



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Meurer, Roberto

Fluxo de Capital Estrangeiro e Desempenho do Ibovespa

Revista Brasileira de Finanças, vol. 4, núm. 1, 2006, pp. 345-361

Sociedade Brasileira de Finanças

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305824716004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Fluxo de Capital Estrangeiro e Desempenho do Ibovespa

Roberto Meurer*

Resumo

Neste artigo é discutida e testada empiricamente a influência do fluxo de recursos de investidores estrangeiros sobre o índice Bovespa da Bolsa de Valores de São Paulo no período de janeiro de 1995 a julho de 2005. No teste são consideradas outras variáveis que podem ser importantes para a explicação, incluindo um índice da bolsa de valores dos Estados Unidos, taxas de juros internas e externas, liquidez do mercado, taxa de câmbio e risco país. A influência estrangeira é medida pela diferença entre as compras e vendas de estrangeiros no mercado a vista ou pela sua participação na capitalização do mercado brasileiro. O efeito da entrada de recursos não foi detectado diretamente, mas através de aumentos da liquidez, o que é compatível com a hipótese de que os investidores estrangeiros representam um aumento da base de acionistas das empresas domésticas. A entrada de recursos, por outro lado, antecipa o comportamento do índice. Risco país, taxa de câmbio e liquidez do mercado foram importantes para explicar variações do Ibovespa.

Palavras-chave: investimento estrangeiro em carteira; Brasil; Ibovespa; variáveis macroeconômicas.

Códigos JEL: F3; G1; E4.

Abstract

In this paper it is discussed and empirically tested the influence of foreign investors flow of resources on the Ibovespa index of the São Paulo Stock Exchange from January 1995 to July 2005. Other important variables are considered in the test, including a stock index of the United States, internal and external interest rates, the market's liquidity, exchange rate and country risk. The foreign influence is measured by the difference between the purchases and sells of foreign investors in the market or their participation in the Brazilian market capitalization. The effect of the inflow of resources was not detected straightly, but through an increase of the liquidity, what is compatible with the hypothesis that the foreign investors represent an increase of the base of stockholders of the domestic companies. The inflow of resources, on the other hand, anticipates the behavior of the index. Country risk, exchange rate and liquidity of the market were important to explain variations of the Ibovespa.

Keywords: foreign portfolio investment; Brazil; Ibovespa; macroeconomic variables.

Submetido em Dezembro de 2005. Revisado em Junho de 2006. Agradeço a um parecerista anônimo da RBF pelos excelentes comentários e sugestões que possibilitaram a melhoria do artigo, eximindo-o, obviamente, da responsabilidade pelos erros remanescentes.

*Departamento de Economia – UFSC. E-mail: rmeurer@mbox1.ufsc.br

1. Introdução

A discussão envolvendo as transações financeiras internacionais é relevante considerando o contexto de liberalização dos mercados financeiros ocorrida nas últimas décadas, inclusive no Brasil, o que ampliou a mobilidade de recursos e as possibilidades de diversificação internacional de carteiras. Além da relevância para investidores no mercado acionário, a análise dos fluxos de recursos é importante para a formulação e condução de políticas econômicas, pois a entrada ou saída de capital de portfólio pode influenciar a taxa de câmbio em regime de câmbio flutuante ou as reservas internacionais em regime de câmbio fixo. A taxa de câmbio e as expectativas a seu respeito influenciam as variáveis reais, como demanda agregada e produção, as quais influenciam a condução da política monetária. Como a política monetária tem uma influência direta sobre o custo da dívida pública e o seu risco, poderá ter efeitos sobre a probabilidade de sucesso de um ataque especulativo (câmbio fixo) ou na volatilidade da taxa de câmbio (câmbio flutuante), aspectos que são considerados na condução da política econômica e dependem do comportamento dos investidores internacionais. Mais amplamente, caso o país deseje utilizar o mercado de ações em sua estratégia de captação de recursos é importante que haja estabilidade macroeconômica (Aggarwal et alii, 2003). Também o setor privado é afetado caso haja influência do comportamento dos investidores estrangeiros sobre o desempenho do índice, por sua relação com o custo de capital das empresas (Aggarwal et alii, 2003).

Considerando que as operações de investidores estrangeiros possam influenciar o comportamento do preço das ações no mercado doméstico, neste trabalho é utilizado o fluxo líquido, ou seja, a diferença entre compras e vendas de ações por investidores estrangeiros como variável explicativa do Índice Bovespa. Alternativamente, usa-se o valor da carteira de investidores estrangeiros em ações no Brasil como proporção da capitalização de mercado.

