

MODELO DE PAINEL LOGIT PARA AVALIAÇÃO DE RETORNOS POSITIVOS EM MERCADOS ACIONÁRIOS

Luiz Paulo Lopes Fávero

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, FEA 3, Cidade Universitária, São Paulo-SP, CEP: 05508-900
e-mail: lpfaver@usp.br

José Elias Feres de Almeida

Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas da Universidade Federal do Espírito Santo
Av. Fernando Ferrari, 514, sl. 54, Campus Universitário, Goiabeiras, Vitória-ES, CEP: 29075-910
e-mail: joseelias@ccje.ufes.br

RESUMO

Muito se discute em relação à probabilidade de ocorrência de retornos positivos em índices mensais de ações, porém ainda são escassos os estudos que abordam esta perspectiva em mercados emergentes. Com a utilização de uma amostra proveniente da *Compustat Global*, com 60 países emergentes ao longo de 257 meses (1986-2007), totalizando 9.759 observações, verifica-se que o valor transacionado em dólares, a relação preço/*book value* e o *turnover* do mercado são significantes para determinar a existência retornos mensais positivos nos índices de ações, por meio do ajuste de um modelo de dados em painel logit com efeitos aleatórios.

PALAVRAS-CHAVE: Painel Logit; Mercado de Ações; Mercados Emergentes.

Áreas: Gestão Financeira e Estatística.

ABSTRACT

It's not common to find studies that analyze the growth of stock prices in emerging markets. Through a sample from *Compustat Global* containing 60 emerging countries over 257 months (1986-2007), totalizing 9,759 observations, one can verify that the market negotiated value in US dollars, the price to book value and the turnover ratio influence the existence of positive monthly returns of stock indexes, after adjusting a logit panel model with random effects.

KEYWORDS: Logit Panel; Stock Market; Emerging Markets.

Areas: Financial Analysis and Statistics.

MODELO DE PAINEL LOGIT PARA AVALIAÇÃO DE RETORNOS POSITIVOS EM MERCADOS ACIONÁRIOS

Introdução

A relação entre os índices de Bolsas de Valores e as características do mercado acionário e da economia dos países desenvolvidos é bem documentada. No entanto, estudos que investigam a influência de variáveis mercadológicas sobre os índices de ações de países em desenvolvimento, sob uma perspectiva temporal, ainda são escassos (Kwon, Shin e Bacon, 1997).

Segundo King e Levine (1993), Levine (1997), Rajan e Zingales (1998) e Roe e 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 e 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 de mercado 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 mensal de seus indicadores em relação a outras? Acredita-se, conforme apontam Dyck e 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 e Banning (2009), a aspectos políticos. Uma discussão mais aprofundada sobre o desenvolvimento do mercado financeiro em países emergentes pode ser encontrada em Bekaert, Harvey e Lundblad (2001) e Bekaert e Harvey (2002).

De acordo com Adjasi e 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.

O presente estudo investiga os efeitos das características dos mercados acionários sobre a probabilidade de ocorrência de retornos mensais positivos dos índices de ações de países emergentes e, para tanto, são utilizados modelos de dados em painel logit. Por meio desta abordagem, exploram-se os efeitos dos mercados acionários sobre os respectivos índice de ações em uma escala temporal, com a utilização de uma amostra proveniente da *Compustat Global* com dados do mercado de ações de 60 países emergentes, em um período de 257 meses (1986-2007), totalizando 9.759 observações. Intencionalmente, foram excluídos os dados provenientes dos anos de 2008, 2009 e 2010, a fim de que não ocorressem influências decorrentes da crise financeira internacional.

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*). Na seção seguinte, é apresentada uma revisão da literatura sobre a modelagem de dados em painel logit. Na seção 3, são apresentados a amostragem, a definição das variáveis, a decomposição de variância de cada variável e o modelo proposto no trabalho. A seção 4 destina-se aos resultados e às respectivas discussões. A última seção destina-se às principais conclusões.

1. Evolução Mensal dos Índices de Ações de Países Emergentes

Inicialmente, explicita-se que a variável de desempenho a ser estudada no presente artigo refere-se ao retorno mensal do principal índice de ações de cada um dos 60 países emergentes considerados. O gráfico 1 apresenta estes retornos, em que cada um dos pontos representa o retorno do índice de ações de um determinado país num determinado mês.

