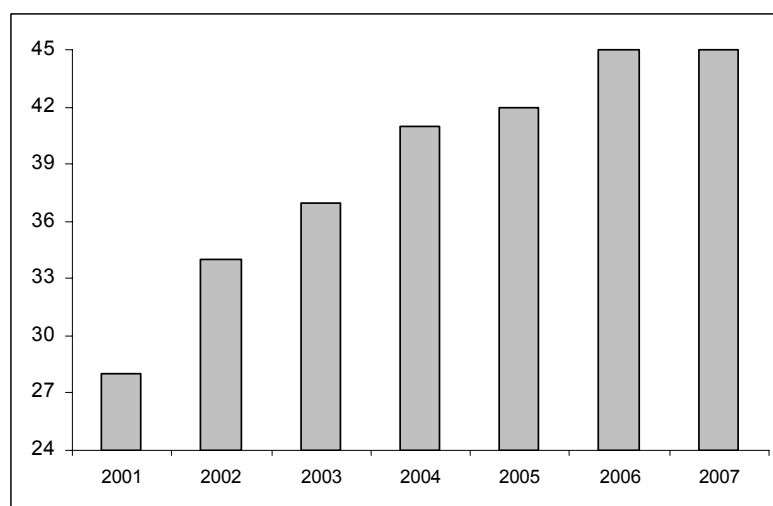
A consideração inicial das variáveis referentes aos indicadores contábeis de cada organização, para a explicação da rentabilidade anual do preço da ação, é baseada nos trabalhos de Brouthers (1998) e de Martins, Iudicibus & Kanitz (2006). Já a consideração de variáveis macroeconômicas no nível 3 baseia-se nos estudos de Collins (1990), de Hawawini, Subramanian & Verdin (2004) e de Goldszmidt, Brito & Vasconcelos (2007), em que foram testadas e verificadas as significâncias estatísticas de variáveis como PIB e competitividade de países. Aqui, pretende-se verificar se tais variáveis são relevantes, porém sob uma perspectiva setorial, o que justifica a utilização da participação percentual de cada setor no Brasil.

A tabela 2 mostra as estatísticas descritivas para as variáveis apresentadas no quadro 1 (níveis 2 e 3), bem como para as variáveis do nível 1 (variável dependente correspondente à rentabilidade anual do preço da ação e variável explicativa correspondente ao ano).

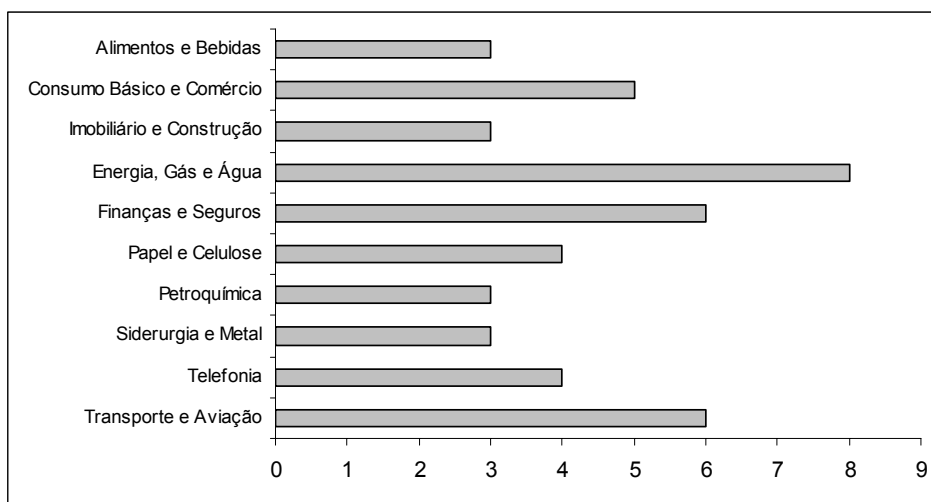
**Tabela 2** – Estatísticas Descritivas – Variáveis dos Níveis 1, 2 e 3.

<b>Variáveis do Nível 1 (Medida Repetida)</b>				
<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
RENT	23,7	42,2	-65,7	380,1
ano			1 (2001)	7 (2007)
<b>Variáveis do Nível 2 (Firma)</b>				
<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
roa	7,2	5,7	-0,5	24,3
roe	23,9	20,6	-1,2	124,8
gr	0,6	0,4	0,0	1,6
ml	14,5	9,7	-0,8	41,6
vl	$2,9 \times 10^7$	$6,1 \times 10^7$	$1,3 \times 10^6$	$3,9 \times 10^8$
pl	22,9	39,7	-136,1	186,5
la	6,4	3,9	-0,7	18,1
<b>Variáveis do Nível 3 (Setor)</b>				
<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
ppib	4,9%	2,3%	2,7%	10,3%
pe	9,9%	10,2%	3,1%	38,0%

Dada a existência de oferta pública inicial de ações por parte de algumas empresas durante o período em estudo, o número de firmas em cada um dos anos é diferente, o que caracteriza, segundo Soto & Morera (2005), um desenho desequilibrado para a modelagem multinível. O gráfico 5 apresenta a quantidade de empresas para cada um dos anos do estudo (2001-2007).