O artigo, portanto, procura verificar a ocorrência de influência do fluxo líquido de recursos de investidores estrangeiros, dado pela diferença entre as suas compras e venda de ações e, alternativamente, da participação de investidores estrangeiros na capitalização do mercado brasileiro sobre o índice da bolsa de valores através de testes econométricos. Também são considerados os comportamentos da taxa de juros, como custo de oportunidade da compra de ações; o valor negociado no mercado de ações no país, como indicador de liquidez; um índice de mercado de ações e a taxa de juros de curto prazo dos Estados Unidos, como custo de oportunidade de aplicar no Brasil; a taxa de câmbio, que influencia o preço relativo das ações no Brasil e; o risco país. Os dados utilizados são mensais para o período de janeiro de 1995 a julho de 2005.

Além desta introdução o trabalho contém mais três seções. Na seção 2 é revisada a literatura sobre a influência do investimento estrangeiro sobre mercados de ações locais, especialmente em países emergentes. Na seção 3 são explicadas as variáveis utilizadas, os resultados esperados e os resultados econométricos. A quarta seção destaca as principais conclusões.

A explicação corrente no mercado financeiro, de uma relação positiva entre entrada de recursos e comportamento do índice do mercado acionário foi parcialmente comprovada através dos testes estatísticos. A inter-relação entre o comportamento dos investidores estrangeiros e o desempenho do índice Bovespa (Ibovespa) mostrou-se complexa e diferente entre os critérios utilizados. Através de testes de causalidade de Granger detectou-se que o Ibovespa antecipa o comportamento da participação dos estrangeiros na capitalização do mercado brasileiro e do volume negociado na bolsa. Este, por outro lado, antecipa o fluxo líquido de recursos dos investidores estrangeiros. Estes resultados mostram que os investidores estrangeiros têm seu comportamento influenciado pelo desempenho do Ibovespa de maneira direta ou indireta. A complexidade da relação entre as entradas líquidas de recursos estrangeiros para ações de empresas brasileiras negociadas no país ou a variação do valor da carteira de ações de estrangeiros como proporção da capitalização total do mercado bursátil brasileiro pode ser evidenciada pelas diferenças entre os resultados das duas alternativas de mensuração do comportamento do investimento estrangeiro. Estes resultados são teoricamente plausíveis, como ocorre também com outras variáveis consideradas, como a taxa de câmbio, taxa de juros, risco país e o comportamento do mercado de ações dos Estados Unidos, que se mostraram importantes para explicar o comportamento do Ibovespa.

2. Revisão da Literatura

A recente onda de liberalização dos mercados financeiros mundiais fez surgir uma extensa literatura sobre os efeitos dessa liberalização nos mercados domésticos, seja no mercado de crédito, seja no mercado de capitais, dos países denominados de emergentes (e.g. King e Levine (1993); Bekaert et alii (2005)).

A liberalização dos mercados, caso leve a um aumento do preço das ações, pode significar uma redução do custo de capital para as empresas, através da redução dos rendimentos esperados das ações. A existência de retornos anormais com a liberalização do mercado, reduzindo a segmentação do mercado, é mostrada em Henry (2000), utilizando metodologia de estudo de eventos para 12 países com dados em painel. Errunza (2001) discute os benefícios da liberalização do investimento de portfólio, encontrando evidência de que os benefícios ocorrem, apesar de alertar para a ocorrência de falhas de mercado em mercados emergentes. Resultados similares são encontrados em Kim e Singal (2000). A interligação entre os mercados de ações de países asiáticos com o dos Estados Unidos é explorada em Phylaktis e Ravazzolo (2005), que destacam a importância de se utilizar o desempenho do mercado internacional, para evitar a estimação de um sistema incompleto. O resultado empírico obtido mostra a importância dos mercados internacionais, mas destaca o papel de fatores locais para as decisões de alocação.

Aggarwal et alii (2003) ao analisarem as decisões de alocação de recursos de fundos de investimento dos Estados Unidos em países emergentes encontram que o regime cambial é importante para explicar o comportamento dos investidores, que preferem regimes flutuantes. Esse trabalho também encontra relação positiva

entre a alocação de recursos e o retorno de mercado, explicado pela liquidez gerada pela demanda adicional por papéis.

Nesta linha, uma explicação teórica para a relação entre fluxo de recursos externos e os preços das ações é que a entrada de recursos representa uma ampliação da base de investidores dispostos a adquirir as ações, comparativamente a uma situação de mercado restrito aos investidores domésticos. Esta maior base de investidores levaria a um aumento da demanda e elevação dos preços. Esta hipótese é testada para o mercado mexicano por Clark e Berko (1996), que confirmam a relação positiva: maior demanda por papéis vai levar a um aumento do preço das ações pela redução do prêmio pela liquidez. A elevação da liquidez, portanto, seria o fator fundamental para a elevação dos preços das ações.