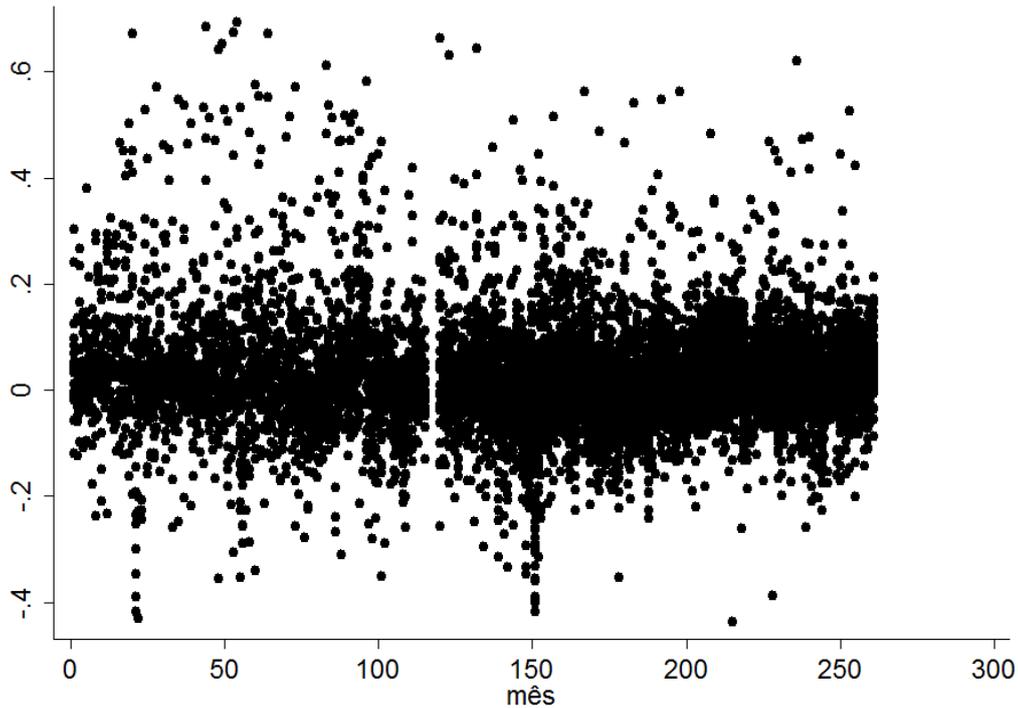


Gráfico 1: Retornos dos Índices de Ações de Países Emergentes ao Longo do Tempo

Como o objetivo principal do presente estudo é o de investigar os efeitos das características dos mercados acionários sobre a probabilidade de ocorrência de retornos mensais positivos dos índices de ações de países emergentes ao longo do tempo, cria-se uma variável *dummy*, que assume valor 1 quando o retorno mensal do índice de um determinado país num específico mês for positivo, e assume valor 0 quando o retorno mensal for negativo. Enquanto a tabela 1 apresenta o número de ocorrências de retornos mensais negativos e positivos para a amostra geral ao longo do período estudado, a tabela 2 apresenta o número de ocorrências por país.

Tabela 1: Ocorrências Totais de Retornos Mensais Positivos e Negativos em Índices de Ações

Variável <i>Dummy</i>	Número de Ocorrências	Percentual
0 (Retorno Mensal Negativo)	3.982	40,80
1 (Retorno Mensal Positivo)	5.777	59,20
Total	9.759	100,00

Tabela 2: Ocorrências de Retornos Mensais Positivos e Negativos em Índices de Ações por País