**Gráfico 5** – Quantidade de Empresas para cada um dos Anos do Estudo.

Os setores considerados neste artigo, conforme já apresentado no gráfico 2, são os de Alimentos e Bebidas, Consumo Básico e Comércio, Imobiliário e Construção, Energia, Gás e Água, Finanças e Seguros, Papel e Celulose, Petroquímica, Siderurgia e Metal, Telefonía e Transporte e Aviação. O gráfico 6 apresenta o número de firmas para cada um dos setores.



**Gráfico 6** – Quantidade de Empresas para cada um dos Setores Considerados.

As variáveis explicativas apresentadas serão utilizadas para sustentar, ou não, as hipóteses de pesquisa, formuladas a seguir.

## 5.2 Método

Este trabalho procura investigar se existem diferenças, ao longo do tempo, na rentabilidade das ações de empresas listadas na Bovespa, se estas diferenças se dão por conta das variações existentes entre firmas e entre setores de atuação e, em caso afirmativo, quais as razões para que estas diferenças ocorram. As hipóteses a serem avaliadas seguem a lógica proposta por Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit (2006) e são apresentadas no quadro 3.

O método que trata dos modelos hierárquicos com medidas repetidas envolve uma série de regressões aninhadas que são definidas interativamente por meio de estimação por máxima verossimilhança no conceito completo (Raudenbush & Bryk, 2002). Segundo Hofmann, Jacobs & Baratta (1993) e Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit (2006), os modelos hierárquicos são mais adequados do que qualquer outra técnica para a análise de medidas repetidas, uma vez que são capazes de investigar e identificar padrões de mudança sistemática de forma individual e ao longo do tempo da variável de performance entre as observações em estudo. Assim, este método de análise considera uma trajetória de desempenho única para cada firma, levando em consideração a presença de efeitos aleatórios entre as observações para a explicação da evolução das respectivas performances ao longo do tempo.

Os modelos utilizam 3 níveis de análise que representam, respectivamente, as mudanças individuais no desempenho das firmas ao longo do tempo (nível 1), a variação na rentabilidade das ações entre firmas de um mesmo setor (nível 2) e a variação entre setores (nível 3).

Para a verificação das três primeiras hipóteses apresentadas, propõe-se um modelo com ausência de variáveis preditoras (modelo nulo), que oferece estimações dos componentes de variância em cada firma (ao longo do tempo), entre firmas e entre setores. A modelagem proporciona testes  $\chi^2$  para os componentes entre firmas e entre setores (Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon & du Toit, 2004). Assim, o modelo nulo pode ser escrito como:

**Modelo Nulo**

*Nível 1 (Medida Repetida):*

$$RENT_{ij} = \pi_{0ij} + e_{ij}, \quad e_{ij} \sim NID(0, \sigma^2) \quad (13)$$

RENT: variável de desempenho representada pela rentabilidade anual das ações;  
 $t=1,2, \dots, T_{ij}$  (anos),  $j=1,2, \dots, J$  (setores) e  $i=1,2, \dots, n_j$  (firmas);  
 $\pi_{0ij}$ : RENT esperada (média) das ações da firma ij no ano 1 (2001); e  
 $\sigma^2$ : variância “dentro” da firma.

*Nível 2 (Firma):*

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij}, \quad r_{0ij} \sim NID(0, \tau_{\pi\_0}) \quad (14)$$

$\beta_{00j}$ : média das RENT’s esperadas em 2001 do setor j; e  
 $\tau_{\pi\_0}$ : variância das RENT’s esperadas em 2001 do setor j.

*Nível 3 (Setor):*

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + u_{00j}, \quad u_{00j} \sim NID(0, \tau_{\beta\_0}) \quad (15)$$

$\gamma_{000}$ : média geral das RENT’s esperadas em 2001; e  
 $\tau_{\beta\_0}$ : variância entre as RENT’s esperadas em 2001.

Para a verificação da quarta hipótese, são propostos dois modelos que incluem um componente de tendência (variação ao longo do tempo) no nível 1. O primeiro modelo não inclui efeitos aleatórios e testa apenas se o desempenho das firmas segue uma tendência temporal linear. Já o modelo seguinte apresenta a inclusão de efeitos aleatórios e testa se há variância significativa da tendência do desempenho entre firmas ao longo do tempo.

**Modelo de Tendência Linear sem Efeitos Aleatórios**

*Nível 1 (Medida Repetida):*

$$RENT_{ij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot ano_{ij} + e_{ij}, \quad e_{ij} \sim NID(0, \sigma^2) \quad (16)$$

$\pi_{1ij}$ : taxa de crescimento da RENT da firma ij.