Existem vários estudos sobre o comportamento dos investidores durante as crises cambiais. Para a América Latina, por exemplo, Elkinawy (2005) associou as escolhas de fundos de investimento dos Estados Unidos a características de empresas e de comércio dos países, sendo preferidos empresas e países menos vulneráveis a alterações na sua competitividade internacional ou dos seus concorrentes.

Em termos agregados, Kaminsky et alii (2000) analisaram o comportamento de gestores e cotistas de fundos de investimentos dos Estados Unidos em países emergentes, detectando a presença de padrões nas decisões de compra e venda de ações com rendimentos positivos ou negativos e o efeito de contágio, em que rendimentos negativos em um país geram vendas em outros. Esta constatação é importante porque indica que o comportamento das cotações influencia as decisões de colocar ou retirar recursos de um mercado.

Fang e Miller (2002) analisam o efeito das variações da taxa de câmbio e da sua volatilidade sobre os índices dos mercados de ações de cinco países asiáticos afetados pela crise, entre 1997 e 1999. A conclusão é de que há uma correlação negativa entre as variações dos índices de mercado e depreciações da moeda doméstica e sua variabilidade.

Os rendimentos passados foram significativos para explicar a entrada de recursos para ações de acordo com Froot et alii (2001), em um estudo para 44 países, o que indica que investidores estrangeiros procuram engajar-se na tendência dos mercados. Os fluxos passados também explicam fluxos futuros e conseguem antecipar os retornos, especialmente em mercados emergentes. Este resultado confirma a importância do desempenho dos índices de ações para as decisões de investimento.

Para o Brasil há poucos estudos sobre o tema. Uma exceção é Veríssimo e Brito (2004), que analisa o fluxo de capitais de portfólio, mas utilizando o investimento em carteira total e o volume negociado na Bolsa de Valores como proxy do investimento estrangeiro em ações.

3. Variáveis Utilizadas, Hipóteses e Resultados Econométricos

O conjunto de dados utilizado tem frequência mensal e cobre o período de janeiro de 1995 a julho de 2005. Bekaert e Harvey (1998) consideram maio de 1991 como a liberalização do mercado de capitais brasileiro, embora tenha ocorrido uma primeira liberalização em 1988. A amostra utilizada é, portanto, posterior à desregulamentação do mercado. O Ibovespa, o mais tradicional índice brasileiro, é considerado representativo do mercado brasileiro de ações. Foi utilizado o índice em reais em final de mês, igualado a um em janeiro de 1995 e expresso em logaritmos naturais (LNIBOV). Com isto se está adotando a perspectiva do investidor doméstico em relação ao comportamento do Ibovespa.

O fluxo líquido de investidores estrangeiros no mercado a vista de ações no Brasil (FLV) é dado pela diferença entre as suas compras e vendas. Estes dados foram fornecidos pela Bovespa e a série se inicia em junho de 1995. Os valores são expressos em milhões de reais. Espera-se que haja uma relação positiva entre o fluxo líquido de recursos e o índice de mercado brasileiro. Uma alternativa utilizada para medir a presença de investidores estrangeiros foi a sua participação na capitalização de mercado (PART). Esta variável foi calculada a partir do valor da carteira de estrangeiros ponderada pela participação das ações, obtidas junto à CVM,¹ dividida pela capitalização de mercado da Bovespa, divulgada pelo Banco Central do Brasil. Também para esta variável espera-se uma relação positiva com o desempenho do Ibovespa. Existe a possibilidade de os fluxos ou a participação de investidores estrangeiros influenciar o comportamento da bolsa e também o inverso, de o comportamento do mercado doméstico ter impacto sobre as decisões de investidores estrangeiros.

A crescente integração entre os mercados de capitais do mundo faz com que se espere que haja uma relação positiva entre os seus rendimentos. Esta hipótese será considerada empiricamente através da inclusão do índice S&P500 na análise. Este índice também foi igualado a um em janeiro de 1995 e utilizado em forma de logaritmo natural (LNSP500). A inclusão desta variável evita a observação de Phylaktis e Ravazzolo (2005) de que o modelo não estaria corretamente formulado se não considerado o desempenho do mercado internacional.

Investidores estrangeiros vão levar em consideração o custo de oportunidade de investir no Brasil, dado pela renda fixa em outro país e pelas condições de liquidez do mercado internacional. A medida para esta variável será a taxa do título de três meses do tesouro dos Estados Unidos (TB3M).