País	Variável Dummy		Total	País	Variável Dummy		Total
	0	1			0	1	
Argentina	102	148	250	Mauritius	55	86	141
Bahrain	43	60	103	Mexico	89	167	256
Bangladesh	67	72	139	Morocco	58	81	139
Botswana	40	101	141	Namibia	47	51	98
Brazil	83	162	245	Nigeria	77	179	256
Bulgaria	27	46	73	Oman	43	57	100
Chile	105	152	257	Pakistan	96	157	253
China	79	93	172	Peru	69	135	204
Colombia	95	161	256	Philippines	113	143	256
Cote d'Ivoire	61	79	140	Poland	72	113	185
Croatia	45	70	115	Portugal	74	79	153
Czech Rep	68	93	161	Qatar	16	17	33
Ecuador	41	86	127	Romania	41	70	111
Egypt	64	76	140	Russia	47	91	138
Estonia	47	70	117	Saudi Arabia	45	72	117
Ghana	43	98	141	Slovakia	49	56	105
Greece	82	94	176	Slovenia	57	83	140
Hungary	68	118	186	South Africa	65	109	174
India	105	149	254	Sri Lanka	98	122	220
Indonesia	92	118	210	Taiwan	114	143	257
Israel	48	74	122	Thailand	112	144	256
Jamaica	61	80	141	Trin. & Tobago	43	91	134
Jordan	125	127	252	Tunisia	68	73	141
Kenya	74	67	141	Turkey	99	144	243
Korea	124	133	257	U.A.E.	19	14	33
Kuwait	9	24	33	Ukraine	48	69	117
Latvia	48	67	115	Uruguay	12	24	36
Lebanon	52	50	102	Venezuela	108	140	248
Lithuania	64	75	139	Vietnam	4	5	9
Malaysia	105	152	257	Zimbabwe	77	167	244

A justificativa para a adoção dos modelos de dados em painel logit no presente trabalho relaciona-se com o fato de que alguns regressores podem ser menos variantes no tempo do que outros, enquanto outros ainda podem ser menos variantes entre países. Conforme mostra a tabela 3, existe uma considerável persistência de um período para o outro, ou seja, 65% dos índices de ações que apresentaram retornos positivos em um determinado mês também apresentaram este comportamento no mês seguinte.

Tabela 3: Transição Mês a Mês em Relação à Existência de Retornos Positivos

Variável Dummy	Variável Dummy		Total
	0	1	
0	49,40	50,60	100,00
1	34,97	65,03	100,00
Total	40,87	59,13	100,00

Obs.: Valores em percentuais.

Por outro lado, de acordo com a tabela 4, as correlações da variável *dummy* com suas defasagens variam pouco, o que dá subsídios para a escolha do estimador de dados em painel logit, conforme será discutido adiante.

Tabela 4: Correlações da Variável *Dummy* com suas Defasagens

	Variável <i>Dummy</i>	Variável <i>Dummy</i> 1ª Defasagem	Variável <i>Dummy</i> 2ª Defasagem
Variável <i>Dummy</i>	1,000		
1ª Defasagem	0,1434	1,000	
2ª Defasagem	0,0545	0,1411	1,000

Enquanto o gráfico 2 apresenta a variação da variável *dummy* correspondente ao retorno mensal de cada índice de ações ao longo do tempo para cada país, ou seja, mostra os desvios desta variável em relação à média individual de cada país (*within variation*), o gráfico 3 apresenta a variação entre os países, ou seja, mostra os desvios da variável *dummy* em relação à média geral para cada instante de tempo (*between variation*).

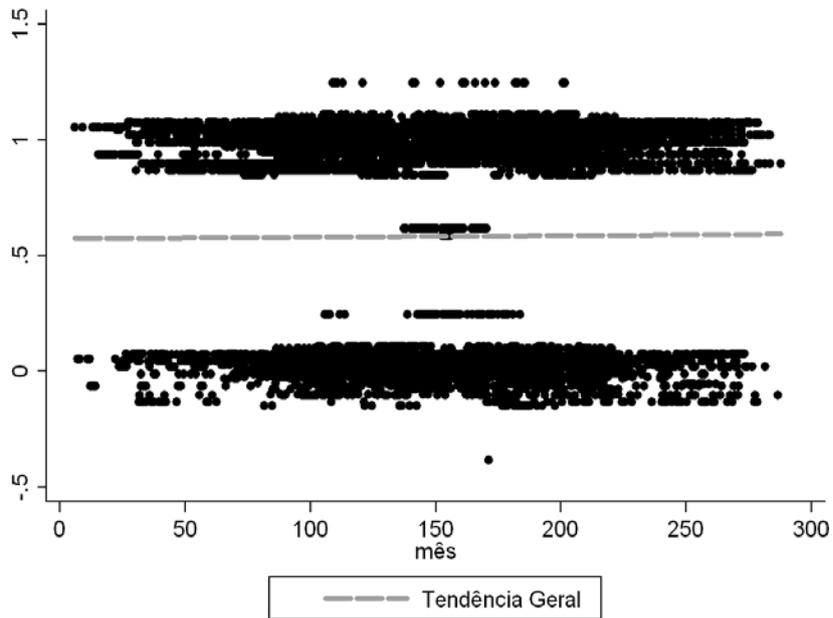


Gráfico 2: Desvios da Variável *Dummy* em Relação à Média de Cada País ao Longo do Tempo