*Nível 2 (Firma):*

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij}, \quad r_{0ij} \sim NID(0, \tau_{\pi\_0}) \quad (17)$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j}$$

$\beta_{10j}$ : média das taxas de crescimento esperadas no setor j.

Nível 3 (Setor):

$$\begin{aligned} \beta_{00j} &= \gamma_{000} + u_{00j}, & u_{00j} &\sim \text{NID}(0, \tau_{\beta_0}) \\ \beta_{10j} &= \gamma_{100} \end{aligned} \quad (18)$$

$\gamma_{100}$ : média das taxas de crescimento das RENT's esperadas.

### Modelo de Tendência Linear com Efeitos Aleatórios

Nível 1 (Medida Repetida):

$$\text{RENT}_{ij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot \text{ano}_{ij} + e_{ij}, \quad e_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad (19)$$

Nível 2 (Firma):

$$\begin{aligned} \pi_{0ij} &= \beta_{00j} + r_{0ij}, & r_{0ij} &\sim \text{NID}(0, \tau_{\pi_0}) \\ \pi_{1ij} &= \beta_{10j} + r_{1ij}, & r_{1ij} &\sim \text{NID}(0, \tau_{\pi_1}) \end{aligned} \quad (20)$$

$\tau_{\pi_1}$ : variância das taxas de crescimento esperadas no setor j.

Nível 3 (Setor):

$$\begin{aligned} \beta_{00j} &= \gamma_{000} + u_{00j}, & u_{00j} &\sim \text{NID}(0, \tau_{\beta_0}) \\ \beta_{10j} &= \gamma_{100} + u_{10j}, & u_{10j} &\sim \text{NID}(0, \tau_{\beta_1}) \end{aligned} \quad (21)$$

$\tau_{\beta_1}$ : variância entre as taxas de crescimento esperadas.

A significância das mudanças individuais no desempenho é testada de duas formas. A primeira consiste num teste  $\chi^2$  que compara as estatísticas de desvios entre o modelo com o efeito do ano (modelo de tendência linear) e o modelo nulo. A segunda oferece um teste t para os efeitos fixos e  $\chi^2$  para os componentes de variância. A significância do efeito fixo para os períodos sugere que o efeito do tempo é constante para todas as firmas. Porém a inclusão de efeitos aleatórios auxilia na verificação da existência de variabilidade significativa no desempenho, ao longo do tempo, entre firmas de um mesmo setor (nível 2) e entre firmas atuantes em setores diferentes (nível 3).

Caso as hipóteses anteriores sejam verificadas, parte-se para a inclusão de variáveis predictoras nos níveis 2 e 3 para a verificação das hipóteses 5 e 6, passando o modelo a ser:

### Modelo Completo

Nível 1:

$$\text{RENT}_{ij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot \text{ano}_{ij} + e_{ij} \quad (22)$$

Nível 2:

$$\pi_{kij} = \beta_{k0j} + \beta_{k1j} \cdot (\text{roa}) + \beta_{k2j} \cdot (\text{roe}) + \beta_{k3j} \cdot (\text{gr}) + \beta_{k4j} \cdot (\text{ml}) + \beta_{k5j} \cdot (\text{vl}) + \beta_{k6j} \cdot (\text{pl}) + \beta_{k7j} \cdot (\text{la}) + r_{kij} \quad (23)$$

Em que k=0 quando o parâmetro se referir ao intercepto e k=1 quando se referir à inclinação.

Nível 3:

$$\begin{aligned} \beta_{k0j} &= \gamma_{k00} + \gamma_{k01} \cdot (\text{ppib}) + \gamma_{k02} \cdot (\text{pe}) + u_{k0j} \\ \beta_{kij} &= \gamma_{ki0} + \gamma_{ki1} \cdot (\text{ppib}) + \gamma_{ki2} \cdot (\text{pe}) \end{aligned} \quad (24)$$



Em que  $i$  assume valores inteiros entre 1 e 7. Assume-se que  $u_{kij} = 0$ , ou seja, que qualquer efeito das características das firmas na tendência linear da rentabilidade das ações não varia entre setores. Em outras palavras, um modelo com a inclusão dos termos de perturbação  $u_{kij}$  consideraria, além do efeito fixo da tendência linear causada por uma mudança conjuntural na economia ou pela existência de comportamentos similares das empresas, as influências dos componentes de variância que detectam tendências lineares idiossincráticas na amostra, que podem ser causadas por firmas que sistematicamente apresentam incrementos na rentabilidade de suas ações, enquanto outras apresentam quedas também sistemáticas na rentabilidade ao longo do tempo. Conforme já discutido no diagnóstico inicial, não se observa este fenômeno.

