

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <http://www.researchgate.net/publication/235467633>

O comportamento dos Índices de Ações em países emergentes: Uma análise com Dados em painel e Modelos Hierárquicos

ARTICLE *in* REVISTA BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA

READS

53

2 AUTHORS:



Luiz Paulo Lopes Fávero

University of São Paulo

41 PUBLICATIONS **20** CITATIONS

SEE PROFILE



José Elias Feres de Almeida

Universidade Federal do Espírito Santo

30 PUBLICATIONS **17** CITATIONS

SEE PROFILE

O comportamento dos índices de ações em países emergentes: uma análise com dados em painel e modelos hierárquicos

*Luiz Paulo Lopes Fávero¹
José Elias Feres de Almeida²*

Resumo

Estudos que investigam a influência do mercado e da economia sobre índices de ações de países emergentes são escassos. Sob a hipótese de que há diferenças nos comportamentos dos índices de ações destes países, este estudo utiliza-se da modelagem de dados em painel e hierárquica para avaliar os efeitos de variáveis dos mercados acionários e investigar as influências econômicas sobre o comportamento dos índices de ações ao longo do tempo. Com a utilização de uma amostra proveniente da Compustat Global, com 60 países emergentes ao longo de 262 meses (1986-2007), totalizando 9.979 observações, verifica-se que os retornos dos dividendos, a relação preço/book value e o turnover do mercado influenciam o comportamento dos índices de ações, por meio do ajuste de um modelo de regressão linear com efeitos fixos e termos de erro AR(1). Verifica-se também que há representatividade do efeito país para a diferenciação das taxas de crescimento dos índices de ações, com destaque para o investimento em pesquisa.

Palavras-Chave: Dados em Painel; Efeito País; Medidas Repetidas; Mercado de Ações; Modelos Hierárquicos.

1 Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP – End.: Av. Prof. Luciano Gualberto, 901 - FEA 3 - Cidade Universitária – São Paulo-SP, CEP 05508-900 – email: lpfavero@usp.br

2 Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Avenida Fernando Ferrari, 514, CCJE, sl. 54 - Campus Universitário, Vitória – ES, CEP: 29075-910 – email: joseelias@ccje.ufes.br

1. Introdução

Muitos trabalhos com foco no mercado financeiro abordam aspectos relativos aos impactos gerados por um determinado grupo de variáveis sobre comportamentos específicos que propiciem informação aos tomadores de decisão e, neste sentido, as ferramentas econométricas 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 (Watts & Zimmerman, 1986). 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 (Martins & Theóphilo, 2009).

Segundo King & Levine (1993), Levine (1997), Rajan & Zingales (1998; 2003) e Roe & Siegel (2009), o desenvolvimento financeiro é atualmente visto como necessário e útil para o desenvolvimento econômico de uma nação, que retroalimenta o próprio desenvolvimento do mercado acionário. De acordo com Roe & Siegel (2009), muitos fatores podem explicar as diferenças no desenvolvimento dos mercados financeiros ao redor do mundo, em especial para os países emergentes. Além de características associadas às próprias empresas e organizações, muitas variáveis macroeconômicas e sociais podem interferir de forma diferenciada para a evolução dos indicadores do mercado financeiro ao longo do tempo. Mas o que induz uma nação a apresentar comportamentos diferenciados para a evolução de seus indicadores em relação a outras? Acredita-se, conforme apontam Dyck & Zingales (2004), que seja uma combinação de fatores relacionados a aspectos legais, econômicos e sociais, abertura comercial, condições das empresas atuantes e, de acordo com Jones & Banning (2009), a aspectos políticos. Jensen, Menezes-Filho & Sbragia (2004) ainda discutem a relação entre desenvolvimento socioeconômico dos países e inovação tecnológica. Uma discussão mais aprofundada sobre o desenvolvimento do mercado financeiro em países emergentes pode ser encontrada em Bekaert, Harvey & Lundblad (2001) e Bekaert & Harvey (2002).

De acordo com Adjasi & Biekpe (2009), o desenvolvimento do mercado acionário, em especial, torna-se, cada vez mais, um aspecto fundamental para o desenvolvimento de todo o mercado financeiro em países emergentes, já que possibilita que firmas obtenham capital por meio de mercados mais abertos, transparentes e com transações mais rápidas e eficientes, de modo a facilitar atividades de investimento e promover um crescimento mais sustentado dos meios de produção já que, segundo Tobin (1969) e Von Furstenberg (1977), a atividade do mercado acionário é positivamente correlacionada com o investimento.

Um dos fundamentos de finanças preconiza que o comportamento do mercado acionário reflete o valor presente dos dividendos futuros esperados. Como as firmas pagam dividendos a partir de seus ganhos, os quais dependem da atividade econômica real, os preços das ações e, conseqüentemente, os índices de bolsas de valores, refletem as expectativas da atividade econômica real atual e futura no mercado. Desde que a teoria macroeconômica aponta uma significativa relação entre política macroeconômica e atividade econômica futura esperada, deve existir, segundo Lee (1997), uma forte relação intertemporal entre os índices de ações, as características do mercado e as variáveis macroeconômicas.

A relação entre os índices de bolsas de valores e as características do mercado acionário e da economia dos países desenvolvidos é bem documentada. Porém estudos que investigam a influência de variáveis mercadológicas e econômicas sobre os índices de ações de países em desenvolvimento, sob uma perspectiva temporal, ainda são escassos (Kwon, Shin & Bacon, 1997).

O presente estudo tem o intuito de investigar os efeitos das características dos mercados acionários e de variáveis econômicas no desempenho mensal dos índices de ações de países emergentes e, para tanto, são utilizados modelos de dados em painel e de níveis hierárquicos com componentes de variância. Assim sendo, são apresentadas as questões que se pretende responder por meio da aplicação destas modelagens: Como os índices de ações dos países reagem ao efeito país? Existem diferenças nos comportamentos dos índices entre os países emergentes ao longo do tempo causadas pelas variáveis explicativas? E mais especificamente, é possível medir estas relações? Esta perspectiva permitirá verificar como o principal índice de ações de cada país reage ao chamado “efeito país”.

Por meio desta abordagem, exploram-se os efeitos do mercado acionário e do país de origem sobre o índice de ações em uma escala temporal, com a utilização de uma amostra proveniente da Compustat Global com dados econômicos e do mercado de ações de 60 países emergentes, em um período de 262 meses (1986-2007).

Este trabalho procura investigar se existem diferenças nos índices de ações, tanto em termos médios quanto em termos de taxas de crescimento, entre países ao longo do tempo, e quais as razões econômicas para a existência destes fenômenos. Também traz contribuições ao estudo das fontes de heterogeneidade da evolução dos índices de ações de países emergentes ao longo do tempo, especificamente no que se refere aos efeitos do mercado e do país, por meio das técnicas de dados em painel e de modelos multinível.

Como os índices de ações sofrem influências e reagem por meio da consideração de uma estrutura semi-forte de eficiência dos mercados de capitais, mesmo que a velocidades diferentes, justifica-se analisar as variáveis do mercado de capitais (nível firma – dividendos, price-to-book, volume de negócios) e também aquelas relacionadas aos aspectos macroeconômicos (nível país – PIB per capita, população economicamente ativa, investimentos em educação e pesquisa, importações e exportações), conforme discutem Valadkhani, Chancharat & Havie (2009). Um maior incentivo à educação, um desenvolvimento do comércio internacional ou um crescimento do investimento em pesquisa podem representar um eventual aumento do índice de ações de um país, pela geração de novas tecnologias, pelo desenvolvimento de novos setores produtivos na economia e pela entrada de capital estrangeiro, que propiciam um incremento de renda, uma diversificação da carteira de investimentos e um crescimento da oferta pública de novas ações.

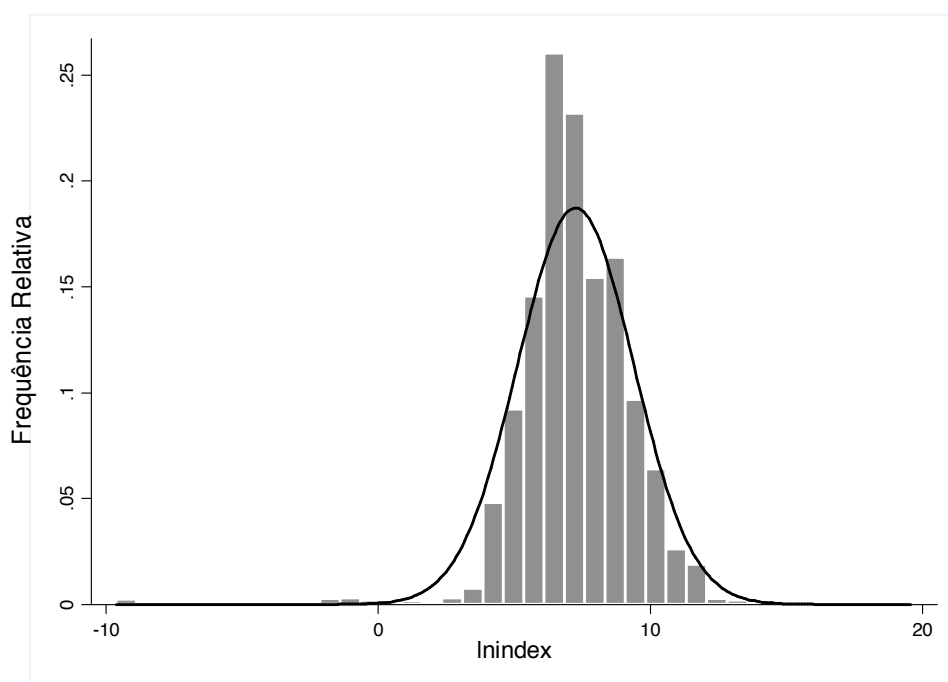
Primeiramente, são avaliadas as influências das características dos mercados acionários sobre a evolução dos índices, por meio do ajuste de diversos modelos de dados em painel. Na sequência, são analisadas as variações dos índices de ações provenientes de países diferentes ao longo do tempo e, posteriormente, investigadas as variáveis econômicas que eventualmente explicam a variação destes índices entre os próprios países. Desta forma, será utilizada também uma abordagem hierárquica em dois níveis, sendo o primeiro nível relativo à variação temporal (medida repetida) e o segundo nível às características econômicas dos países.

A seção 1 apresenta um diagnóstico da evolução dos índices de ações destes 60 países emergentes, com enfoque para as variações ao longo do tempo ou para um dado país (within variation) e para as variações dos índices que ocorrem entre países (between variation). Nas duas seções seguintes, é apresentada uma revisão da literatura sobre a modelagem de dados em painel e a modelagem hierárquica de dois níveis e com medidas repetidas. Na seção 4, são apresentados a amostragem, a definição das variáveis, as hipóteses e os modelos propostos no trabalho. A seção 5 destina-se aos resultados e às respectivas discussões. As principais conclusões são elaboradas na última seção.