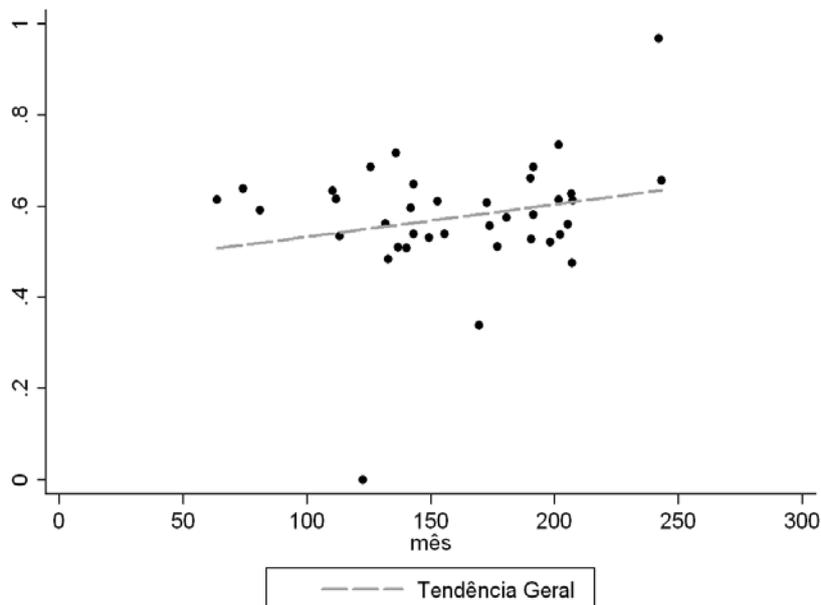


Gráfico 3: Desvios da Variável *Dummy* em Relação à Média Geral para Cada Período

A seção 3 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 e 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.

Elaborado o diagnóstico inicial, espera-se que não haja uma propensão à existência de tendências idiossincráticas na amostra, que poderiam ser resultantes de comportamentos sistemáticos dos índices de ações entre países ao longo do tempo. Em outras palavras, espera-se que existam variáveis de mercado relevantes para a ocorrência de retornos mensais positivos dos índices de ações ao longo do tempo, o que justifica a utilização de modelos de dados em painel logit.

2. Modelos de Dados em Painel com Variável Dependente Binária: Painel Logit

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 e 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.

Um modelo de dados em painel, em que a variável dependente é representada por uma *dummy* y_{it} com regressores x_{it} , em que i denota o indivíduo e t o período, pode ser especificado da seguinte forma, segundo Cameron e Trivedi (2009):

$$f(y_{it} | \alpha_i, x_{it}) = f(y_{it}, \alpha_i + x'_{it} \beta, \gamma), \quad t=1, \dots, T_i, i = 1, \dots, N \quad (2)$$

em que γ representa os parâmetros de um modelo aditivo, como parâmetros de variância, e α_i denota o efeito de cada indivíduo.

No presente artigo, serão estudados modelos com diferentes estimadores. O modelo com estimador *pooled* logit é, na verdade, um modelo tradicional em *cross-section*, representado da seguinte forma:

$$\Pr(y_{it} = 1 | x_{it}) = \Lambda(x'_{it} \beta) \quad (3)$$

em que $\Lambda(z) = e^z / (1 + e^z)$. Uma estimação com erros robustos clusterizados será utilizada no presente artigo, a fim de corrigir eventuais correlações dos termos de erro ao longo do tempo para um dado indivíduo.

Outro estimador que será utilizado corresponde ao estimador PA logit, em que se assume que as correlações são as mesmas, independentemente de quantos períodos distantes estejam as observações.

$$\rho_{ts} = \text{corr} \{ [y_{it} - \Lambda(x'_{it} \beta)] [y_{is} - \Lambda(x'_{is} \beta)] \}, \quad s \neq t \quad (4)$$

Para os dados do presente artigo, este modelo deve ser adequado, uma vez que as correlações da variável *dummy* com suas defasagens variam pouco, conforme apresentado na tabela

4. Segundo Cameron e Trivedi (2009), as covariâncias podem variar entre indivíduos e ao longo do tempo, uma vez que, dado que $\text{Var}(y_{it} | x_{it}) = \Lambda_{it}(1 - \Lambda_{it})$, a covariância é $\alpha \sqrt{\Lambda_{it}(1 - \Lambda_{it}) \cdot \Lambda_{is}(1 - \Lambda_{is})}$.