Para a estimação dos modelos é utilizado o *software* HLM 6.04, e três tipos de estimações estão disponíveis para modelagem hierárquica de três níveis: estimação empírica bayesiana dos coeficientes aleatórios dos níveis 1 e 2, estimação máxima verossimilhança no conceito integral (que se refere a uma estimação por mínimos quadrados generalizados) dos coeficientes do nível 3 e estimação por máxima verossimilhança dos componentes de variância e covariância. Todas estas estimações estão muito bem detalhadas em Raudenbush & Bryk (2002).

Em função da natureza não balanceada dos dados na maioria dos modelos hierárquicos, ou seja, em função do fato de  $n_j$  variar entre as unidades de  $J$  e os padrões observados das variáveis preditoras do nível 2 também se alterarem, os métodos tradicionais de estimação dos componentes de variância-covariância falham nas estimações. Assim, são utilizadas, em *softwares* de modelagem hierárquica, técnicas computacionais interativas, como o algoritmo EM, a fim de que seja possível a estimação de  $\sigma^2$  e  $\tau$  por máxima verossimilhança.

O uso da estimação por máxima verossimilhança no conceito integral dos parâmetros na modelagem multinível de três níveis apresenta uma importante consequência para os testes de hipótese, já que possibilita a aplicação de testes  $t$  para a verificação da significância dos parâmetros do nível 3.

Inferências estatísticas sobre os coeficientes fixos do nível 3,  $\gamma_{pqs}$ , baseiam-se na premissa de que os efeitos aleatórios em cada nível são normalmente distribuídos. Com a utilização de grandes amostras, é possível elaborar inferências estatísticas sobre  $\gamma_{pqs}$  que não sejam baseadas nesta premissa, por meio da aplicação do método GEE (*Generalized Estimating Equations*). A comparação dos resultados provenientes do GEE com aqueles resultantes da modelagem hierárquica linear oferece uma possibilidade de verificar se as inferências oriundas desta última sobre  $\gamma_{pqs}$  são sensíveis à violação desta premissa. O modelo mais simples GEE assume que  $y_{tij}$  para a observação  $i$  na unidade  $j$  é independente de  $y_{ti'j}$  para outra observação  $i'$  na mesma unidade  $j$ , e que  $y_{tij}$  e  $y_{ti'j}$  apresentam variância constante. Sob estas simples premissas, a estimação dos coeficientes  $\gamma$  pelo método OLS seria justificada. Por outro lado, de acordo com Goldstein (2003), se estas premissas não foram corretas e a adoção do OLS for feita, as estimações dos erros-padrão seriam viesadas.

O quadro 2 apresenta os testes de hipótese para os efeitos fixos e para os componentes de variância de modelos hierárquicos com três níveis.

**Quadro 2** – Testes de Hipótese para os Efeitos Fixos e para os Componentes de Variância em Modelos Hierárquicos de Três Níveis.

Hipótese	Teste Estatístico
Efeitos Fixos Parâmetros: $H_0: \beta's = 0$ $H_1: \beta's \neq 0$ $H_0: \gamma's = 0$ $H_1: \gamma's \neq 0$	Teste $t$
Efeitos Aleatórios (Componentes de Variância-Covariância) Parâmetros: $H_0: \tau_\pi's = 0$ $H_1: \tau_\pi's > 0$ $H_0: \tau_\beta's = 0$ $H_1: \tau_\beta's > 0$	Teste Qui-quadrado ( $\chi^2$ )

O quadro 3 apresenta a relação entre cada hipótese a ser avaliada e o respectivo modelo.

**Quadro 3** – Hipóteses Alternativas a Serem Avaliadas e Respetivos Modelos.

Hipótese	Modelo
<i>Hipótese 1:</i> Há variabilidade na rentabilidade anual das ações de empresas listadas na Bovespa ao longo do tempo (período de 2001 a 2007).	Modelo Nulo
<i>Hipótese 2:</i> Há variabilidade na rentabilidade anual das ações, ao longo do tempo, entre firmas de um mesmo setor.	
<i>Hipótese 3:</i> Há variabilidade na rentabilidade anual das ações, ao longo do tempo, entre firmas atuantes em setores diferentes.	
<i>Hipótese 4:</i> A rentabilidade das ações das empresas listadas na Bovespa seguiu uma tendência linear ao longo do período compreendido entre os anos de 2001 e 2007 do mercado financeiro e há diferença entre as firmas.	Modelo de Tendência Linear sem Efeitos Aleatórios Modelo de Tendência Linear com Efeitos Aleatórios
<i>Hipótese 5:</i> Há características das firmas, como ROA, ROE, giro, entre outras, que explicam a variação na rentabilidade das ações ao longo do tempo.	Modelo Completo
<i>Hipótese 6:</i> As características dos setores, como participação no PIB e nas exportações, explicam as diferenças de rentabilidade das ações ao longo do tempo entre as empresas listadas na Bovespa.	