Considera-se que haja uma relação positiva entre a liquidez do mercado e o desempenho do índice. Para representar a liquidez do mercado doméstico foi utilizada a média negociada diariamente no mês, expressa em milhões de reais (MEDRS). A redução do prêmio pela liquidez, decorrente da ampliação da base de acionistas com a participação de investidores estrangeiros pode influenciar o comportamento dos preços das ações aumentando-os, o que equivale a um maior

¹www.cvm.gov.br

retorno e redução do custo de capital. Por outro lado o desempenho do índice pode influenciar as decisões de alocação de recursos, com reflexos na liquidez e no fluxo de recursos. O próprio aumento da entrada de recursos de investidores estrangeiros pode significar um aumento do volume negociado, mas como os investidores domésticos podem se comportar de forma distinta dos estrangeiros não é possível considerar o fluxo de recursos de estrangeiros e volume negociado como variáveis substitutas. Esta distinção também é válida quando utilizada a participação dos investidores estrangeiros na capitalização de mercado.

O custo de oportunidade do investimento em ações no Brasil foi expresso pela taxa Selic (SELIC), expressa em taxa ao ano. Espera-se que haja uma relação inversa entre a taxa de juros e o desempenho do índice, tanto pelo custo de oportunidade da aplicação em ações como pelo efeito sobre a atividade econômica, que afeta o resultado esperado das empresas. Os efeitos da taxa de juros, portanto, decorrem dos efeitos no valor presente das ações através da taxa de desconto dos fluxos futuros e dos próprios fluxos, associados ao nível de atividade da economia. Esta relação é perpassada também pelas expectativas de inflação e sua inter-relação com a condução da política monetária, como explicado pelo efeito proxy (Fama, 1981) e causalidade reversa (Geske e Roll, 1983).

A taxa de câmbio (em reais por dólar venda em fim de período), divulgada pelo Banco Central do Brasil, foi utilizada na forma de logaritmo natural (LNCAM). Teoricamente a relação entre a taxa de câmbio e o índice do mercado de ações pode ser positivo, por afetar o preço relativo das ações, porque uma desvalorização da moeda local torna as ações mais baratas para o investidor estrangeiro, ou pelo efeito positivo sobre o nível de atividade e sobre o fluxo de caixa das empresas que aumentaria o seu valor presente (Phylaktis e Ravazzolo, 2005). A relação poderia ser negativa pela inter-relação entre os mercados de ações e de moeda internacionais e domésticos, em que as alterações domésticas de portfólio com o efeito riqueza decorrente de alterações no mercado de ações internacional levariam a mudanças na demanda por ativos do exterior (Phylaktis e Ravazzolo, 2005). A questão seria qual dos efeitos é dominante.

A percepção do risco brasileiro foi captada através da utilização do indicador EMBI+ de fim de período, também expresso em logaritmos naturais (LEMBI), que deve ser inversa, dado o comportamento padrão de aversão ao risco.

O modelo a ser estimado é, portanto, $LNIBOV = f(LNSP500, MEDRS, FLV \text{ ou } PART, SELIC, TB3M, LNCAM, LEMBI)$. Primeiramente é efetuado o teste de raízes unitárias, para evitar que as regressões apresentem resultados espúrios decorrentes de tendências comuns às variáveis. Após verificada a ordem de integração das séries são efetuados, se necessários, os testes de cointegração. Caso haja cointegração entre as variáveis é estimada a equação de curto prazo incluindo os mecanismos de correção de erros.

Os testes de raízes unitárias, mostrados na tabela 1, indicaram que apenas a variável FLV é estacionária em nível. As restantes são integradas de ordem 1, $I(1)$, ou seja, a sua primeira diferença é estacionária. As séries em primeiras diferenças são designadas pela letra D antecedendo o nome da variável em nível.

Tabela 1

Testes de estacionaridade – 1995:1 a 2005:7

Variável	Defasagens	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%	t-ADF	Prob. ADF
LNIBOV	0	-2,884477	-3,482879	-1,464949	0,5482
DLNIBOV	0	-2,884665	-3,483312	-12,023770	0,0000
LNSP500	0	-2,884477	-3,482879	-2,722999	0,0730
DLNSP500	0	-2,884665	-3,483312	-11,135340	0,0000
MEDRS	3	-2,885051	-3,484198	-0,946042	0,7705
DMEDRS	2	-2,885051	-3,484198	-10,863500	0,0000
FLV	0	-2,885450	-3,485115	-7,153864	0,0000
PART	2 (Schwarz)	-2,884856	-3,483751	-1,092687	0,7173
PART	4 (Akaike)	-2,885249	-3,484653	-1,362290	0,5986
DPART	1 (Schwarz)	-2,884856	-3,483751	-10,518900	0,0000
DPART	3 (Akaike)	-2,885249	-3,484653	-4,817197	0,0001
SELIC	0	-2,884477	-3,482879	-2,704908	0,0760
DSELIC	0	-2,884665	-3,483312	-13,306280	0,0000
TB3M	1 (Schwarz)	-2,884665	-3,483312	-1,298745	0,6288
TB3M	3 (Akaike)	-2,885051	-3,484198	-1,574275	0,4927
DTB3M	0 (Schwarz)	-2,884665	-3,483312	-6,873787	0,0000
DTB3M	2 (Akaike)	-2,885051	-3,484198	-3,514834	0,0091
LNCAM	2	-2,884856	-3,483751	-1,350201	0,6045
DLNCAM	1	-2,884856	-3,483751	-7,711333	0,0000
LEMBI	0	-2,898623	-3,483312	-1,375610	0,5902
DLEMBI	0	-2,884665	-3,515536	-11,821090	0,0000