Ainda segundo Cameron e Trivedi (2009), o modelo logit com efeitos individuais especifica que:

$$\Pr(y_{it} = 1 | x_{it}, \beta, \alpha_i) = \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta) \quad (5)$$

em que α_i pode ser um efeito fixo ou um efeito aleatório.

O modelo logit com efeitos aleatórios especifica que $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$. Assim, a função densidade de probabilidade para a i -ésima observação é:

$$f(y_{i1}, \dots, y_{iT}) = \int \left\{ \prod_{t=1}^T \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta)^{y_{it}} [1 - \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta)]^{1-y_{it}} \right\} g(\alpha_i | \sigma^2) d\alpha_i \quad (6)$$

em que $g(\alpha_i | \sigma^2)$ é a densidade $N(0, \sigma_\alpha^2)$. Como, neste caso, $\Pr(y_{it} = 1 | x_{it}, \beta) \neq \Lambda(x'_{it}\beta)$, os parâmetros do modelo de efeitos aleatórios não são comparáveis com aqueles obtidos a partir dos modelos *pooled* logit e PA logit.

Já no modelo de efeitos aleatórios, α_i deve ser correlacionado com as covariáveis no modelo. Desta forma, o método de estimação por máxima verossimilhança condicional elimina o termo α_i quando da estimação da equação. Para dois períodos de tempo, dado que a condição seja de que $y_{i1} + y_{i2} = 1$, tem-se que:

$$\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 | y_{i1} + y_{i2} = 1) = \frac{\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1)}{\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1) + \Pr(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0)} \quad (7)$$

Sabendo-se que $\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1) = \Pr(y_{i1} = 0) \cdot \Pr(y_{i2} = 1)$ e assumindo que y_{i1} e y_{i2} são independentes, dado α_i e x_{it} , seguindo Cameron e Trivedi (2009), tem-se, para o modelo logit, que:

$$\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1) = \frac{1}{1 + e^{(\alpha_i + x'_{i1}\beta)}} \cdot \frac{e^{(\alpha_i + x'_{i2}\beta)}}{1 + e^{(\alpha_i + x'_{i2}\beta)}} \quad (8)$$

Da mesma forma:

$$\Pr(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0) = \frac{e^{(\alpha_i + x'_{i1}\beta)}}{1 + e^{(\alpha_i + x'_{i1}\beta)}} \cdot \frac{1}{1 + e^{(\alpha_i + x'_{i2}\beta)}} \quad (9)$$

E, portanto:

$$\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 | y_{i1} + y_{i2} = 1) = \frac{1}{1 + e^{(\alpha_i + x'_{i1}\beta)}} \cdot \frac{e^{(\alpha_i + x'_{i2}\beta)}}{1 + e^{(\alpha_i + x'_{i2}\beta)}}$$

$$\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 | y_{i1} + y_{i2} = 1) = \frac{e^{(x'_{i2}\beta)}}{e^{(x'_{i1}\beta)} + e^{(x'_{i2}\beta)}}$$

$$\Pr(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 | y_{i1} + y_{i2} = 1) = \frac{e^{(x_{i2}-x_{i1})\beta}}{1 + e^{(x_{i2}-x_{i1})\beta}} \quad (10)$$

Ainda segundo Cameron e Trivedi (2009), pode-se eliminar α_i condicionando $\sum_{t=1}^T y_{it} = 1$, $\sum_{t=1}^T y_{it} = 2, \dots, \sum_{t=1}^T y_{it} = T - 1$. Isto gera perda das observações em que $y_{it} = 0$ para todo t ou $y_{it} = 1$ para todo T .

Neste artigo, serão apresentados os resultados dos modelos *pooled* logit, PA logit, efeitos aleatórios e efeitos fixos, a fim de propiciar um melhor entendimento dos diversos tipos de estimadores, bem como apresentar um modelo adequado para a explicação da ocorrência de retornos positivos em índices de ações de países emergentes.