## 6. Resultados

Por meio da utilização do *software* HLM 6.04, foi primeiramente aplicado o modelo nulo, seguindo os procedimentos propostos por Snijders & Bosker (1999) e Raudenbush & Bryk (2002).

A tabela 3 apresenta a decomposição de variância entre os níveis. Assim, apenas 0,10% da variabilidade do desempenho ocorreu entre firmas ( $\chi^2 = 29,04$ ,  $p = 0,75$ ) e um percentual relevante de variância na performance (98,32%) deveu-se à evolução temporal em cada firma. Por outro lado, verifica-se que uma parcela de variância de 1,58% é devida às diferenças entre os setores ( $\chi^2 = 15,53$ ,  $p = 0,08$ ).

**Tabela 3** – Decomposição de Variância: Modelo Nulo.

<b>Efeito Fixo</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>t</b>
Média geral de RENT ( $\gamma_{000}$ )	23,82**	3,09	7,69
<b>Efeito Aleatório</b>	<b>Componente de Variância</b>	<b>gl</b>	<b><math>\chi^2</math></b>
Variação Temporal ( $e_{tij}$ )	1747,42		
Variação entre Firmas ( $r_{0ij}$ )	1,78	35	29,04
Variação entre Setores ( $u_{00j}$ )	28,12*	9	15,53
<b>Decomposição da Variância</b>	<b>% por Nível</b>		
Nível 1 (tempo)	98,32		
Nível 2 (firma)	0,10		
Nível 3 (setor)	1,58		

\*\*  $p < 0,05$ .

\*  $p < 0,10$ .

Como era de se esperar, a variância entre firmas de setores diferentes é maior do que entre firmas de um mesmo setor. Porém, as diferenças de rentabilidade anual das ações entre empresas atuantes em setores distintos não são significativas a 5% (somente a 10%), o que demonstra que a diversificação de investimentos em empresas de setores diferentes não necessariamente minimiza riscos ou propicia maiores retornos para os investidores no período compreendido entre 2001 e 2007.

As tabelas 4 e 5 oferecem os resultados dos modelos com a inclusão da tendência no nível 1, sem e com os efeitos aleatórios, respectivamente. O modelo sem efeitos aleatórios mostra que a variável correspondente ao ano (tendência linear) com efeito fixo é significativa ( $t = 2,14$ ,  $p = 0,03$ ). Por meio da análise da tabela 5, que apresenta os resultados do modelo de tendência linear com efeitos aleatórios, é possível verificar que o componente de variância para a tendência linear não é significativa ( $\chi^2 = 29,29$ ,  $p = 0,74$ ).

**Tabela 4** – Decomposição de Variância: Modelo de Tendência Linear sem Efeitos Aleatórios.

<b>Efeito Fixo</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>t</b>
Média geral de RENT ( $\gamma_{000}$ )	20,53**	6,62	3,09
Média geral das taxas de crescimento de RENT ( $\gamma_{100}$ )	1,16**	0,54	2,14
<b>Efeito Aleatório</b>	<b>Componente de Variância</b>	<b>gl</b>	<b><math>\chi^2</math></b>
Nível 1			
Varição Temporal ( $e_{ij}$ )	1744,92		
Nível 2			
Inicial RENT das Firms ( $r_{0ij}$ )	1,27	35	29,64
Nível 3			
Média de RENT dos Setores ( $u_{00j}$ )	28,95*	9	15,65

\*\* p<0,05.  
\* p<0,10.

**Tabela 5** – Decomposição de Variância: Modelo de Tendência Linear com Efeitos Aleatórios.

<b>Efeito Fixo</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>t</b>
Média geral de RENT ( $\gamma_{000}$ )	20,71**	6,74	3,07
Média geral das taxas de crescimento de RENT ( $\gamma_{100}$ )	1,14**	0,52	2,19
<b>Efeito Aleatório</b>	<b>Componente de Variância</b>	<b>gl</b>	<b><math>\chi^2</math></b>
Nível 1			
Varição Temporal ( $e_{ij}$ )	1684,89		
Nível 2			
Inicial RENT das Firms ( $r_{0ij}$ )	17,34	35	22,91
Taxa de Mudança de Tendência das Firms ( $r_{1ij}$ )	5,47	35	29,29
Nível 3			
Média de RENT dos Setores ( $u_{00j}$ )	75,06	9	10,41
Taxa de Mudança de Tendência dos Setores ( $u_{10j}$ )	3,61	9	10,40

\*\* p<0,05.

Por meio da análise das tabelas 3, 4 e 5, verifica-se que apenas a hipótese 1 e parte da hipótese 4 são suportadas. As hipóteses 2 e 3 não apresentam respaldo a um nível de significância de 5%, uma vez que não há variabilidade significativa na rentabilidade de ações de empresas atuantes em um mesmo setor e também entre empresas provenientes de setores diferentes ao longo do período estudado.