2. Evolução mensal dos índices de ações de países emergentes

Inicialmente, explicita-se que a variável de desempenho adotada no presente estudo refere-se ao logaritmo natural do principal índice mensal de ações de cada um dos 60 países emergentes considerados ($\ln index$). Como o índice original pode variar consideravelmente de país para país, em função do número total de ações e de seus respectivos preços naquele mercado, faz-se necessária a aplicação do logaritmo natural, que propicia uma distribuição normal dos dados ao longo do período em análise, conforme pode ser observado na figura 1.

Figura 1: Distribuição do Logaritmo Natural dos Índices de Ações de Países Emergentes (1986-2007)

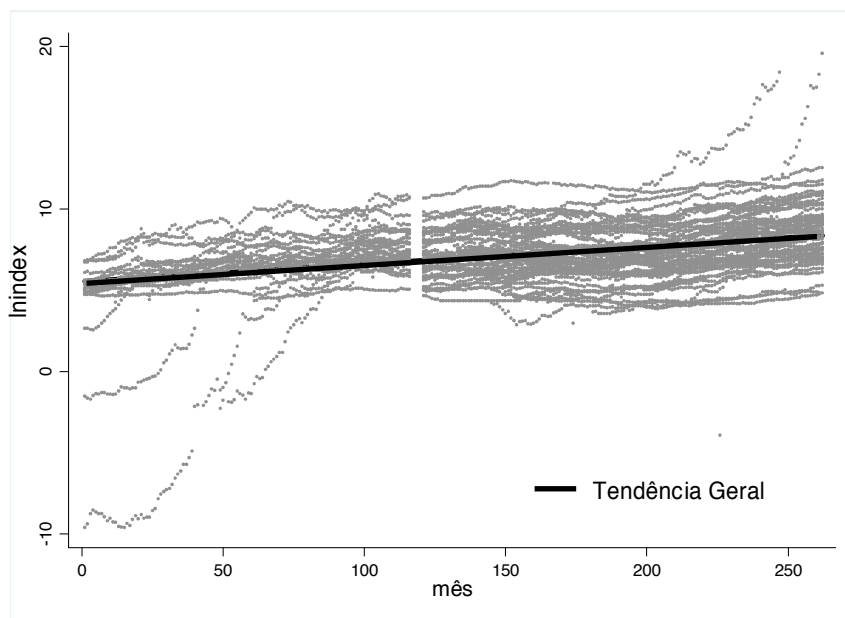


Cada ponto na figura 2 representa o valor de $\ln\text{index}$ de um país em um determinado mês. Este comportamento sugere a elaboração de modelos longitudinais. Segundo Cameron & Trivedi (2009), muitos métodos microeconômicos enfatizam a existência de correlação, ao longo do tempo, entre as observações referentes a um dado indivíduo, no caso país, com independência entre indivíduos distintos em qualquer tempo. Porém, em diversos casos, quando se pretende modelar uma relação entre uma variável resposta e variáveis explicativas a partir de dados em painel provenientes de diferentes países, é aconselhável admitir no modelo inicial a existência de correlação entre as observações referentes a um mesmo país em tempos distintos, bem como entre diferentes países em um mesmo instante de tempo.

Ao longo do período 1986-2007, muitos países emergentes apresentaram crescimentos expressivos nos seus principais índices de ações em um ou mais meses, como pode ser observado na figura 2 para os 60 países considerados no presente estudo. Por meio da mesma figura, porém, é possível notar a existência de uma tendência geral média, linear, para o crescimento do logaritmo destes índices ao longo do tempo. Ademais, poucos países, e em um número relativamente baixo de meses, apresentaram valores dos logaritmos de seus índices de ações com padrões

discrepantes, o que sugere a existência de comportamentos similares, mesmo que, por vezes, ocorram diferenças nas médias e nas inclinações entre cada série individual.

Figura 2: Evolução do Logaritmo dos Índices de Ações de Países Emergentes



A justificativa para a adoção dos modelos de dados em painel no presente trabalho também se relaciona com o fato de que alguns regressores, como certas características econômicas dos países, são invariantes no tempo, enquanto outros, como uma tendência geral, são invariantes entre países. A maioria deles neste estudo, porém, acaba variando entre países e ao longo do tempo, conforme será apresentado e discutido na seção 4. Enquanto a figura 3 apresenta a variação do logaritmo de cada índice de ações ao longo do tempo para cada país, ou seja, mostra os desvios do logaritmo do índice de ações em relação à média individual de cada país (within variance), a figura 4 apresenta a variação dos índices de ações entre os países, ou seja, mostra os desvios dos logaritmos dos índices de ações dos países em relação à média geral para cada instante de tempo (between variation).

Figura 3: Desvios do Logaritmo do Índice de Ações em Relação à Média de Cada País ao Longo do Tempo

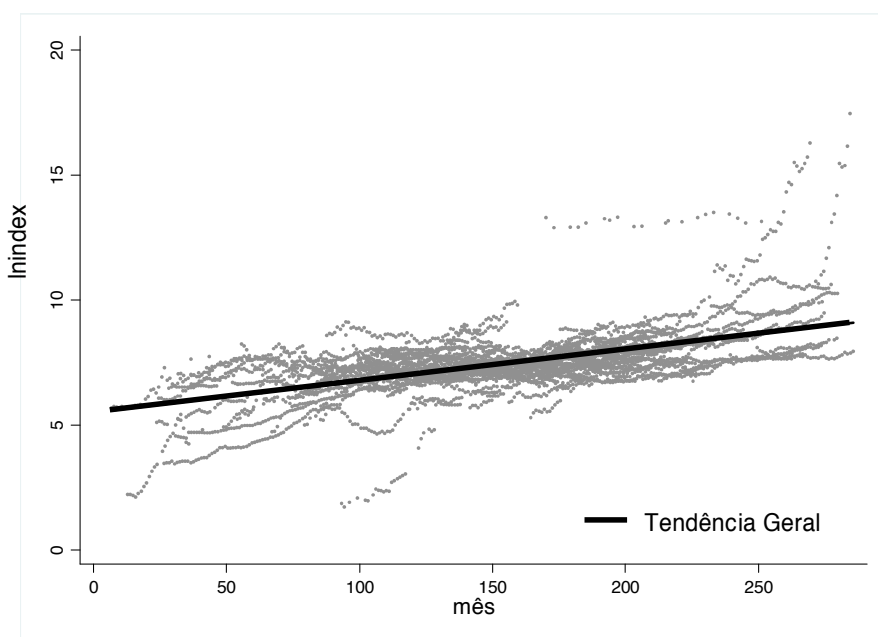
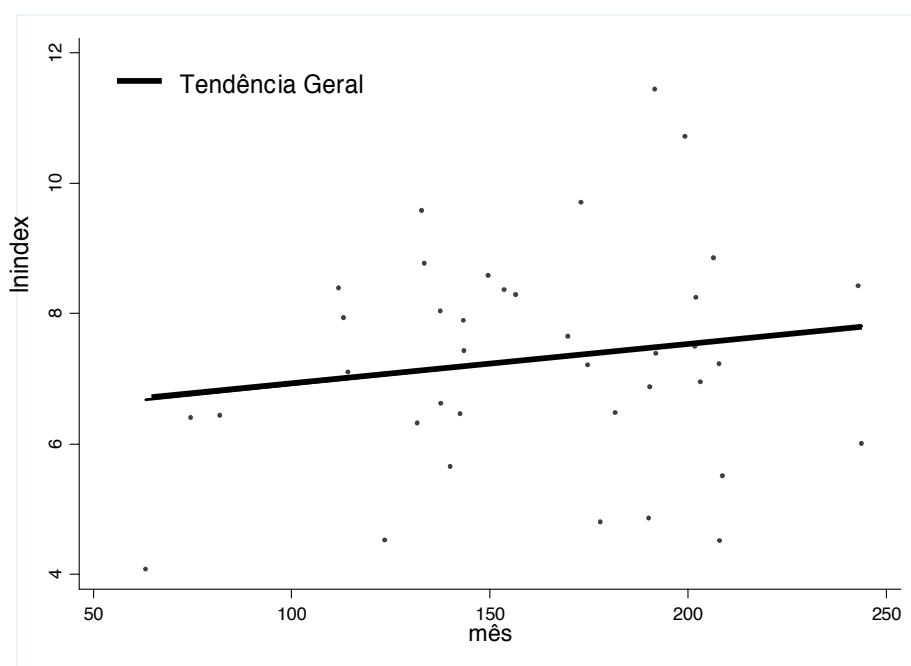


Figura 4: Desvios dos Logaritmos dos Índices de Ações dos Países em Relação à Média Geral para Cada Instante de Tempo



A seção 4 apresenta as variações within e between de cada um dos regressores que serão levados em consideração no presente estudo. Como será discutido mais adiante e de acordo com Cameron & Trivedi (2009), os modelos de dados em painel podem permitir que os regressores sejam endógenos pela existência de correlação com um componente do erro que seja invariante com o tempo (efeitos fixos), ou assumir que os regressores sejam completamente exógenos (efeitos aleatórios). Ambos estimadores serão considerados neste artigo.

Como a amostra oferece dados de 60 países em 262 meses, o painel pode ser considerado longo ($T > N$). Desta forma, como a influência temporal é bastante importante em séries longas, modelos de efeitos fixos e aleatórios serão também aplicados com a consideração de componentes auto-regressivos (AR(1)) para os resíduos, o que pode resultar em parâmetros com estimativas mais eficientes para painéis longos. De acordo com Kothari (2001), o entendimento dos determinantes dos processos auto-regressivos pode gerar evidências empíricas adequadas quando do estudo das características de firmas, de setores ou macroeconômicas, o que acaba por motivar a utilização de tais modelos.

Elaborado o diagnóstico inicial que embasará muitos dos critérios adotados na modelagem ao longo do estudo, espera-se que não haja uma propensão à existência de tendências idiossincráticas na amostra, que poderiam ser resultantes de comportamentos sistemáticos discrepantes dos índices de ações entre países ao longo do tempo. Em outras palavras, espera-se que existam variáveis econômicas relevantes para a explicação do comportamento dos índices de ações ao longo do tempo, o que justifica a utilização de modelos hierárquicos.

Parte-se para uma apresentação dos modelos de dados em painel e dos modelos hierárquicos de dois níveis em uma perspectiva temporal.