3. Amostragem, Definição das Variáveis, Decomposição de Variâncias e Modelo

A utilização de modelos de dados em painel na avaliação de retornos no mercado financeiro tem sido cada vez mais frequente e representa novos desafios quando da formulação de problemas que têm como objetivo a avaliação de desempenho. A aplicação destes modelos permite estimar a relação do desempenho com diversas variáveis de mercado intertemporalmente. A seguir, apresentam-se a amostragem, a definição das variáveis, a decomposição de variância de cada variável e o modelo proposto.

3.1. Amostragem e Definição das Variáveis

A evolução dos índices mensais de ações de cada país emergente e as características de cada mercado acionário foram coletadas por meio da base da *Compustat Global*. Os dados foram extraídos de todos os conjuntos de países emergentes disponíveis na base no período compreendido entre 1986 e 2007, ou seja, foram levantados dados provenientes de 60 países, em um período de 257 meses, totalizando 9.759 observações.

Conforme já discutido na seção 1, a variável dependente considerada para análise, em todos os modelos, é representada por uma *dummy*, em que o valor 1 representa um retorno positivo do índice de ações para um certo país num determinado mês, enquanto o valor 0 indica que o retorno mensal fora negativo. As variáveis referentes aos mercados de capitais, ou seja, aquelas correspondentes aos regressores dos modelos de dados em painel logit, também foram obtidas por meio deste mesmo banco de dados e encontram-se no quadro 1 a seguir.

Quadro 1: Definição das Variáveis para os Modelos em Painel Logit

Variáveis de Mercado Acionário (Regressores nos Modelos de Dados em Painel)	
dummyrent	<i>Dummy</i> correspondente ao retorno mensal do índice de ações dummyrent = 1 (retorno mensal ≥ 0) dummyrent = 0 (retorno mensal < 0)
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
intover	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

3.2. Decomposição de Variância e o Modelo Proposto

Conforme já discutido, 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 $\bar{x}_i = 1/T_i \sum_t x_{it}$ e na variação *between* entre indivíduos (para \bar{x}_i em torno de \bar{x}). De acordo com Cameron e 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.

A tabela 5 apresenta a decomposição de variância para cada um dos regressores apresentados no quadro 1, bem como para a variável dependente.

Tabela 5: Estatísticas do Painel e Decomposição de Variância *Within* e *Between*

Variável	Decomposição	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
país	geral					N.T = 9.759 N = 60
	<i>between</i>					
	<i>within</i>		0,000			
mês	geral		68,753	1,00	261,00	N.T = 9.759 N = 60
	<i>between</i>		39,062	78,08	257,00	
	<i>within</i>		59,967	25,87	293,66	
dummyrent	geral	0,591	0,491	0,00	1,00	N.T = 9.759 N = 60
	<i>between</i>		0,062	0,42	0,73	
	<i>within</i>		0,488	-0,14	1,17	
lnyield	geral	0,731	1,371	-4,60	7,19	N.T = 6.424 N = 45
	<i>between</i>		1,135	-3,21	2,09	
	<i>within</i>		0,943	-4,51	5,82	
lnp_bv	geral	0,620	0,748	-4,60	5,94	N.T = 6.819 N = 52
	<i>between</i>		0,551	-0,97	1,86	
	<i>within</i>		0,600	-4,25	5,69	
lnvtrdus	geral	5,300	3,014	-4,60	13,71	N.T = 9.754 N = 60
	<i>between</i>		2,735	-0,94	10,53	
	<i>within</i>		1,423	-2,68	11,01	
lntover	geral	0,434	1,473	-4,61	4,36	N.T = 9.625 N = 60
	<i>between</i>		1,275	-2,58	2,95	
	<i>within</i>		0,823	-4,60	3,68	
lnnush	geral	5,098	3,753	-7,68	16,38	N.T = 9.710 N = 60
	<i>between</i>		3,268	-2,62	12,93	
	<i>within</i>		1,889	-6,63	14,13	
days	geral	20,634	1,531	16,00	23,00	N.T = 9.720 N = 60
	<i>between</i>		0,378	19,50	21,50	
	<i>within</i>		1,488	15,32	24,13	