Desta forma, a hipótese 5 passa a ser automaticamente descartada. Como a hipótese 3 pode ser suportada a um nível de significância de 10%, será avaliada agora a hipótese 6. Para tanto, será testado o modelo completo, porém sem nenhuma variável preditora no nível 2 e sem a consideração de efeitos aleatórios neste mesmo nível. Assim, o modelo final testado passa a ser:

Nível 1:

$$\text{RENT}_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \cdot \text{ano}_{tij} + e_{tij}$$

Nível 2:

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j}$$

Nível 3:

$$\beta_{00j} = \gamma_{000} + \gamma_{001} \cdot (\text{ppib}) + \gamma_{002} \cdot (\text{pe}) + u_{00j}$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + \gamma_{101} \cdot (\text{ppib}) + \gamma_{102} \cdot (\text{pe}) + u_{10j}$$

A tabela 6 apresenta os resultados deste modelo.

**Tabela 6** – Decomposição de Variância: Modelo Completo com Três Níveis.

Efeito Fixo	Coefficiente	Erro-padrão	t
Média geral de RENT ( $\gamma_{000}$ )	27,13**	13,66	1,98
ppib ( $\gamma_{001}$ )	-54,40	62,43	-0,87
pe ( $\gamma_{002}$ )	-10,45	37,36	-0,28
Média geral das taxas de crescimento de RENT ( $\gamma_{100}$ )	1,09**	0,57	1,92
ppib ( $\gamma_{101}$ )	18,44*	11,69	1,58
pe ( $\gamma_{102}$ )	2,47	7,59	0,32
Efeito Aleatório	Componente de Variância	gl	$\chi^2$
Nível 1			
Varição Temporal ( $e_{ti}$ )	1727,51		
Nível 2			
Inicial RENT das Firmas ( $r_{0ij}$ )	0,26	35	31,95
Nível 3			
Média de RENT dos Setores ( $u_{00j}$ )	58,03*	7	9,98
Taxa de Mudança de Tendência dos Setores ( $u_{10j}$ )	3,64*	7	10,26

\*\* p<0,10.

\* p<0,20.

Por meio da análise da tabela 6, nota-se que a variável referente à participação do setor no PIB não é representativa para a diferenciação da rentabilidade anual média das ações, porém é pouco significativa para a diferenciação das taxas de crescimento da rentabilidade das ações entre setores ao longo dos anos de estudo ( $t = 1,58$ ,  $p = 0,159$ ). Assim sendo, outras variáveis de setor talvez estejam influenciando as diferenças de rentabilidade anual média entre empresas provenientes de setores distintos. Porém, ressalta-se que as diferenças das taxas de crescimento da rentabilidade das ações de empresas que atuam em diferentes setores são pouco significativas.

De maneira geral, apenas três das seis hipóteses apresentadas inicialmente foram suportadas pelos resultados dos modelos hierárquicos. Os resultados obtidos com estes modelos de análise de componentes de variância não se restringem, como apresentado, apenas à especificação da composição da variância da rentabilidade anual das ações, mas propiciam a análise da influência de determinadas características de firmas ou setores sobre este desempenho ao longo dos períodos analisados.

## 7. Conclusões

Muitos trabalhos que adotam a modelagem hierárquica de três níveis com medidas repetidas, em que o terceiro nível representa o efeito do setor de atuação, encontram variabilidades significativas entre firmas provenientes de diferentes setores. No presente estudo, por outro lado, a ausência de variabilidade significativa (com  $p < 0,05$ ) no terceiro nível pode ter como origem o fato de que todos os setores apresentaram desempenho similar após a crise do mercado financeiro em 2001, com o consequente crescimento da rentabilidade anual das ações para a maioria das empresas até 2007. Este fenômeno pode ter afetado homogeneamente a rentabilidade das ações das empresas no período entre crises (2001-2008), em função das características presentes no Brasil, como carga tributária, taxas de juros, mecanismos de aquisição de crédito ou dependência acentuada da comercialização de *commodities*, o que evidencia a ausência de incremento diferenciado de rentabilidade das ações de empresas atuantes em setores distintos e explicita que estratégias de *hedge* nem sempre propiciam aos investidores uma forma coerente de diferenciação de ganhos.

A contribuição ao estudo de modelagem hierárquica permite ao pesquisador avaliar importantes nuances em bancos de dados longitudinais. Porém, as limitações da técnica residem na determinação da pergunta de pesquisa, uma vez que esta deve ser definida de acordo com a própria estrutura hierárquica natural dos dados e com a lógica com a qual o *software* trabalha. Se, por um lado, necessita-se que a estrutura dos dados esteja aninhada em níveis hierárquicos, por outro, permite-se que haja valores faltantes ou censurados, sem a necessidade de balanceamento dos dados, como em outras técnicas, como equações estruturais (Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit, 2006).