3. Modelagem de dados em painel

Existem muitos modelos diferentes que podem ser utilizados para dados em painel. A distinção básica entre eles, segundo Greene (2007), é a existência de efeitos fixos ou aleatórios. O termo “efeitos fixos” dá uma ideia equivocada da modelagem, pois para

ambos os casos, os efeitos no nível do indivíduo (neste caso, país) são aleatórios. Assim, segundo Cameron & Trivedi (2009), os modelos de efeitos fixos apresentam a complicação adicional de que os regressores sejam correlacionados com os efeitos do nível do indivíduo e, portanto, uma estimação consistente dos parâmetros do modelo requer uma eliminação ou controle dos efeitos fixos. Assim, um modelo que leva em conta os efeitos específicos do indivíduo para uma variável dependente y_{it} especifica que:

$$y_{it} = \beta_{0i} + x'_{it} \beta_1 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que x_{it} são regressores, β_{0i} são os efeitos aleatórios específicos de indivíduo e ε_{it} representa o erro idiossincrático.

Fazendo o termo do erro ser $\mu_{it} = \beta_{0i} + \varepsilon_{it}$ e permitindo que x'_{it} seja correlacionado com o termo de erro invariante no tempo (β_{0i}), assume-se que x'_{it} não é correlacionado com o erro idiossincrático ε_{it} . O modelo de efeitos fixos implica que $E(y_{it}|\beta_{0i}, x_{it}) = \beta_{0i} + x'_{it}\beta_1$, assumindo que $E(\varepsilon_{it}|\beta_{0i}, x_{it}) = 0$, de modo que $\beta_j = \partial E(y_{it}|\beta_{0i}, x_{it})/\partial x_{j,it}$. A vantagem do modelo de efeitos fixos é que pode ser obtido um estimador consistente do efeito marginal do j -ésimo regressor de $E(y_{it}|\beta_{0i}, x_{it})$, dado que $x_{j,it}$ varia no tempo.

No modelo de efeitos aleatórios, por outro lado, assume-se que β_{0i} é puramente aleatório, ou seja, que não é correlacionado com os regressores. A estimação, portanto, é elaborada com um estimador FGLS (*feasible generalized least squares*). A vantagem do modelo de efeitos aleatórios é que este estima todos os coeficientes, mesmo dos regressores invariantes no tempo, e, portanto, os efeitos marginais. Ademais, $E(y_{it}|x_{it})$ pode ser estimado. Porém a grande desvantagem é que estes estimadores são inconsistentes se o modelo de efeitos fixos for mais apropriado.

Conforme já discutido, a variável dependente e os regressores podem potencialmente variar simultaneamente ao longo do tempo e entre indivíduos. Enquanto a variação, ao longo do tempo ou para um dado indivíduo, é conhecida por *within variance*, a variação entre indivíduos é chamada de *between variance*. De acordo com Wooldridge (2002), no modelo de efeitos fixos, o coeficiente de um regressor com baixa variação *within* será imprecisamente estimado e não será identificado se não houver

qualquer *within variance*. Assim, é de fundamental importância a distinção entre estas variações para a definição do melhor modelo de dados em painel.

A variação total das observações de um regressor x em torno da média geral $\bar{x} = 1/\sum_i T_i \sum_t x_{it}$ no conjunto de dados pode ser decomposta na soma da variação *within* ao longo do tempo para cada indivíduo em torno de $\bar{x}_i = 1/T \sum_t x_{it}$ e na variação *between* entre indivíduos (para \bar{x}_i em torno de \bar{x}). De acordo com Cameron & Trivedi (2009):

$$\text{Variância Within: } s_{xw}^2 = \frac{1}{\sum_i T_i - 1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i + \bar{x})^2$$

$$\text{Variância Between: } s_{xB}^2 = \frac{1}{N - 1} \sum_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2$$

$$\text{Variância Geral (Overall): } s_{xO}^2 = \frac{1}{\sum_i T_i - 1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x})^2$$

As notações N e $\sum_i T_i$ correspondem, respectivamente, ao número de indivíduos e ao número total de observações ao longo do tempo. Na seção 4, são apresentadas e discutidas as variâncias de cada um dos regressores a serem considerados nos modelos no presente trabalho.

Ainda de acordo com Cameron & Trivedi (2009), os estimadores dos parâmetros β_1 de um modelo de efeitos fixos para a equação (1) eliminam os efeitos fixos β_{0i} , ou seja, é elaborada uma transformação *within* pela diferenciação de médias. Desta forma, uma estimação *within* elabora uma modelagem com os dados diferenciados em torno da média e não se pode estimar um coeficiente de um regressor sem variação ao longo do tempo. Assim, os efeitos fixos β_{0i} na equação (1) podem ser eliminados pela subtração das médias de cada indivíduo $\bar{y}_i = \bar{x}_i' \beta_1 + \bar{\varepsilon}_i$ no modelo correspondente, resultando o modelo *within*, ou modelo de diferenças de média:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta_1 + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (2)$$

em que $\bar{x}_i = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} x_{it}$ e o estimador *within* é o estimador OLS deste modelo. De acordo com Cameron & Trivedi (2009), pelo fato de β_{0i} ter sido eliminado, o estimador

OLS oferece estimativas consistentes de β_1 , mesmo se β_{0i} for correlacionado com x_{it} , como é o caso do modelo de efeitos fixos.

O estimador *between* utiliza somente a variação entre indivíduos (*cross-sections*) e é o estimador OLS de uma regressão de \bar{y}_i em função de \bar{x}_i , apresentada a seguir (equação (3)). Por levar em consideração apenas as variações *cross-section* nos dados, o coeficiente de qualquer regressor que seja invariante entre indivíduos não pode ser identificado.

$$\bar{y}_i = \beta_0 + \bar{x}_i' \beta_1 + (\beta_{0i} - \beta_0 + \bar{\varepsilon}_i) \quad (3)$$

A consistência deste estimador requer que o termo do erro $(\beta_{0i} - \beta_0 + \bar{\varepsilon}_i)$ não seja correlacionado com x_{it} , o que ocorre quando β_{0i} for um efeito aleatório, mas não quando for um efeito fixo. Segundo Hsiao (2003), este estimador é raramente utilizado, pois os estimadores de efeitos aleatórios acabam sendo mais consistentes.

O estimador de efeitos aleatórios, por outro lado, é um estimador FGLS na equação (1). Assim, o modelo de efeitos aleatórios é o modelo de efeitos individuais:

$$y_{it} = x_{it}' \beta_1 + (\beta_{0i} + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

com $\beta_{0i} \sim (\beta_0, \sigma_\alpha^2)$ e $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$. Desta forma, o termo de erro $\mu_{it} = \beta_{0i} + \varepsilon_{it}$ é correlacionado ao longo do tempo t , para uma dada observação i , com correlação:

$$\text{corr}(\mu_{it}, \mu_{is}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2), \text{ para todo } s \neq t \quad (5)$$

O estimador de efeitos aleatórios é o estimador FGLS de β_1 da equação (4), dadas as correlações dos erros da expressão (5).

Segundo Cameron & Trivedi (2009), em modelos com erros heterocedásticos e autocorrelacionados, o estimador GLS (*general least squares*) pode ser calculado como um estimador OLS em um modelo que tenha erros não-correlacionados homocedásticos obtido de (4) por uma transformação linear apropriada. No caso do modelo de efeitos aleatórios da equação (4), tal modelo transformado é dado pela equação (6).

$$(y_{it} - \theta_i \bar{y}_i) = (1 - \theta_i) \beta_0 + (x_{it} - \theta_i \bar{x}_i)' \beta_1 + \{(1 - \theta_i) \beta_{0i} + (\varepsilon_{it} - \theta_i \bar{\varepsilon}_i)\} \quad (6)$$

Um estimador FGLS (*feasible* GLS) é obtido substituindo-se θ_i , que é dado por uma estimativa consistente indicada por:

$$\theta_i = 1 - \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 / (T_i \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2)} \quad (7)$$

O estimador de efeitos aleatórios será consistente e completamente eficiente se o modelo de efeitos aleatórios for apropriado, porém será inconsistente se o modelo de efeitos fixos for apropriado, uma vez que a correlação entre x_{it} e β_{0i} resulta numa correlação entre os regressores e o termo do erro na expressão (6). Da mesma forma, ainda segundo Cameron & Trivedi (2009), se não ocorrerem efeitos fixos, então o estimador de efeitos aleatórios será consistente, mas ineficiente e, portanto, uma estimação com erros-padrão robustos 'clusterizados' deveria ser obtida.

A expressão da estimativa por mínimos quadrados generalizados factíveis de um coeficiente de regressão do modelo (1), supondo efeitos aleatórios, torna-se igual à da estimativa do mesmo coeficiente em um modelo de efeitos fixos (estimação *within*) se $\hat{\theta}_i = 1$.

Para dados em painel longo, ou seja, com muitos períodos para um número relativamente menor de indivíduos, como é o caso deste trabalho ($T = 262$ meses e $N = 60$ países), os efeitos individuais β_{0i} (neste artigo, os efeitos de país) podem ser incorporados em x_{it} como variáveis *dummy* para cada período, de acordo com o seguinte modelo:

$$y_{it} = \beta_{0i} + \gamma_t + x'_{it} \beta_1 + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

de modo a haver muitos efeitos de tempo γ_t (no presente artigo, efeitos mensais). Um modelo *pooled*, para $T > N$, em que os regressores x_{it} contemplam o intercepto, o efeito temporal e possivelmente um vetor de variáveis de indivíduo, pode ser escrito como:

$$y_{it} = x'_{it} \beta_1 + \mu_{it} \quad (9)$$

Como T é relativamente maior do que N , passa a ser necessária a especificação de um modelo que considere a existência de correlação serial do erro. Desta forma, para dados em painel longo, os modelos *pooled* com métodos de estimação OLS (POLS) e FGLS passam a ser mais adequados, já que permitem a utilização de um modelo AR(1) para μ_{it} ao longo do tempo que μ_{it} seja heterocedástico. Assim:

$$\mu_{it} = \rho_i \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

em que os termos ε_{it} são não-correlacionados no tempo, porém com correlação entre indivíduos diferente de zero ($\text{corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \sigma_{is}$).

Alternativamente à inclusão de um vetor de variáveis *dummy* para cada período, estima-se, finalmente, um modelo de efeitos individuais com termos de erro AR(1), que representa um modelo melhor do que aquele que considera os termos de erro i.i.d. Assim:

$$y_{it} = \beta_{0i} + x'_{it} \beta_1 + \mu_{it} \quad (11)$$

Logo, segundo Cameron & Trivedi (2009), este modelo potencialmente gerará estimativas dos parâmetros mais eficientes. Neste caso, dada a estimativa de $\hat{\rho}$ por meio da equação (9), primeiramente elimina-se o efeito do erro AR(1) e, na sequência, elimina-se o efeito individual por meio da aplicação da diferença de médias. Assim, a modelagem pode considerar β_{0i} como sendo um efeito fixo ou um efeito aleatório.