Obs.: Os testes incluíram constante e as defasagens foram escolhidas pelos critérios de Schwarz e Akaike.

O primeiro teste efetuado com as variáveis é a de causalidade de Granger, com o qual é possível detectar se uma variável precede o comportamento de outra. Os resultados encontrados são mostrados na tabela 2. A variação do Ibovespa precede a variação do volume negociado, o que pode ser interpretado como as alterações no valor influenciando a sua liquidez. A variação do Ibovespa (DLNIBOV) também antecede as variações da participação dos estrangeiros na capitalização total do mercado brasileiro (DLPART). Isto significa que há uma alteração na participação dos investidores estrangeiros na capitalização total do mercado quando ocorrem alterações no índice. Isto indica que alterações do Ibovespa influenciam as decisões dos investidores estrangeiros, o que é compatível com o comportamento dos investidores estrangeiros através da hipótese de realimentação positiva, “positive feedback” (Clark e Berko, 1996), ou através de “momentum trading” (Kaminsky et alii, 2000). Nestes dois casos o comportamento passado do mercado influencia o comportamento presente dos investidores, como indicam os resultados para o Ibovespa.

Tabela 2

Testes de causalidade de Granger – 1995:01 a 2005M07

Hipótese nula	Observações	Estatística F	Probabilidade
DLNSP500 não causa DLNIBOV	118	0.76005	0.63855
DLNIBOV não causa DLNSP500	118	0.65516	0.72949
DMEDRS não causa DLNIBOV	118	110.084	0.36905
DLNIBOV não causa DMEDRS	118	252.377	0.01518
FLV não causa DLNIBOV	114	0.72032	0.67312
DLNIBOV não causa FLV	114	102.378	0.42354
DPART não causa DLNIBOV	118	101.463	0.42997
DLNIBOV não causa DPART	118	495.122	3.5E-05
DTB3M não causa DLNIBOV	118	0.44432	0.89161
DLNIBOV não causa DTB3M	118	297.401	0.00495
DLNCAM não causa DLNIBOV	118	0.36303	0.93761
DLNIBOV não causa DLNCAM	118	286.721	0.00647
DLEMBI não causa DLNIBOV	118	0.59652	0.77875
DLNIBOV não causa DLEMBI	118	0.14944	0.99640
FLV não causa DMEDRS	114	172.267	0.10267
DMEDRS não causa FLV	114	201.202	0.05281

Obs.: Testes efetuados com oito defasagens.

Esta relação entre o Ibovespa e o comportamento dos investidores estrangeiros parece ser direta no caso de se utilizar DPART como representativa do comportamento do investidor externo, e indireta no caso de se usar o fluxo líquido, FLV. Neste caso é detectado que a variação do Ibovespa antecede a variação do volume negociado, e o volume negociado antecede o fluxo. A influência do mercado sobre o comportamento do investidor está aparecendo pela influência do índice sobre a liquidez e deste sobre o fluxo, como indicam os resultados mostrados na tabela 2. A robustez destes resultados foi confirmada pelo fato de os testes utilizando o Ibovespa em dólares terem apresentado praticamente os mesmos resultados.

Como consequência dos resultados dos testes de raízes unitárias, a utilização do fluxo líquido de recursos de investidores estrangeiros no mercado a vista, que é uma série estacionária, ou da participação da carteira de estrangeiros na capitalização de mercado, que é $I(1)$, são utilizados procedimentos econométricos distintos para modelar o desempenho do Ibovespa. Quando se utiliza o fluxo (FLV) como medida do investimento estrangeiro, esta variável não é incluída no teste de cointegração. Sendo rejeitada a hipótese nula de ausência de cointegração são utilizadas as relações de cointegração para a estimativa da equação de curto prazo, incluindo-se a variável FLV como exógena e as demais em primeiras diferenças. Quando se utiliza PART como a variável para o investimento de estrangeiros, o teste de cointegração é efetuado com todas as variáveis, que serão utilizadas em primeiras diferenças na estimação de curto prazo, juntamente com o mecanismo de correção de erro, caso seja constatada a ocorrência de cointegração.