Outra contribuição do trabalho refere-se à estimação do impacto da variação temporal na rentabilidade das ações, bem como entre empresas e entre setores. Muitos autores têm estruturado estudos nesta linha, propiciando aos pesquisadores uma possibilidade de priorização dos aspectos que merecem maior atenção. Se o efeito setor for mais forte, maior deve ser o foco dispensado aos impactos relativos às diferenças entre setores para a composição de carteiras diversificadas. Se, por outro lado, as diferenças entre empresas explicassem a maior parte da variância, como não acontece neste estudo, o foco no gerenciamento estratégico e nas diferenças entre organizações seria estimulado.

A terceira contribuição do presente estudo é tentativa de adição de variáveis preditoras nos níveis firma e setor. Muitos trabalhos estudam a decomposição de variância, porém sem a avaliação dos impactos decorrentes da presença de determinadas variáveis, objetivando apenas a determinação de onde a maior parte da variabilidade ocorre (Rumelt, 1991). As aplicações com modelos hierárquicos lineares oferecem aos pesquisadores novas possibilidades de testar hipóteses mais complicadas sem que haja o risco de violação das premissas inerentes a outras técnicas como, por exemplo, a regressão pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Abordagens alternativas merecem ser estudadas em relação a empresas que têm ações negociadas na Bovespa. A inclusão de outras variáveis preditoras no nível setor podem ser aplicadas para a determinação de novas estratégias e para a criação de diferentes modelos. A própria alteração do período de análise pode propiciar um entendimento mais profundo dos mecanismos que regem os fatores de desempenho da rentabilidade das ações de empresas listadas na Bovespa.

### Referências Bibliográficas

- (1) Adner, R. & Helfat, C.E. (2003). Corporate effects and dynamic managerial capabilities. *Strategic Management Journal*, **24**, 1011-1025.
- (2) Barth, M.E.; Beaver, W.H. & Landsman, W. (2001). The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, **31**, 77-104.
- (3) Bergh, D.D. (1993). Watch the time carefully: the use and misuse of time effects in management research. *Journal of Management*, **19**, 683-705.
- (4) \_\_\_\_\_. (1995). Problems with repeated measures analysis: demonstration with a study of the diversification and performance relationship. *Academy of Management Journal*, **38**, 1692-1708.
- (5) Bliese, P.D. & Ployhart, R.E. (2002). Growth modeling using random coefficient models: model building, testing, and illustrations. *Organizational Research Methods*, **5**, 362-387.
- (6) Bowman, E.H. & Helfat, C.E. (2001). Does corporate strategy matter? *Strategic Management Journal*, **22**, 1-23.
- (7) Brouthers, L.E. (1998). Explaining MNC profitability: country-specific, industry-specific and country-industry interactive influences. *Management International Review*, **38**, 345-361.
- (8) Brush, T.H. & Bromiley, P. (1997). What does a small corporate effect mean? A variance components simulation of corporate and business effects. *Strategic Management Journal*, **18**, 825-835.
- (9) Brush, T.H.; Bromiley, P. & Hendrickx, M. (1999). The relative influence of industry and corporation on business segment performance: an alternative estimate. *Strategic Management Journal*, **20**, 519-547.
- (10) Chang, S. & Singh, H. (2000). Corporate and industry effects on business unit competitive position. *Strategic Management Journal*, **21**, 739-752.
- (11) Christmann, P.; Day, D.L. & Yip, G.S. (1999). The relative influence of country conditions, industry structure and business strategy on MNC subsidiary performance. *Journal of International Management*, **5**, 241-265.
- (12) Collins, J.M. (1990). A market performance comparison of U.S. firms active in domestic, developed, and developing countries. *Journal of International Business Studies*, **21**, 271-288.
- (13) De Leeuw, J. & Meijer, E. (Ed.) (2007). *Handbook of multilevel analysis*. Springer, New York, New York.