Após a apresentação dos modelos de dados em painel, explicita-se que este trabalho aplicará seis diferentes tipos de modelagens, a fim de propiciar um melhor entendimento dos diversos tipos de estimadores, bem como apresentar um modelo adequado para a explicação do comportamento dos índices de ações de países emergentes em uma perspectiva longitudinal, em função das características de cada um dos respectivos mercados acionários. O quadro 1 apresenta uma síntese dos modelos a serem estimados.

Quadro 1: Modelos de Dados em Panel a Serem Estimados

| Modelo | Descrição |
|---|---|
| Efeitos Fixos | $y_{it} = \beta_{0i} + x'_{it} \beta_1 + \varepsilon_{it}$ <p>Os parâmetros β_{0i} podem ser correlacionados com os regressores x_{it}, o que permite uma forma limitada de endogeneidade. Assume-se que x_{it} não é correlacionado com o erro idiossincrático ε_{it}.</p> |
| Efeitos Aleatórios | $y_{it} = x'_{it} \beta_1 + (\beta_{0i} + \varepsilon_{it})$ <p>Os parâmetros β_{0i} e os termos de erro idiossincrático ε_{it} são independentes e identicamente distribuídos. O estimador de efeitos aleatórios é o FGLS de β_1, dado que $\text{corr}(\mu_{it}, \mu_{is}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2)$.</p> |
| Efeitos Fixos com Termos de Erro AR(1) | $y_{it} = \beta_{0i} + x'_{it} \beta_1 + \mu_{it}$ <p>Com $\mu_{it} = \rho_i \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$. Considera-se β_{0i} como sendo um efeito fixo.</p> |
| Efeitos Aleatórios com Termos de Erro AR(1) | $y_{it} = \beta_{0i} + x'_{it} \beta_1 + \mu_{it}$ <p>Com $\mu_{it} = \rho_i \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$. Considera-se β_{0i} como sendo um efeito aleatório.</p> |
| Pooled com Método de Estimação OLS e com Termos de Erro AR(1) | $y_{it} = \beta_{0i} + \gamma_t + x'_{it} \beta_1 + \varepsilon_{it}$ <p>Com $\mu_{it} = \rho_i \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$, em que os ε_{it} são serialmente não-correlacionados, mas com correlação entre países igual a $\text{corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \sigma_{ts} \neq 0$.</p> |
| Com Método de Estimação FGLS e com Termos de Erro AR(1) | $y_{it} = \beta_{0i} + \gamma_t + x'_{it} \beta_1 + \varepsilon_{it}$ <p>Similar ao modelo <i>pooled</i> com método de estimação OLS, mas com estimador FGLS.</p> |

4. Modelos hierárquicos de dois níveis com medidas repetidas

Segundo Gelman (2006), os modelos hierárquicos 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 ou com os modelos de análise de 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 sub-nível representado pelo seu próprio modelo (Draper, 1995). Cada um dos sub-modelos, de acordo com Soto & Morera (2005) e Fávero et al. (2009), 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.

Este trabalho pretende estudar também o efeito dos países sobre os índices de ações sob uma perspectiva temporal, ou seja, por meio da utilização de modelos hierárquicos com medidas repetidas. Portanto, o nível 1 não levará em consideração aspectos relacionados a firmas ou ações, como exposto até o presente momento, mas considerará os efeitos temporais para a evolução dos índices. Portanto, o nível 1 é conhecido, nestes casos, por medida repetida e, após a introdução deste tipo de modelagem, faz-se necessária a apresentação de um modelo mais adequado que leva em consideração os aspectos temporais no nível 1.

Segundo Hofmann, Jacobs & Baratta (1993) e Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit (2006), os modelos hierárquicos de dois níveis com medidas repetidas são capazes de identificar padrões de mudança sistemática de forma individual da variável de desempenho entre as observações em estudo, além de oferecerem vantagens adicionais por permitirem aos pesquisadores a modelagem com a inclusão de variáveis preditoras específicas no segundo nível de análise, oferecendo respostas de quão exatas são as influências dos países ao longo do tempo. Assim, este método de análise considera uma trajetória de desempenho única para cada país, levando em consideração a presença de efeitos aleatórios entre as observações para a explicação da evolução dos respectivos índices de ações.

Os modelos de 2 níveis consistem de 2 sub-modelos, em que há $t = 1, \dots, T_i$ meses no nível 1, os quais são aninhados em cada $i = 1, \dots, n$ países. Assim, tem-se, para o nível 1, que:

$$y_{ti} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot \text{mês}_{ti} + r_{ti} \quad (11)$$

Em que:

- mês: variável explicativa do nível 1 (medida repetida) correspondente a cada mês da análise (262 meses, de 1986 a 2007);

- $t = 1, 2, \dots, T_i$ (meses), e $i = 1, 2, \dots, n$ (países);

- β_{0i} : valor esperado (média) da variável de desempenho (índice de ações) do país i no mês 1;

- β_{1i} é a taxa de crescimento da variável de desempenho do país i ; e

- σ^2 é a variância de r_i (variância de um determinado país ao longo do tempo).

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

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

$$\beta_{pi} = \gamma_{p0} + \sum_{q=1}^{Q_p} \gamma_{pq} \cdot x_{qi} + \mu_{pi} \quad (12)$$

Em que:

- γ_{pq} ($q = 0, 1, \dots, Q_p$) são os coeficientes do nível 2;

- x_{qi} é o vetor de regressores do nível 2; e

- μ_{pi} é o efeito aleatório do nível 2. Assume-se que, para cada unidade i , o vetor $(\mu_{0i}, \mu_{1i}, \dots, \mu_{pi})'$ apresenta uma distribuição normal multivariada, em que cada elemento μ_{pi} tenha média zero e variância $\text{Var}(\mu_{pi}) = \tau_{pp}$.

Em função da natureza não balanceada dos dados na maioria dos modelos hierárquicos, ou seja, em função do fato de n variar entre as unidades, os métodos tradicionais de estimação dos componentes de variância-covariância falham nas estimações. Assim, são utilizadas técnicas computacionais iterativas, a fim de que seja possível a estimação de σ^2 e τ por máxima verossimilhança.

De maneira geral, os modelos de dois níveis são estimados por máxima verossimilhança no conceito restrito (REML, ou *restricted maximum likelihood*). Com esta abordagem, os componentes de variância-covariância são estimados por meio de máxima verossimilhança, ponderando todos os possíveis valores de efeitos fixos (Lee & Nelder, 2001), que são estimados via métodos dos mínimos quadrados generalizados. Já pela estimação por máxima verossimilhança no conceito integral (ML, ou *full maximum likelihood*), os parâmetros de variância-covariância e os coeficientes de efeitos fixos do nível 2 são estimados pela maximização de sua probabilidade conjunta.

Inferências estatísticas sobre os coeficientes fixos do nível 2, γ 's, 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 γ 's que não são baseadas nesta premissa por meio da aplicação do método de estimação generalizada de equações (GEE, ou *generalized estimating equations*). A comparação dos resultados provenientes do GEE com aqueles resultantes do HLM (*hierarchical linear modeling*) oferece uma possibilidade de verificar se as inferências oriundas do HLM sobre os γ 's são sensíveis à violação desta premissa. O modelo mais simples GEE assume que y_{ti} para o caso i é independente de $y_{ti'}$ para outro caso i' e que y_{ti} e $y_{ti'}$ apresentam variância constante. Sob estas simples premissas, a estimação dos coeficientes γ 's, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, seria justificada. Por outro lado, se estas premissas não foram corretas e a adoção do método OLS for feita, as estimações dos erros-padrão seriam viesadas e inconsistentes, conforme apontam Raudenbush & Bryk (2002), Goldstein (2003) e Brown & Uyar (2004).

A seguir, no quadro 2, são apresentados os testes de hipótese para os efeitos fixos e para os componentes de variância dos modelos hierárquicos de dois níveis que serão elaborados no presente trabalho.

Quadro 2: Testes de Hipótese para os Efeitos Fixos e para os Componentes de Variância em Modelos Hierárquicos de Dois Níveis

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

Modelagens similares foram extensivamente utilizadas na literatura para se investigar os efeitos dos países sobre algum comportamento específico, merecendo destaque os trabalhos de Brouthers (1998), Christmann, Day & Yip (1999), Hawawini, Subramanian & Verdin (2004), Makino, Isobe & Chan (2004) e Makino, Beamish & Zhao (2004).

Esta linha de pesquisa remonta aos trabalhos de Schmalensee (1985) e Rumelt (1991), sendo seguidos por uma série de outros estudos que analisaram os efeitos da firma, do setor ou do tempo sobre variáveis de desempenho, como os de Bergh (1993), Bergh (1995), Roquebert, Phillips & Westfall (1996), Deadrick, Bennett & Russell (1997), McGahan & Porter (1997), Brush & Bromiley (1997), Brush, Bromiley & Hendrickx (1999), Bowman & Helfat (2001), Adner & Helfat (2003), Hough (2006), Misangyi, Lepine, Algina & Goeddeke (2006), Short, Ketchen Jr., Bennett & du Toit (2006) e Short, Ketchen Jr., Palmer & Hult (2007).

De forma complementar aos estudos destacados, a literatura também apresenta pesquisas que analisaram a influência dos efeitos institucionais e dos países por meio da utilização de variáveis contábeis e financeiras que possam influenciar o valor de mercado ou provocar reações nos preços das ações das firmas. Neste caso, merecem destaque os trabalhos de Ball, Kothari e Robin (2000), Bushman e Piotroski (2006), Grambovas, Giner e Christodoulou (2006) e Ball, Robin e Sadka (2008).

5. Amostragem, definição das variáveis, hipóteses e método

A utilização de modelos de dados em painel e hierárquicos na avaliação do mercado financeiro tem sido cada vez mais frequente e representa novos desafios quando da formulação de problemas que têm como objetivo a mensuração de desempenho. A aplicação destes modelos permite estimar a relação do desempenho com diversas variáveis ambientais simultaneamente e, por conseguinte, 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, mercadológicas e até mesmo regionais sobre os índices de ações. A seguir, apresentam-se a amostragem, a definição das variáveis, as hipóteses a serem testadas no estudo e o método propriamente dito.

5.1. Amostragem e definição das variáveis

A evolução dos índices de ações de cada país emergente, bem como as características de cada mercado acionário e as variáveis econômicas dos países foram coletadas por meio da base da Compustat Global. Inicialmente, os dados foram extraídos de todos os conjuntos de países disponíveis na base no período compreendido entre 1986 e 2007. A base original contava com 60 países empresas em um período de 262 meses, totalizando 9.979 observações.