Os resultados do teste de cointegração considerando PART como a variável para a entrada ou saída de investidores estrangeiros, mostrados na tabela 3, são contraditórios. Pela estatística do traço existem quatro relações de cointegração, enquanto pelo teste do máximo autovalor existe uma, ao nível de 5% de significância. Optou-se por considerar a existência de uma relação de cointegração, de acordo com a estatística do máximo autovalor.²

Tabela 3

Teste de cointegração - 1995:6 a 2005:7

Séries LNIBOV LNSP500 MEDRS PART SELIC TB3M LNCAM LEMBI

Número de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor Crítico (5%)	Prob.	Estatística do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)	Prob.
Nenhum	0,434892	211,8133	159,5297	0,0000	69,63007	52,36261	0,0004
Máximo 1	0,281236	142,1833	125,6154	0,0033	40,28713	46,23142	0,1885
Máximo 2	0,213601	101,8961	95,75366	0,0177	29,31550	40,07757	0,4697
Máximo 3	0,189168	72,58063	69,81889	0,0296	25,58267	33,87687	0,3467
Máximo 4	0,155373	46,99795	47,85613	0,0601	20,60101	27,58434	0,3010
Máximo 5	0,091812	26,39695	29,79707	0,1173	11,74910	21,13162	0,5726
Máximo 6	0,063344	14,64784	15,49471	0,0668	7,983631	14,26460	0,3804
Máximo 7	0,053160	6,664213	3,841466	0,0098	6,664213	3,841466	0,0098

Obs: Teste efetuado com quatro defasagens no VAR.

A relação de cointegração estimada é

$$\begin{aligned}
 ECM &= 0,303123 + LNIBOV - 0,803720LNSP500 \\
 &- 1,24E - 05MEDRS + 1,299860PART - 0,009414SELIC \\
 &+ 0,000527TB3M - 0,655497LNCAM + 0,809540LEMBI
 \end{aligned}$$

A série resultante da relação de cointegração defasada em um período foi utilizada como mecanismo de correção de erro (ECM) na estimativa de curto prazo. Utilizou-se a metodologia geral-específico, incluindo inicialmente todas as variáveis com quatro defasagens, o que reduz o risco de omissão de variáveis e defasagens importantes (Hendry, 2001). As variáveis com menor significância estatística foram eliminadas, sendo as reduções validadas pelo critério de Schwarz, na busca por um modelo parcimonioso. Foram mantidas as variáveis com significância no mínimo a 5%. Os resultados aparecem na tabela 4. Os testes para autocorrelação, heteroscedasticidade, normalidade e o teste RESET mostraram que os resíduos da estimativa são bem comportados.

²Foi seguida a sugestão de Kennedy (2003), que considera o resultado do teste do máximo autovalor mais confiável que o do traço.

Tabela 4

Resultados da regressão – Variável dependente DLNIBOV – 1995:6 a 2005: 7

Variável	Coefficiente	Erro padrão	t	Prob. t	R ² Parcial
DLNSP500	0,507234	0,128769	3,939102	0,0001	0,1226
DLNSP500(-3)	-0,211641	0,10202	-2,07451	0,0403	0,0373
DMEDRS	0,000134	2,62E-05	5,1255	0,0000	0,1914
DMEDRS(-1)	6,24E-05	2,54E-05	2,454707	0,0157	0,0515
DPART	-2,848358	0,925322	-3,07823	0,0026	0,0787
DPART(-3)	2,257276	0,808876	2,790632	0,0062	0,0656
DLNCAM	0,442706	0,115	3,849624	0,0002	0,1178
DLNCAM(-1)	0,261218	0,116518	2,241872	0,0270	0,0433
DLEMBI	-0,477633	0,038288	-12,4748	0,0000	0,5837
DLEMBI(-4)	-0,071372	0,028056	-2,54395	0,0123	0,0551
ECM	-0,172844	0,039959	-4,32558	0,0000	0,1442

Obs: RSS = 0,25067412; R² = 0,81; DW = 2,30; FPE = 0,0420487;

AR 1-7 test: F(7,104) = 1.0490 [0.4020]; ARCH 1-7 test: F(7,97) = 1.6986 [0.1182]

Normality test: Chi²(2) = 1.4664 [0.4804]; hetero test: F(22,88) = 0.71484 [0.8130]

hetero-X test: F(77,33) = 0.48038 [0.9956]; RESET test: F(1,110) = 0.12273 [0.7268]

Os resultados da regressão estão, em sua maioria, de acordo com o esperado. É importante destacar que os resultados e suas interpretações se referem às diferenças das variáveis. Há uma relação positiva contemporânea e negativa com defasagem de três períodos entre o índice do mercado de ações brasileiro e dos Estados Unidos, indicando que o mercado brasileiro está integrado ao mercado internacional. O coeficiente negativo para a terceira defasagem pode estar associado a uma sobre-reação do mercado à variação contemporânea, mas o efeito líquido, dado pelo somatório dos dois coeficientes, é positivo, uma variação de 1% no índice S&P500 está associada a uma variação de 0,3% no mercado brasileiro.