De acordo com a tabela 5, 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. Dos regressores, 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 5, 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, serão elaborados 4 modelos de dados em painel, com diferentes considerações sobre os estimadores. O modelo geral a ser adotado, obedece ao que segue:

$$\Pr(\text{dummyrent}_{it} = 1 | x_{it}) = \frac{e^z}{1 + e^z}, \text{ em que:}$$

$$z = \alpha + \beta_1 \cdot (\text{lnyield}) + \beta_2 \cdot (\text{lnp_bv}) + \beta_3 \cdot (\text{lnvtrdus}) + \beta_4 \cdot (\text{lntover}) + \beta_5 \cdot (\text{lnnush}) + \beta_6 \cdot (\text{days}) \quad (11)$$

4. Resultados

A tabela 6 apresenta os resultados finais de cada um dos 4 modelos propostos, já que dois dos regressores (*lnyield* e *days*) não se mostraram estatisticamente significantes (sig. > 0,05) em nenhum dos modelos.

Tabela 6: Modelos de Dados em Painel Logit com Diferentes Estimadores

Variável	Pooled Logit com Erros-Padrão Robustos Clusterizados	PA Logit	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
lnp_bv	0,164** (0,063)	0,179* (0,070)	0,180** (0,044)	0,146** (0,048)
lnvtrdus	-0,111** (0,039)	-0,161** (0,049)	-0,162** (0,035)	-0,143** (0,043)
Intover	0,164** (0,058)	0,371** (0,089)	0,400** (0,051)	0,485** (0,051)
lnnush	0,040* (0,018)	0,032 (0,018)	0,030 (0,019)	0,017 (0,024)
constante	0,583** (0,144)	0,794** (0,193)	0,813** (0,135)	
N	6.747	6.747	6.747	6.732
Log likelihood	-4.544,02		-4.503,61	-4.302,91
Wald χ^2	13,83	18,48	81,67	127,97
sig. χ^2	0,001	0,001	0,000	0,000

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

* sig. < 0,05.

** sig. < 0,01.

Primeiramente, percebe-se a significância estatística do conjunto de variáveis em todos os casos (sig. Wald χ^2). Porém, enquanto o coeficiente da variável que se refere ao valor transacionado no mercado apresenta sinal negativo, os sinais dos coeficientes das variáveis referentes à relação preço/*book value* e à taxa de *turnover* são positivos. O parâmetro da variável referente ao número de ações transacionadas no mercado não se mostrou não estatisticamente significativa (sig. > 0,05) em três estimações.

Ainda de acordo com a tabela 6, é possível verificar que os coeficientes estimados variam entre os modelos. O modelo de efeitos fixos oferece estimativas dos parâmetros consideravelmente diferentes daquelas obtidas nos outros modelos, e somente são apresentados os resultados dos regressores variantes no tempo, ou seja, todos a exceção da constante. Ressalta-se ainda que 15 observações (referentes a 4 países) com $\sum_{i=1}^{T_i} y_{it} = 0$ (*dummyrent* sempre igual a 0) ou $\sum_{i=1}^{T_i} y_{it} = T_i$ (*dummyrent* sempre igual a 1) não foram consideradas na modelagem, uma vez que não ocorrem variações em y_{it} ao longo do tempo.

Em relação ao modelo de efeitos aleatórios, nota-se a existência de erros-padrão inferiores àqueles obtidos nos demais modelos, com a presença de coeficientes estimados superiores, o que demonstra que a estatística t variou bastante.

Após as modelagens, é possível elaborar as predições de cada observação da amostra. A tabela 7 apresenta o percentual de acerto para cada uma das estimações propostas.

Tabela 7: Percentual de Acerto de Cada Estimação

	Pooled Logit	PA Logit	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
Percentual de Acerto	59,02	59,36	63,86	51,43

Por mais que os modelos com estimações *pooled* logit e PA logit tenham apresentado parâmetros relativamente similares e se mostrado adequados para efeitos de predição, a estimação com efeitos aleatórios acabou oferecendo maior percentual de acerto para a base de dados utilizada. Mesmo que, aparentemente, o percentual de acerto não seja relativamente tão elevado, é importante destacar que os retornos de índices mensais de ações apresentam comportamentos com certa volatilidade. Ademais, uma melhora no poder preditivo dos modelos pode eventualmente ser obtida com mudanças no *cutoff* de classificação que, no presente estudo, foi de 50%.