A base de dados oferece, pela própria característica de cada mercado acionário, um painel desbalanceado. Além disso, a transformação da variável dependente para o logaritmo natural fez com que algumas observações se perdessem quando da aplicação dos modelos de dados em painel e hierárquicos. Ademais, seguindo a mesma lógica proposta por McGahan & Porter (1997) e Goldszmidt, Brito & Vasconcelos (2007) em relação aos critérios de exclusão de observações, foram eliminados, quando da modelagem hierárquica, países que apresentaram algum dado faltante em relação aos regressores econômicos ou à variável de desempenho (logaritmo natural do índice de ações). 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 países que apresentaram dois ou mais períodos da variável dependente relatados na base.

Finalmente, 5.491 observações compuseram a amostra final para a modelagem de dados em painel e 2.968 observações para a modelagem hierárquica, com apenas 23 países neste último caso. Por meio deste tratamento, adquire-se vantagem na utilização de modelos multinível, uma vez que estes permitem verificar quais efeitos de país mais bem explicam a variância no índice de ações ao longo do tempo.

A variável de desempenho adotada para análise, em todos os modelos considerados neste artigo, é o logaritmo do principal índice de ações de um país (lnindex). As variáveis referentes aos mercados de capitais, ou seja, aquelas correspondentes aos regressores dos modelos de dados em painel, e as variáveis econômicas dos países, a serem incluídas no nível 2 da modelagem multinível, também foram obtidas por meio deste mesmo banco de dados e encontram-se no quadro 3 a seguir:

Quadro 3: Definição das Variáveis para os Modelos de Dados em Painel e Hierárquicos

| Variáveis de Mercado Acionário (Regressores nos Modelos de Dados em Painel) | |
|--|--|
| lnyield | Logaritmo natural dos dividendos no mercado |
| lnp_bv | Logaritmo natural da relação preço/ <i>book value</i> do mercado |
| lnvtrdus | Logaritmo natural do valor transacionado no mercado, em milhões de dólares |
| lnlover | Logaritmo natural da taxa de <i>turnover</i> do mercado |
| lnnush | Logaritmo natural do número de ações transacionadas no mercado, em milhões |
| days | Número de dias com operações no mercado |
| Variáveis Econômicas dos Países (Nível 2 dos Modelos Hierárquicos) | |
| pibcap | Produto interno bruto <i>per capita</i> |
| pea | População economicamente ativa, em percentual da população residente |
| educpib | Investimento em educação, em percentual do PIB |
| pesqpib | Investimento em pesquisa, em percentual do PIB |
| import | Importações, em milhões de dólares |
| export | Exportações, em milhões de dólares |

A consideração inicial das variáveis referentes aos indicadores do mercado acionário de cada país para a explicação da evolução dos índices de ações é baseada nos trabalhos de Brouthers (1998) e de Andrezo & Lima (2007). Já a consideração de

variáveis econômicas no nível 2 da modelagem hierárquica 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.

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

5.2. Hipóteses a serem testadas

Este trabalho procura investigar quais as principais variáveis do mercado acionário que influenciam os índices de ações em uma perspectiva longitudinal. Além disso, procura verificar se existem diferenças, ao longo do tempo, nos índices de ações de países emergentes e se estas diferenças ocorrem entre países por conta das variações existentes nas variáveis econômicas.

Assim sendo, as hipóteses a serem testadas podem ser descritas da seguinte maneira:

Hipótese 1: Há características dos mercados acionários dos países emergentes que explicam a variação no índice de ações ao longo do tempo.

Hipótese 2: Há variabilidade significativa nos índices de ações de países emergentes ao longo do tempo (período de 1986 a 2007, 262 meses).

Hipótese 3: Há variabilidade significativa nos índices de ações, ao longo do tempo, entre países.

Hipótese 4: Os índices mensais de ações de países emergentes seguem uma tendência linear ao longo do período compreendido entre os anos de 1986 e 2007, e há diferenças nesta tendência entre países.

Hipótese 5: Há características econômicas dos países que explicam a variação no índice de ações ao longo do tempo.

Para a verificação de cada um das hipóteses apresentadas, necessita-se apresentar o método a ser utilizado, bem como os modelos propostos.

5.3. Método

Elaboradas as considerações sobre as variáveis de cada modelo, parte-se para a apresentação dos modelos propriamente ditos.

A modelagem de dados em painel é baseada pela existência de variâncias geral, within e between em cada regressor, conforme discutido anteriormente. A tabela 1 apresenta esta decomposição de variância para cada um dos regressores apresentados no quadro 3.

Tabela 1: Estatísticas do Painel e Decomposição da Soma de Quadrados Within e Between

| Variável | Decomposição | Média | Desvio-Padrão | Mínimo | Máximo | Observações |
|----------|--|--------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------|
| país | geral <i>between</i> <i>within</i> | | 0,000 | | | N.T = 9.979 N = 60 |
| mês | geral <i>between</i> <i>within</i> | | 69,073 38,807 60,389 | 1,000 79,006 18,645 | 262,00 256,91 290,61 | N.T = 9.979 N = 60 |
| Inyield | geral <i>between</i> <i>within</i> | 0,726 | 1,379 1,141 0,953 | -4,605 -3,212 -4,786 | 7,19 2,06 5,85 | N.T = 6.544 N = 46 |
| Inp_bv | geral <i>between</i> <i>within</i> | 0,622 | 0,765 0,518 0,618 | -4,605 -0,706 -4,263 | 6,51 1,84 6,11 | N.T = 6.942 N = 52 |
| Invtrdus | geral <i>between</i> <i>within</i> | 5,273 | 3,022 2,735 1,437 | -4,605 -0,952 -2,729 | 13,71 10,52 10,96 | N.T = 9.938 N = 60 |
| Intover | geral <i>between</i> <i>within</i> | 0,426 | 1,479 1,276 0,829 | -4,605 -2,552 -4,612 | 4,36 2,95 3,67 | N.T = 9.785 N = 60 |
| Innush | geral <i>between</i> <i>within</i> | 5,074 | 3,770 3,265 1,919 | -7,684 -2,626 -6,588 | 16,38 12,91 14,12 | N.T = 9.889 N = 60 |
| days | geral <i>between</i> <i>within</i> | 20,411 | 10,127 1,511 10,040 | 0,000 13,993 -0,529 | 986,00 24,19 987,02 | N.T = 9.933 N = 60 |

De acordo com a tabela 1, nota-se que o país é obviamente invariante no tempo e, portanto, apresenta variação *within* igual a zero. Por outro lado, a variável referente ao tempo (mês) não é invariante entre indivíduos, já que se trata de um painel desbalanceado e, portanto, a sua variação *between*, mesmo sendo relativamente menor do que a *within*, não é igual a zero. Das demais variáveis, a maioria apresenta maior variação entre indivíduos (*between*) do que ao longo do tempo (*within*), porém ainda não é possível afirmar que a estimação *within* resultará numa perda de eficiência, já que a proporção entre as variâncias *within* e *between* de cada variável é diferente e ainda não se conhecem as significâncias estatísticas de cada um delas nos modelos. A tabela 1, todavia, oferece um maior embasamento para a adoção dos modelos de dados em painel e a aplicação de diversos estimadores. As colunas “Mínimo” e “Máximo” apresentam, respectivamente, os valores mínimos e máximos de x_{it} para a linha “geral”, \bar{x}_i para a linha “*between*” e $(x_{it} - \bar{x}_i + \bar{x})$ para a linha “*within*”.

Conforme discutido na seção 2 e resumido no quadro 1, serão elaborados 6 modelos de dados em painel, com diferentes considerações sobre os estimadores e os termos de erro. O modelo geral a ser adotado, derivado da equação (1), obedece ao que segue:

$$\begin{aligned} \ln index_{it} = & \beta_{0i} + \beta_1 \cdot (\ln yield) + \beta_2 \cdot (\ln p_bv) + \beta_3 \cdot (\ln vtrdus) + \\ & + \beta_4 \cdot (\ln tover) + \beta_5 \cdot (\ln nush) + \beta_6 \cdot (days) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

Com as devidas considerações para cada um dos modelos específicos, esta etapa auxilia na verificação da hipótese 1 anteriormente proposta.

Para a verificação das hipóteses 2 e 3 apresentadas, propõe-se um modelo com ausência de variáveis preditoras (modelo nulo), que oferece estimações dos componentes de variância ao longo do tempo e entre países, já que a modelagem proporciona um teste χ^2 para o componente de variância entre países (Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon & du Toit, 2004). Assim, o modelo nulo pode ser escrito como:

Modelo Nulo

Nível 1 (Medida Repetida):

$$\ln index_{ti} = \beta_{0i} + r_{ti}, \quad r_{ti} \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad (14)$$

$\ln index$: variável de desempenho representada pelo logaritmo do índice de ações;

$t=1,2, \dots, T_i$ (meses) e $i=1,2, \dots, n$ (países);

β_{0i} : Inindex esperado (médio) do índice de ações do país i no mês 1; e

σ^2 : variância “dentro” do país.

Nível 2 (País):

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + \mu_{0i}, \quad \mu_{0i} \sim \text{NID}(0, \tau_{\beta_0}) \quad (15)$$

γ_{00} : média geral dos Inindex's; e

τ_{β_0} : variância entre os Inindex's esperados.

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 os índices de ações dos países seguem uma tendência temporal linear. Já o modelo seguinte apresenta a inclusão de efeitos aleatórios e testa se há variância significativa da tendência dos índices entre países ao longo do tempo.

Modelo de Tendência Linear sem Efeitos Aleatórios

Nível 1 (Medida Repetida):

$$\text{Inindex}_{ti} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot \text{mês}_{ti} + r_{ti}, \quad r_{ti} \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad (16)$$

β_{1i} : taxa de crescimento de Inindex do país i .

Nível 2 (País):

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + \mu_{0i}, \quad \mu_{0i} \sim \text{NID}(0, \tau_{\beta_0}) \quad (17)$$

$$\beta_{1i} = \gamma_{10}$$

γ_{10} : média geral das taxas de crescimento dos Inindex's esperados.

Modelo de Tendência Linear com Efeitos Aleatórios

Nível 1 (Medida Repetida):

$$\text{Inindex}_{ti} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot \text{mês}_{ti} + r_{ti}, \quad r_{ti} \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad (18)$$

Nível 2 (País):

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + \mu_{0i}, \quad \mu_{0i} \sim \text{NID}(0, \tau_{\beta_0}) \quad (19)$$

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \mu_{1i}, \quad \mu_{1i} \sim \text{NID}(0, \tau_{\beta_1})$$

τ_{β_1} : variância entre as taxas de crescimento esperadas entre países.

A significância das mudanças individuais no índice de ações é testada de duas formas. A primeira consiste num teste χ^2 que compara as estatísticas de desvios entre o

modelo com o efeito do mês (modelo de tendência linear) e o modelo nulo. A segunda oferece um teste t para os efeitos fixos e χ^2 para os componentes de variância. A significância do efeito fixo para os períodos sugere que o efeito do tempo é constante para todos os países. Porém a inclusão de efeitos aleatórios auxilia na verificação da existência de variabilidade significativa nos índices de ações, ao longo do tempo, entre os países emergentes.