Aumentos da liquidez, medidos pelo volume negociado no mercado doméstico, também estão associados a uma elevação no índice de ações brasileiro, no próprio mês e no mês seguinte. Como esta variável está mensurada em unidades de moeda, pode ser interpretada como um aumento (redução) do volume negociado em 100 milhões de reais estar associado a uma elevação (queda) de aproximadamente 2% no Ibovespa.

A taxa de juros brasileira e a dos Estados Unidos não têm efeito diretamente verificável sobre o índice de ações, embora possa estar ocorrendo algum efeito através da inclusão destas variáveis no mecanismo de correção de erros ou outras variáveis presentes no modelo.

A variação da taxa de câmbio tem efeito positivo sobre o índice, o que indica que o barateamento das ações brasileiras que ocorre quando há uma depreciação da moeda doméstica leva a um aumento do preço das ações medido em moeda doméstica. Esta relação é quantitativamente importante, pois um aumento (redução) de 1% do preço do dólar leva a uma elevação (queda) de 0,44% no índice Bovespa no próprio mês e outros 0,26% no mês seguinte. Isto significa que as empresas brasileiras estarem mais baratas em dólar tende a aumentar os preços das ações internamente em reais, embora em proporção um pouco menor. Além dos efeitos sobre o preço relativo das ações, o efeito do câmbio sobre o Ibovespa também pode estar refletindo a melhoria de competitividade das empresas brasi-

leiras em caso de depreciação da moeda local e piora em caso de apreciação, o que tem efeitos sobre o nível de atividade da economia e sobre o lucro das empresas. Esta relação positiva e quantitativamente importante entre câmbio e Ibovespa é um forte indicador da importância dos investidores estrangeiros na bolsa brasileira, pois se somente investidores domésticos que não considerassem a alternativa do mercado internacional participassem do mercado o efeito não poderia ser da magnitude observada. A importância do investimento externo para a bolsa brasileira também é indicada pela forte relação inversa entre o risco país e o Ibovespa. Um aumento (queda) de 1% no risco leva a uma queda (elevação) de 0,48% no Ibovespa no próprio mês e outros 0,07% com quatro meses de defasagem.

Um aumento da participação estrangeira na capitalização do mercado está associado, contemporaneamente, a uma queda do índice. O aumento (queda) de um ponto percentual da participação está associado a uma queda (elevação) de 2,85% no índice, no mesmo mês. Com três meses de defasagem a relação é positiva, de 2,26%. Em termos líquidos, portanto, há uma relação negativa de aproximadamente 0,6%. Isto mostra, a princípio, que o momento de entrada do investidor estrangeiro no mercado acontece em meses de queda do Ibovespa e a saída em períodos de elevação. Isto indica que esses investidores estão tentando operar no mercado de maneira oposta ao índice contemporaneamente, comprando em quedas e vendendo em altas. Este comportamento é reforçado pela relação positiva na terceira defasagem, com o comportamento do investidor antecipando o comportamento do Ibovespa. Este resultado pode estar sendo influenciado pelo fato de o fluxo de recursos ser o acumulado ao longo do mês, enquanto o rendimento do índice ser do final de um mês em relação ao anterior. Além disso, existe a possibilidade de a influência do investidor estrangeiro sobre o índice ser indireta, através da liquidez. Se a maior ou menor participação do investidor estrangeiro se manifestar em maior ou menor volume negociado o efeito da sua presença pode estar sendo captado pela influência positiva do volume negociado (liquidez) sobre o índice. Este resultado é compatível com o encontrado por Clark e Berko (1996), que o associam ao efeito de ampliação da base de investidores, aumento da liquidez e correspondente redução do prêmio de risco.

A existência de uma relação de cointegração entre as variáveis indica que existe uma relação estável de longo prazo entre elas. Isto significa que afastamentos da relação de equilíbrio de longo prazo são corrigidos ao longo do tempo, o que pode ser explicitado pela inclusão de um mecanismo de correção de erros na regressão das variáveis em diferenças, ou seja, estacionárias. Com isto não se perde a relação de longo prazo entre as variáveis, caso existente, o que ocorreria caso se trabalhasse apenas com as variáveis em diferenças. O mecanismo de correção de erro pode ser interpretado como o afastamento do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e o coeficiente estimado para ele na regressão com as variáveis estacionárias como o quanto do afastamento do equilíbrio é corrigido a cada período. A inclusão do mecanismo de correção de erro na equação apresentou resultados coerentes. Os afastamentos do equilíbrio de longo prazo são corrigidos à razão

de 17% por período. A existência da relação de longo prazo e a correção dos afastamentos desta relação é importante, por indicar que há uma ligação entre os fundamentos da economia e o índice Bovespa. A figura 1 mostra os valores observados e estimados para a variação do índice Bovespa e os resíduos da estimativa, indicando a boa aderência da estimativa aos dados observados.