- (14) Deadrick, D.L.; Bennett, N. & Russell, C.J. (1997). Using hierarchical linear modeling to examine dynamic performance criteria over time. *Journal of Management*, **23**, 745-757.
- (15) Draper, D. (1995). Inference and hierarchical modeling in the social sciences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, **20**, 115-147.
- (16) Fávero, L.P.L. & Belfiore, P.P. (2008). Attributes, neighborhood and time effects on residential property prices in São Paulo, Brazil: a multilevel approach. In: *50<sup>th</sup> AIB – Academy of International Business*, Milan.
- (17) Gelman, A. (2006). Multilevel (hierarchical) modeling: what it can and cannot do. *Technometrics*, **48**, 432-435.
- (18) Goldstein, H. (2003). *Multilevel statistical models*. 3 ed. Arnold, London.
- (19) Goldszmidt, R.G.B.; Brito, L.A.L. & Vasconcelos, F.C. (2007). O efeito país sobre o desempenho da firma: uma abordagem multinível. In: *III Encontro de Estudos em Estratégia*, São Paulo.
- (20) Hawawini, G.; Subramanian, V. & Verdin, P. (2004). The home country in the age of globalization: how much does it matter for firm performance? *Journal of World Business*, **39**, 121-135.
- (21) Heck, R.H. & Thomas, S.L. (2008). *An introduction to multilevel modeling techniques*. 2 ed. Psychology Press, New York, New York.
- (22) Hofmann, D.A. (1997). An overview of the logic and rationale of hierarchical linear models. *Journal of Management*, **23**, 723-744.
- (23) Hofmann, D.A.; Jacobs, R. & Baratta, J.E. (1993). Dynamic criteria and the measurement of change. *Journal of Applied Psychology*, **78**, 194-204.
- (24) Hough, J.R. (2006). Business segment performance redux: a multilevel approach. *Strategic Management Journal*, **27**, 45-61.
- (25) Hox, J. (2002). *Multilevel analysis: techniques and applications*. Lawrence Erlbaum, Mahwah, New Jersey.
- (26) Kreft, I. & de Leeuw, J. (1998). *Introducing multilevel modeling*. Sage, London.
- (27) Makino, S.; Beamish, P.W. & Zhao, N.B. (2004). The characteristics and performance of Japanese FDI in less developed and developed countries. *Journal of World Business*, **39**, 377-392.
- (28) Makino, S.; Isobe, T. & Chan, C.M. (2004). Does country matter? *Strategic Management Journal*, **25**, 1027-1043.
- (29) Martins, E.; Iudícibus, S. & Kanitz, S.C. (2006). *Contabilidade Introdutória*. 10 ed. Atlas, São Paulo.
- (30) Mauri, A.J. & Michaels, M.P. (1998). Firm and industry effects within strategic management: an empirical examination. *Strategic Management Journal*, **19**, 211-219.
- (31) McGahan, A.M. & Porter, M.E. (1997). How much does industry matter, really? *Strategic Management Journal*, **18**, 15-30.



- (32) Misangyi, V.; Lepine, J.A.; Algina, J. & Goeddeke Jr., F. (2006). The adequacy of repeated-measures regression for multilevel research. *Organizational Research Methods*, **9**, 5-28.
- (33) Natis, L. (2007). Modelos lineares hierárquicos. São Paulo. 77 f. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo.
- (34) Price, P.N.; Nero, A.V. & Gelman, A. (1996). Bayesian prediction of mean indoor radon concentrations for Minnesota counties. *Health Physics*, **71**, 922-936.
- (35) Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2008). *Multilevel and longitudinal modeling using Stata*. 2 ed. Stata Press, College Station, Texas.
- (36) Ramos-Rodriguez, A.R. & Ruíz-Navarro, J. (2004). Changes in the intellectual structure of strategic management research: a bibliometric study of the Strategic Management Journal, 1980-2000. *Strategic Management Journal*, **25**, 981-1004.
- (37) Raudenbush, S. & Bryk, A. (2002). *Hierarchical linear models: applications and data analysis methods*. 2 ed. Sage, Thousand Oaks, California.
- (38) Raudenbush, S.; Bryk, A.; Cheong, Y.F.; Congdon, R. & du Toit, M. (2004). *HLM 6: hierarchical linear and nonlinear modeling*. Scientific Software International, Inc., Lincolnwood, Illinois.
- (39) Roquebert, J.A.; Phillips, R.L. & Westfall, P.A. (1996). Market vs. management: what 'drives' profitability? *Strategic Management Journal*, **17**, 653-664.
- (40) Ruefli, T.W. & Wiggins, R.R. (2003). Industry, corporate and segment effects and business performance: a non-parametric approach. *Strategic Management Journal*, **24**, 861-879.
- (41) Rumelt, R.P. (1991). How much does industry matter? *Strategic Management Journal*, **12**, 167-185.
- (42) Schmalensee, R. (1985). Do markets differ much? *American Economic Review*, **75**(3), 341-351.
- (43) Short, J.C.; Ketchen Jr., D.J.; Bennett, N. & du Toit, M. (2006). An examination of firm, industry, and time effects on performance using random coefficients modeling. *Organizational Research Methods*, **9**, 259-284.
- (44) Short, J.C.; Ketchen Jr., D.J.; Palmer, T.B. & Hult, G.T.M. (2007). Firm, strategic group, and industry influences on performance. *Strategic Management Journal*, **28**, 147-167.
- (45) Snijders, T.A.B. & Bosker, R.J. (1999). *Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling*. Sage, London.
- (46) Soto, J.L.G. & Morera, M.C. (2005). *Modelos jerárquicos lineales*. La Muralla, Madrid.
- (47) Steenbergen, M.R. & Jones, B.S. (2002). Modeling multilevel data structures. *American Journal of Political Science*, **46**, 218-237.