Caso as hipóteses anteriores sejam verificadas, parte-se para a inclusão das variáveis econômicas no nível 2, com o intuito de se verificar a hipótese 5. O modelo passa a ser:

Modelo Completo

Nível 1:

$$\ln index_{ti} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot \text{mês}_{ti} + r_{ti} \quad (20)$$

Nível 2:

$$\beta_{ki} = \gamma_{k0} + \gamma_{k1} \cdot (\text{pibcap}) + \gamma_{k2} \cdot (\text{pea}) + \gamma_{k3} \cdot (\text{educpib}) + \gamma_{k4} \cdot (\text{pesqpib}) + \gamma_{k5} \cdot (\text{import}) + \gamma_{k6} \cdot (\text{export}) + \mu_{ki} \quad (21)$$

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

Após a apresentação de cada um dos modelos, o quadro 4 oferece a relação entre cada hipótese a ser testada e o respectivo modelo.

Quadro 4: Hipóteses a Serem Testadas e Respectivos Modelos

| Hipótese | Modelo |
|--|---|
| <i>Hipótese 1:</i> Há características dos mercados acionários dos países emergentes que explicam a variação no índice de ações ao longo do tempo. | Modelos de Dados em Painel com Diversos Estimadores |
| <i>Hipótese 2:</i> Há variabilidade significativa nos índices de ações de países emergentes ao longo do tempo (período de 1986 a 2007, 262 meses). | Modelagem Hierárquica (Modelo Nulo) |
| <i>Hipótese 3:</i> Há variabilidade significativa nos índices de ações, ao longo do tempo, entre países. | |
| <i>Hipótese 4:</i> Os índices mensais de ações de países emergentes seguem uma tendência linear ao longo do período compreendido entre os anos de 1986 e 2007, e há diferenças nesta tendência entre países. | Modelagem Hierárquica (Modelo de Tendência Linear sem e com Efeitos Aleatórios) |
| <i>Hipótese 5:</i> Há características econômicas dos países que explicam a variação no índice de ações ao longo do tempo. | Modelagem Hierárquica (Modelo Completo) |

6. Resultados

Inicialmente são apresentados, por meio da tabela 2, os resultados de cada um dos 6 modelos propostos de dados em painel.

Tabela 2: Modelos de Dados em Painel

| Variável | Efeitos Fixos | Efeitos Aleatórios | Efeitos Fixos com Erros AR(1) | Efeitos Aleatórios com Erros AR(1) | Pooled com OLS e Erros AR(1) | Estimador FGLS com Erros AR(1) |
|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------------|------------------------------------|------------------------------|--------------------------------|
| Inyield | -0,05667** (0,01168) | -0,05641** (0,01169) | -0,01489** (0,00343) | -0,0153** (0,00345) | -0,01405** (0,00477) | -0,07781** (0,01830) |
| lnp_bv | 0,69881** (0,02169) | 0,70081** (0,02170) | 0,07049** (0,00705) | 0,07226** (0,00709) | 0,26191** (0,01178) | 1,04583** (0,03530) |
| lnvtrdus | 0,27373** (0,01812) | 0,27347** (0,01811) | -0,00039 (0,00977) | 0,00231 (0,00979) | 0,1885** (0,01193) | 0,07608** (0,02093) |
| Intover | -0,41884** (0,02162) | -0,41901** (0,02164) | 0,05051** (0,00881) | 0,04731** (0,00883) | -0,24614** (0,00990) | -0,34874** (0,03414) |
| Innush | 0,28239** (0,01124) | 0,28134** (0,01123) | -0,00339 (0,00471) | -0,00197 (0,00472) | 0,08216** (0,00574) | 0,13542** (0,01081) |
| days | -0,00229 (0,00483) | -0,00225 (0,00483) | -0,00078 (0,00088) | -0,00094 (0,00088) | -0,00011 (0,00124) | 0,01079 (0,00932) |
| constante | 4,36695** (0,11274) | 4,17368** (0,45059) | 9,15036** (0,00229) | 6,95966** (0,40521) | 5,01411** (0,04832) | 5,62987** (0,20229) |
| N | 5491 | 5491 | 5451 | 5491 | 5491 | 5491 |
| R ² | 0,544 | | | | 0,939 | |
| R ² (geral) | 0,158 | 0,158 | 0,071 | 0,079 | | |
| R ² (between) | 0,029 | 0,029 | 0,012 | 0,054 | | |
| R ² (within) | 0,544 | 0,544 | 0,052 | 0,293 | | |
| F | 1083,51 | | 49,37 | | | |
| P. F | 0,000 | | 0,000 | | | |
| Wald χ^2 | | 6483,22 | | 300,78 | 1770,85 | 1642,98 |
| P. χ^2 | | 0,000 | | 0,000 | 0,000 | 0,000 |

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

** P < 0,01.

De acordo com a tabela 2, é possível verificar que os coeficientes estimados variam entre os modelos. Primeiramente, nota-se a existência de erros-padrão bem superiores nos modelos de efeitos fixos e aleatórios (mais de 100%) em comparação com aqueles reportados pelos respectivos modelos com efeitos AR(1) nos termos de erro, mesmo que os primeiros tenham sido elaborados com erros-padrão robustos 'clusterizados'. Este fato talvez tenha ocorrido pela natureza do painel em análise, ou seja, pelo fato de ser longo, já que a obtenção de erros-padrão robustos 'clusterizados' é feita sob as hipóteses de que os erros são independentes entre indivíduos e que $N \rightarrow \infty$, que ocorre para dados em painel curto.

Desta forma, para dados em painel longo, os modelos *pooled* com métodos de estimação OLS e FGLS passam a ser mais adequados. Permitindo que os termos de erro sejam correlacionados entre países, nota-se uma redução da ordem de 50% para os erros-padrão do modelo *pooled* com estimador OLS em comparação com aqueles obtidos anteriormente por meio dos modelos de efeitos fixos e aleatórios, porém as estimativas obtidas pelo modelo com estimador FGLS oferecem erros-padrão bem mais elevados.

Conforme já discutido, os modelos de efeitos fixos e aleatórios oferecem uma alternativa, para dados em painel longo, em que são considerados os efeitos individuais com termos de erro AR(1), e representam melhores modelos do que aqueles que consideram os termos de erro i.i.d., o que poderá gerar estimativas dos parâmetros mais eficientes. De fato os modelos de efeitos fixos e aleatórios com termos de erro AR(1) apresentam erros-padrão da ordem de 50% a 70% menores do que aqueles obtidos pelos respectivos modelos sem a consideração de termos de erro AR(1). Além disso, estes modelos apresentam apenas as variáveis referentes aos retornos dos dividendos, à relação *preço/book value* e à taxa de *turnover* do mercado como sendo significativas, com 99% de nível de confiança, para explicar o comportamento dos índices de ações ao longo do tempo.

Em relação à adequação dos modelos propriamente ditos, nota-se a significância estatística do conjunto de variáveis em todos os casos (P. F para os modelos de efeitos fixos e P. Wald χ^2 para os modelos de efeitos aleatórios). Embora haja relativa importância das estatísticas R^2 para efeitos de predição, seus valores não são consideravelmente elevados nos modelos em análise. Um resultado importante, porém,

relaciona-se com a existência de maiores valores para os R^2 *within* em todos os modelos em que esta estatística é calculada. Tendo por base as expressões de cada uma das estatísticas R^2

$$R^2 \text{ geral: } \rho^2\{(y_{it} - \bar{y}_i), (x'_{it} \hat{\beta} - \bar{x}'_i \hat{\beta})\}$$

$$R^2 \text{ between: } \rho^2(\bar{y}_i, \bar{x}'_i \hat{\beta})$$

$$R^2 \text{ within: } \rho^2(y_{it}, x'_{it} \hat{\beta})$$

em que $\rho^2(x,y)$ representa correlação quadrática entre x e y , nota-se que os estimadores *within* explicam melhor a variação *within* em todos os modelos, mesmo aqueles com efeitos aleatórios (Wooldridge, 2002). O teste de Hausman aplicado aos modelos de efeitos fixos e aleatórios com termos de erro AR(1) auxilia na rejeição da hipótese nula de que o modelo com efeitos aleatórios oferece estimativas consistentes dos parâmetros, já que, neste caso, $\chi^2 = 597,93$ ($P. \chi^2 = 0.000$).

Enquanto o coeficiente da variável que se refere ao retorno dos dividendos apresenta sinal negativo, os sinais dos coeficientes das variáveis referentes à relação preço/*book value* e à taxa de *turnover* são positivos. Desta forma, a elasticidade estimada dos dividendos do mercado no índice de ações é de -0,01489, já que o modelo é logarítmico. Seguindo o mesmo raciocínio, as elasticidades da relação preço/*book value* e da taxa de *turnover* são, respectivamente, 0,07049 e 0,05051 sobre o índice de ações. Em outras palavras, a cada cem unidades de variação de cada um destes regressores, *ceteris paribus*, o índice de ações se altera em -1,5, +7,0 e +5.0 pontos, respectivamente. A hipótese 1 é, portanto, sustentada.

Segundo Islam (1995), a principal utilidade da modelagem de dados em painel é a sua habilidade em permitir que diferenças ocorram entre países, o que faz com que os resultados sejam significativamente diferentes daqueles obtidos por meio de regressões isoladas para cada país. Assim sendo, apresenta-se a seguir, na tabela 3, as estimativas dos coeficientes dos regressores obtidas por meio de regressões separadas estimadas por OLS e referentes aos retornos dos dividendos, à relação preço/*book value* e à taxa de *turnover* do mercado para cada um dos países emergentes considerados no estudo.