Segundo Cameron e Trivedi (2009), como a interpretação do *log odds* para modelos logit é aplicável para este caso, já que $\ln[p_i/(1-p_i)] = \alpha_i + x'_{it}\beta$ e, portanto, $\partial \ln[p_i/(1-p_i)]/\partial x_{ji,t} = \beta_j$, o coeficiente de *lnp_bv*, por exemplo, indica que o incremento de uma unidade no logaritmo natural da relação preço/*book value* do mercado aumenta o logaritmo da chance (*log odds*) de o índice de ações apresentar retorno mensal positivo em 0,180, ou seja, 18,0%, *ceteris paribus*.

5. Conclusões

No presente estudo, a representatividade de variáveis relativas ao mercado acionário de países em desenvolvimento suscita diversas questões sobre a relação entre o desenvolvimento econômico, a representatividade de capital especulativo e a propensão à existência de retornos positivos nestes mercados. O fato de o valor transacionado no mercado afetar negativamente a propensão ao crescimento mensal do índice de ações dos países pode significar a presença de capital de mais curto prazo nestes mercados, ou seja, a presença mais forte de capital especulativo determinando o movimento do mercado. Isto também é verificado pela influência positiva que a taxa de *turnover* apresenta sobre a probabilidade de crescimento dos índices de ações. Por fim, percebe-se também a influência positiva da variável referente ao logaritmo natural da relação preço/*book value* do mercado sobre a probabilidade de existência de retornos mensais positivos, o que está de acordo com Kennon (2010).

A contribuição do trabalho relaciona-se com a possibilidade de avaliação de diversos estimadores quando da modelagem de dados em painel logit. De acordo com Barth, Beaver e 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 esteja de acordo com o que se deseja investigar.

Segundo Ramos-Rodriguez e 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 pode ser elaborada para a criação de diferentes modelos e para o aprofundamento da compreensão dos mecanismos que regem os mercados. A própria alteração do período de análise pode propiciar um entendimento mais profundo de como se comportam os fatores de desempenho dos mercados acionários em países emergentes.

Por fim, o estudo preenche uma lacuna na literatura sobre evidências de variáveis financeiras que afetam a probabilidade de ocorrência de retornos positivos nos índices de ações de países emergentes. Desta maneira, considerando a tendência de crescimento do retorno dos mercados de capitais, aqui medido pelos índices das Bolsas de Valores, torna-se necessária a investigação deste fenômeno com a consideração de variáveis macroeconômicas que também podem afetar a relação aqui investigada.

Referências

- Adjasi, C.K.D. e Biekpe, N. (2009). Do stock markets matter in investment growth in Africa? *The Journal of Developing Areas*, 43(1): 109-120.
- Barth, M.E., Beaver, W.H. e 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. e 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. e Lundblad, C.** (2001). Emerging equity markets and economic growth. *Journal of Development Economics*, 66, 465-504.
- Cameron, A.C. e Trivedi, P.K.** (2009). *Microeconometrics using Stata*. Stata Press, College Station, Texas, 692 p.
- Dyck, A. e Zingales, L.** (2004). Private benefits of control: an international comparison. *Journal of Finance*, 59(2): 537-600.
- Greene, W.H.** (2007). *Econometric analysis*. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 6. ed., 1216 p.
- Jones, S.T. e Banning, K.** (2009). US elections and monthly stock market returns. *Journal of Economics and Finance*, 33(3), 273-287.
- Kennon, J.** (2010) Price to cash flow ratio. Disponível em: <http://beginnersinvest.about.com/od/financialratio/a/pricetocashflow.htm>. Acesso em: 07 ago 2010.
- King, R.G. e Levine, R.** (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 717-737.
- Kwon, C.S., Shin, T.S. e Bacon, F.W.** (1997). The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets. *Multinational Business Review*, 5(2): 63-70.
- Levine, R.** (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2): 688-726.
- Rajan, R.G. e Zingales, L.** (1998). Financial dependence and growth. *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- Ramos-Rodriguez, A.R. e 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.
- Roe, M.J. e 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.
- Tobin, J.** (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1): 15-29.
- Von Furstenberg, G.M.** (1977). Corporate investment: does market valuation matter in the aggregate? *Brookings Papers on Economic Activity*, 8(2): 347-408.
- Wooldridge, J.M.** (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 776 p.