Tabela 3: Estimativas dos Coeficientes dos Regressores e da Constante para Cada País

| país | Inyield | Inp_bv | Intover | cons. | país | Inyield | Inp_bv | Intover | cons. |
|-----------------|---------|---------|---------|--------|------------|---------|--------|---------|--------|
| Arábia Saudita | 0,355 | 1,125 | 0,276 | 6,023 | Jordânia | -0,646 | 1,701 | 0,564 | 5,188 |
| Argentina | 1,140 | 1,062 | 3,313 | 3,889 | Letônia | -0,624 | 0,224 | -0,173 | 5,831 |
| Bangladesh | -0,113 | 0,811 | -0,016 | 6,598 | Malásia | -0,415 | 0,178 | 0,318 | 6,243 |
| Botsuana | 0,506 | 2,04 | -0,023 | 3,171 | Marrocos | 0,038 | 0,325 | 0,337 | 11,186 |
| Brasil | -1,088 | 0,055 | 0,352 | -7,745 | México | -0,015 | 2,464 | -1,762 | 8,261 |
| Bulgária | -12,989 | -10,597 | 0,161 | -9,848 | Nigéria | 0,276 | 0,528 | 0,846 | 8,300 |
| Chile | -0,021 | 1,640 | 0,043 | 7,663 | Peru | -0,046 | 0,000 | 0,185 | 7,107 |
| Colômbia | -0,101 | 0,073 | -0,171 | 6,212 | Polônia | 0,245 | 1,794 | -0,883 | 9,780 |
| Coréia do Sul | 0,002 | 0,350 | 0,019 | 6,290 | Portugal | 0,333 | 0,488 | 0,073 | 7,157 |
| Costa do Marfim | -0,997 | 0,945 | 0,090 | 6,445 | Quênia | 0,574 | 0,991 | 0,019 | 6,169 |
| Croácia | -0,280 | -1,341 | 0,158 | 8,287 | Rep. Checa | 0,063 | 1,064 | 0,389 | 5,394 |
| Egito | -0,295 | 1,320 | 0,031 | 7,633 | Rússia | -0,733 | 0,805 | 0,339 | 7,212 |
| Equador | -0,144 | -0,408 | 0,248 | 5,864 | Sérvia | -0,072 | 0,010 | -0,046 | 6,021 |
| Eslováquia | 0,046 | 0,105 | -0,096 | 5,040 | Sri Lanka | -1,369 | -0,964 | 0,194 | 9,099 |
| Filipinas | -0,141 | 0,133 | 0,190 | 7,258 | Tailândia | -0,074 | 0,788 | -0,139 | 6,076 |
| Gana | -1,764 | 0,063 | 0,037 | 10,101 | Taiwan | 0,237 | 0,593 | 0,137 | 7,526 |
| Grécia | -0,022 | 0,876 | 0,358 | 5,624 | Tunísia | -0,613 | 0,114 | 0,093 | 7,758 |
| Hungria | 0,471 | 0,445 | 0,693 | 6,665 | Turquia | -0,090 | 0,727 | 0,461 | 6,574 |
| Índia | 0,874 | 1,710 | 0,664 | 3,166 | Venezuela | 0,006 | 0,271 | 0,195 | 8,649 |
| Jamaica | -0,432 | 0,575 | -0,037 | 10,791 | Zimbábue | 0,297 | 2,030 | 0,775 | 7,420 |

Obs.: Variável dependente Inindex.

Alguns países não apresentaram coeficientes pelas razões mencionadas na seção 4. Nota-se também a existência de diferentes elasticidades de cada regressor em cada país. A existência de coeficientes diferentes para os regressores e para os valores da constante explicitam a importância da consideração de dados em painel e suscita a investigação das razões econômicas pelas quais cada país apresenta comportamentos diferenciados do índice de ações ao longo do tempo. Logo, parte-se para a modelagem hierárquica de dois níveis com medidas repetidas.

Conforme apresentado na seção 4, é primeiramente aplicado o modelo nulo, seguindo os procedimentos propostos por Snijders & Bosker (1999) e Raudenbush & Bryk (2002).

A tabela 4 apresenta a decomposição de variância entre os níveis. Assim, um percentual considerável (75,03%) da variabilidade dos índices de ações ocorre entre países ($\chi^2 = 6.790,536$, $P. = 0,000$), o que corrobora o diagnóstico inicial e a perspectiva teórica elaborados na seção 1, e um percentual menos relevante de variância (24,97%) deve-se à evolução temporal em cada país.

Tabela 4: Decomposição de Variância - Modelo Nulo

| Efeito Fixo | Coeficiente | Erro-padrão | t |
|--|-------------------------|-------------|-----------|
| Média geral de Inindex (γ_{00}) | 7,186** | 0,367 | 19,569 |
| Efeito Aleatório | Componente de Variância | gl | χ^2 |
| Variação Temporal (r_{ti}) | 1,072 | | |
| Variação entre Países (μ_{0i}) | 3.221** | 22 | 6.790,536 |
| Decomposição da Variância | % por Nível | | |
| Nível 1 (Tempo) | 24,97 | | |
| Nível 2 (País) | 75,03 | | |

** P < 0,01.

O modelo nulo propicia a afirmação de que há variabilidade significativa nos índices de ações de países emergentes ao longo do tempo (período de 1986 a 2007, 262 meses), porém a variabilidade nos índices de ações é mais significativa entre países para o período em análise. Logo, as hipóteses 2 e 3 também são suportadas.

As tabelas 5 e 6 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 mês (tendência linear) com efeito fixo é significativa ($t = 3,669$, $P. = 0,000$).

Tabela 5: Decomposição de Variância - Modelo de Tendência Linear sem Efeitos Aleatórios

| Efeito Fixo | Coeficiente | Erro-padrão | t |
|---|-------------------------|-------------|-----------|
| Média Geral de Inindex (γ_{00}) | 5,667** | 0,534 | 10,609 |
| Média Geral das Taxas de Crescimento de Inindex (γ_{10}) | 0,009** | 0,003 | 3,669 |
| Efeito Aleatório | Componente de Variância | gl | χ^2 |
| Nível 1 | | | |
| Variação Temporal (r_{ti}) | 0,767 | | |
| Nível 2 | | | |
| Média de Inindex dos Países (μ_{0i}) | 2,988** | 22 | 8.662,823 |

** P < 0,01.

Por meio da análise da tabela 6, que apresenta os resultados do modelo de tendência linear com efeitos aleatórios, é possível verificar que o componente de variância para a tendência linear também é significativo ($\chi^2 = 4.456,537$, $P. = 0,000$), o que demonstra que os índices mensais de ações de países emergentes seguem uma tendência linear ao longo do período compreendido entre os anos de 1986 e 2007, porém há diferenças nesta tendência entre os países emergentes. Portanto, a hipótese 4 também pode ser suportada.

Tabela 6: Decomposição de Variância - Modelo de Tendência Linear com Efeitos Aleatórios

| Efeito Fixo | Coefficiente | Erro-padrão | t |
|---|--------------------------------|--------------------|----------------------------|
| Média Geral de Inindex (γ_{00}) | 5,467** | 0,517 | 10,565 |
| Média Geral das Taxas de Crescimento de Inindex (γ_{10}) | 0,013** | 0,004 | 3,210 |
| Efeito Aleatório | Componente de Variância | gl | χ^2 |
| Nível 1 | | | |
| Varição Temporal (r_{ti}) | 0,314 | | |
| Nível 2 | | | |
| Média de Inindex dos Países (μ_{0i}) | 6,055** | 15 | 4.587,343 |
| Taxa de Crescimento entre Países (μ_{1i}) | $3,7 \times 10^{-4}$ ** | 15 | 4.456,537 |

** **P < 0,01.**

Com as hipóteses 1 a 4 sendo suportadas pelos modelos apresentados até o presente momento, parte-se para a elaboração do modelo completo com a inclusão das variáveis econômicas no nível 2. Das variáveis econômicas consideradas, apenas a variável referente ao percentual de investimento em pesquisa em relação ao PIB apresentou significância estatística para a diferenciação das taxas de crescimento dos índices de ações dos países. O modelo completo final passa a ser:

$$\begin{aligned} \text{Inindex}_{ti} &= \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot \text{mês}_{ti} + r_{ti} \\ \beta_{0i} &= \gamma_{00} + \mu_{0i} \\ \beta_{1i} &= \gamma_{10} + \gamma_{11} \cdot (\text{pesqpib}) + \mu_{1i} \end{aligned} \quad (22)$$

A tabela 7 apresenta os resultados deste modelo.

Tabela 7: Decomposição de Variância - Modelo Completo

| Efeito Fixo | Coefficiente | Erro-padrão | t |
|---|-------------------------|-------------|----------|
| Média Geral de Inindex (γ_{00}) | 5,461** | 0,518 | 10,536 |
| Média Geral das Taxas de Crescimento de Inindex (γ_{10}) | 0,016* | 0,006 | 2,757 |
| pesqib (γ_{11}) | 0,004* | 0,002 | 2,246 |
| Efeito Aleatório | Componente de Variância | gl | χ^2 |
| Nível 1 | | | |
| Variação Temporal (r_{it}) | 0,314 | | |
| Nível 2 | | | |
| Média de Inindex dos Países (μ_{0i}) | 6,070** | 15 | 4.590,35 |
| Taxa de Crescimento entre Países (μ_{1i}) | $3,6 \times 10^{-4}$ ** | 14 | 4.143,47 |
| ** | P < 0,01. | | |
| * | P < 0,05. | | |

Por meio da análise da tabela 7, nota-se que a variável referente ao percentual de investimento em pesquisa em relação ao PIB de um determinado país é significativa ($P = 0,035 < 0,05$) e com coeficiente com sinal positivo, para a diferenciação da taxa de crescimento do índice de ações entre os países emergentes. Em outras palavras, um aumento de um ponto percentual do investimento em pesquisa em relação ao PIB faz com que a taxa de crescimento do índice de ações de um determinado país suba, em média, 0,4% ao mês, *ceteris paribus*. Este coeficiente representa uma semi-elasticidade mensal, já que a variável dependente é dada pelo logaritmo natural do índice de ações.

Desta maneira, todas as cinco hipóteses apresentadas inicialmente foram suportadas pelos resultados dos modelos de dados em painel e hierárquicos. Os resultados obtidos com estes modelos longitudinais e de análise de componentes de variância não se restringem, como apresentado, apenas à especificação da composição da variância do índice de ações, mas propiciam a análise da influência de determinadas características dos próprios mercados acionários e da economia dos países sobre este desempenho ao longo dos períodos analisados.

7. Conclusões

Muitos trabalhos que adotaram a modelagem longitudinal e hierárquica buscam explicar as variabilidades significativas existentes em indicadores entre países e ao longo do tempo. No presente estudo, a representatividade de variáveis relativas ao mercado acionário e à economia de países em desenvolvimento suscita diversas questões discutidas por Andrezo & Lima (2007) sobre a relação entre o desenvolvimento econômico e do mercado de capitais dos países. O fato de o investimento em pesquisa ser significativo para o incremento de um índice de ações de um país pode ser explicado pela geração de novas tecnologias, pelo desenvolvimento de novos setores produtivos na economia e pela entrada de capital estrangeiro, que propiciam um incremento de renda, uma diversificação da carteira de investimentos e um crescimento da oferta pública de novas ações. E este fenômeno afetou heterogeneamente a evolução dos índices de ações dos países nas duas últimas décadas, com o desenvolvimento mais forte do mercado acionário de alguns países emergentes em relação a outros, possivelmente pela internacionalização dos mercados financeiros, de créditos disponíveis e maior sofisticação dos investidores principalmente institucionais.

A contribuição do trabalho relaciona-se com a possibilidade de avaliação de diversos estimadores quando da modelagem de dados em painel, com vistas à determinação do modelo mais adequado, em função da caracterização de um painel longo. A análise das elasticidades dos regressores correspondentes às características dos mercados acionários também suscita uma discussão sobre o comportamento de índices de ações em países com mercados acionários ainda não tão desenvolvidos.

Outra contribuição refere-se à estimação do impacto da variação temporal no índice de ações de países emergentes, bem como entre os próprios países. Se o efeito país for mais forte, como é o caso deste estudo, maior deve ser o foco dispensado aos impactos relativos às diferenças econômicas e entre os mercados acionários para o entendimento da evolução de índices, ou seja, prevalecem os fundamentos econômicos de cada país. Se, por outro lado, as diferenças ao longo do tempo explicassem a maior parte da variância, menor deveria ser a preocupação, por parte de um investidor

estrangeiro, na decisão de alocação de seus recursos em determinados países emergentes, em detrimento de outros.

A terceira contribuição do presente estudo é a tentativa de adição de variáveis preditoras no nível dos países. Muitos trabalhos estudaram 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 complexas, sem que haja o risco de violação das premissas inerentes a outras técnicas como, por exemplo, a regressão pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

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. Segundo Ramos- Rodriguez & Ruiz-Navarro (2004), as origens do desempenho representam um tema central em pesquisas que buscam compreender os componentes de variância de comportamentos específicos ao longo do tempo e abordagens alternativas merecem ser estudadas em relação aos índices de ações. A inclusão de outros regressores nos modelos de dados em painel e no nível de país dos modelos hierárquicos pode ser elaborada 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 dos mercados acionários de países emergentes.

Referências bibliográficas

- Adjasi, C.K.D. & Biekpe, N. (2009). Do stock markets matter in investment growth in Africa? *The Journal of Developing Areas*, 43(1): 109-120.
- Adner, R. & Helfat, C.E. (2003). Corporate effects and dynamic managerial capabilities. *Strategic Management Journal*, 24(10): 1011-1025.
- Andrezo, A.F. & Lima, I.S. (2007). Mercado financeiro: aspectos históricos e conceituais. Atlas, São Paulo, 3. ed., 368 p.
- Ball, R.; Kothari, S. & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1): 1-51.
- Ball, R.; Robin, A. & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of Accounting Studies*, 13(2-3): 168-205.
- 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(1-3): 77-104.
- Bekaert, G. & Harvey, C.R. (2002). Research in emerging markets finance: looking to the future. *Emerging Markets Review*, 3(4), 429-448.
- Bekaert, G.; Harvey, C.R & Lundblad, C. (2001). Emerging equity markets and economic growth. *Journal of Development Economics*, 66, 465-504.
- Bergh, D.D. (1993). Watch the time carefully: the use and misuse of time effects in management research. *Journal of Management*, 19(3): 683-705.
- _____. (1995). Problems with repeated measures analysis: demonstration with a study of the diversification and performance relationship. *Academy of Management Journal*, 38(6): 1692-1708.
- Bowman, E.H. & Helfat, C.E. (2001). Does corporate strategy matter? *Strategic Management Journal*, 22(1): 1-23.
- Brouthers, L.E. (1998). Explaining MNC profitability: country-specific, industry-specific and country-industry interactive influences. *Management International Review*, 38(4): 345-361.
- 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(10): 825-835.
- 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(6): 519-547.
- Bushman, R.M. & Piotroski, J.D. (2006). Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics*, 42(1-2): 107-148.
- Cameron, A.C. & Trivedi, P.K. (2009). *Microeconometrics using Stata*. Stata Press, College Station, Texas, 692 p.
- 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(4): 241-265.
- 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(2): 271-288.

- De Leeuw, J. & Meijer, E. (Ed.) (2007). Handbook of multilevel analysis. Springer, New York, New York, 487 p.
- Deadrick, D.L.; Bennett, N. & Russell, C.J. (1997). Using hierarchical linear modeling to examine dynamic performance criteria over time. *Journal of Management*, 23(6): 745-757.
- Draper, D. (1995). Inference and hierarchical modeling in the social sciences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(2): 115-147.
- Dyck, A. & Zingales, L. (2004). Private benefits of control: an international comparison. *Journal of Finance*, 59(2): 537-600.
- Fávero, L.P.; Belfiore, P.; Silva, F.L. & Chan, B.L. (2009). *Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões*. Campus Elsevier, Rio de Janeiro, 646 p.
- Gelman, A. (2006). Multilevel (hierarchical) modeling: what it can and cannot do. *Technometrics*, 48(3): 432-435.
- Goldstein, H. (2003). *Multilevel statistical models*. Arnold, London, 3. ed., 272 p.
- Goldschmidt, R.G.B.; Brito, L.A.L. & Vasconcelos, F.C. (2007). O efeito país sobre o desempenho da firma: uma abordagem multinível. *Anais do III Encontro de Estudos em Estratégia*, São Paulo.
- Grambovas, C.A.; Giner, B. & Christodoulou, D. (2006). Earnings conservatism: panel data evidence from the European Union and the United States. *Abacus*, 42(3-4): 354-378.
- Greene, W.H. (2007). *Econometric analysis*. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 6. ed., 1216 p.
- 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(2): 121-135.
- Heck, R.H. & Thomas, S.L. (2008). *An introduction to multilevel modeling techniques*. Psychology Press, New York, New York, 2. ed., 280 p.
- Hofmann, D.A. (1997). An overview of the logic and rationale of hierarchical linear models. *Journal of Management*, 23(6): 723-744.
- Hofmann, D.A.; Jacobs, R. & Baratta, J.E. (1993). Dynamic criteria and the measurement of change. *Journal of Applied Psychology*, 78(2): 194-204.
- Hough, J.R. (2006). Business segment performance redux: a multilevel approach. *Strategic Management Journal*, 27(1): 45-61.
- Hox, J. (2002). *Multilevel analysis: techniques and applications*. Lawrence Erlbaum, Mahwah, New Jersey, 304 p.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, Cambridge, 2. ed., 384 p.
- Islam, N. (1995). Growth empirics: a panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4): 1127-1170.
- Jensen, J.; Menezes-Filho, N. & Sbragia, R. (2004). Os determinantes dos gastos em P&D no Brasil: uma análise com dados em painel. *Estudos Econômicos*, 34(4): 661-691.
- Jones, S.T.; Banning, K. (2009). US elections and monthly stock market returns. *Journal of Economics and Finance*, 33(3), 273-287.
- King, R.G. & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 717-737.

- Kothari, S. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 105-231.
- Kreft, I. & de Leeuw, J. (1998). *Introducing multilevel modeling*. Sage, London, 160 p.
- Kwon, C.S.; Shin, T.S. & Bacon, F.W. (1997). The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets. *Multinational Business Review*, 5(2): 63-70.
- Lee, U. (1997). Stock market and macroeconomic policies: new evidence from Pacific Basin countries. *Multinational Finance Journal*, 1(4): 273-289.
- Lee, Y. & Nelder, J.A. (2001). Hierarchical generalised linear models: a synthesis of generalised linear models, random-effect models and structured dispersions. *Biometrika*, 88(4): 987-1006.
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2): 688-726.
- 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(4): 377-392.
- Makino, S.; Isobe, T. & Chan, C.M. (2004). Does country matter? *Strategic Management Journal*, 25(10): 1027-1043.
- Martins, G.A. & Theóphilo, C.R. (2009). *Metodologia da investigação científica para ciências sociais aplicadas*. Atlas, São Paulo, 2. ed., 252 p.
- McGahan, A.M. & Porter, M.E. (1997). How much does industry matter, really? *Strategic Management Journal*, 18(S1): 15-30.
- Misangyi, V.; Lepine, J.A.; Algina, J. & Goeddeke Jr., F. (2006). The adequacy of repeated-measures regression for multilevel research. *Organizational Research Methods*, 9(1): 5-28.
- Natis, L. (2000). *Modelos lineares hierárquicos*. Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo. Dissertação de Mestrado.
- Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2008). *Multilevel and longitudinal modeling using Stata*. Stata Press, College Station, Texas, 2. ed., 562 p.
- Rajan, R.G. & Zingales, L. (1998). Financial dependence and growth. *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- _____. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69(1): 5-50.
- 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(10): 981-1004.
- Raudenbush, S. & Bryk, A. (2002). *Hierarchical linear models: applications and data analysis methods*. Sage, Thousand Oaks, California, 2. ed., 512 p.
- 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, 297 p.
- Roe, M.J. & Siegel, J.I. (2009). Political instability: its effects on financial development, its roots in the severity of economic inequality. SSRN. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=963214>. Acesso em: 18 set 2009.

- Roquebert, J.A.; Phillips, R.L. & Westfall, P.A. (1996). Market vs. management: what 'drives' profitability? *Strategic Management Journal*, 17(8): 653-664.
- Rumelt, R.P. (1991). How much does industry matter? *Strategic Management Journal*, 12(3): 167-185.
- Schmalensee, R. (1985). Do markets differ much? *American Economic Review*, v. 75(3): p. 341-351.
- 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(3): 259-284.
- 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(2): 147-167.
- Snijders, T.A.B. & Bosker, R.J. (1999). *Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling*. Sage, London, 272 p.
- Soto, J.L.G. & Morera, M.C. (2005). *Modelos jerárquicos lineales*. La Muralla, Madrid, 136 p.
- Steenbergen, M.R. & Jones, B.S. (2002). Modeling multilevel data structures. *American Journal of Political Science*, 46(1): 218-237.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1): 15-29.
- Valadkhani, A.; Chancharat, S. & Havie, C. (2009). Analysing the impact of international stock markets and macroeconomic variables on the Thai Stock Market. *The Business Review*, 12(2): 50-56.
- Von Furstenberg, G.M. (1977). Corporate investment: does market valuation matter in the aggregate? *Brookings Papers on Economic Activity*, 8(2): 347-408.
- Watts, R.L. & Zimmerman, J.L. (1986). *Positive accounting theory*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, 400 p.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 776 p.

Abstract

Studies investigating the influence of market and economic conditions on stock indexes in emerging countries are still scarce. Under the assumption that there are differences on the evolution of stock indexes among these countries, this study applies panel data and hierarchical modeling to assess the effects of stock markets' variables and to investigate the economic influences on the evolution of stock indexes over time. Through a sample of 60 emerging countries over 262 months (1986-2007) obtained from the Compustat Global data basis, totaling 9,979 observations, one can verify that the market dividend yield, the price to book value and turnover influence the evolution of stock indexes, after adjusting a linear regression model with fixed effects and AR(1) error terms. It's possible to verify that the country effect is also representative for the differentiation of stock indexes growth rates, especially due to the research investment.

Keywords: Country Effect; Hierarchical Modeling; Panel Data; Repeated Measures; Stock Market.