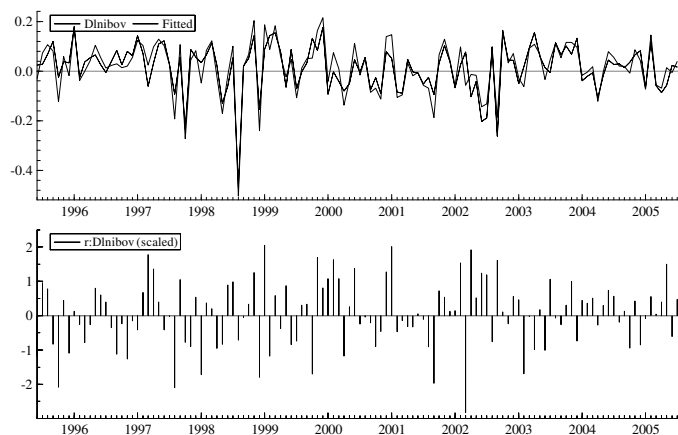


Figura 1
DLNIBOV e valor estimado e resíduos da estimativa, usando DPART

Quando utilizada a variável do fluxo expresso em moeda, que é uma série estacionária, o teste de cointegração é efetuado com as demais variáveis e a série de fluxo entra somente na estimação da equação de curto prazo. O resultado do teste de cointegração indica a existência de três relações de cointegração pelo teste do traço e uma pelo teste do máximo autovalor, como pode ser observado na tabela 5. Como na situação anterior, preferiu-se o resultado do teste do máximo autovalor, ou seja, considerou-se a existência de uma relação de cointegração.

Tabela 5
Teste de cointegração - 1995:6 a 2005:7
Séries LNIBOV LNSP500 MEDRS SELIC TB3M LNCAM LEMBI

Número de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor Crítico (5%)	Prob.	Estatística do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)	Prob.
Nenhum	0,410499	168,4300	125,6154	0,0000	64,47450	46,23142	0,0002
Máximo 1	0,243328	103,9555	95,75366	0,0121	34,01668	40,07757	0,2054
Máximo 2	0,196774	69,93887	69,81889	0,0489	26,73255	33,87687	0,2779
Máximo 3	0,159150	43,20632	47,85613	0,1276	21,14775	27,58434	0,2674
Máximo 4	0,071767	22,05856	29,79707	0,2953	9,085611	21,13162	0,8255
Máximo 5	0,056390	12,97295	15,49471	0,1158	7,081114	14,26460	0,4796
Máximo 6	0,047146	5,891838	3,841466	0,0152	5,891838	3,841466	0,0152

Obs: Teste efetuado com quatro defasagens no VAR.

A relação de cointegração estimada é

$$\begin{aligned} \text{ECM} &= 0,5623 + \text{LNIBOV} - 0,845 * \text{LNSP500} \\ &+ 0,000103\text{MEDRS} - 0,0123 * \text{SELIC} - 0,00343 * \text{TB3M} \\ &- 0,7828 * \text{LNCAM} + 0,8908 * \text{LEMBI} \end{aligned}$$

Os resultados da regressão para o comportamento do Ibovespa considerando o fluxo de recursos de investidores estrangeiros são mostrados na tabela 6. Os testes para existência de autocorrelação, heteroscedasticidade, normalidade e o teste RESET para má especificação mostraram resíduos bem comportados. Utilizando a metodologia geral-específico para a eliminação das variáveis não estatisticamente significantes e observando o critério de Schwarz, decidiu-se manter a variável FLV contemporânea no modelo, apesar de sua eliminação trazer pequena melhora no coeficiente do teste de Schwarz, mas que geraria resíduos não normais.

Tabela 6

Resultados da regressão – Variável dependente DLNIBOV – 1995:7 a 2005:7

Variável	Coefficiente	Erro padrão	<i>t</i>	Prob. <i>t</i>	<i>R</i> ² Parcial
DLNIBOV(-1)	-0,105544	0,052505	-2,010169	0,0469	0,0357
DLNIBOV(-3)	-0,102081	0,046744	-2,183852	0,0311	0,0419
DLNSP500	0,522263	0,127473	4,097064	0,0001	0,1334
DMEDRS	0,000156	3,27E-05	4,772697	0,0000	0,1729
DMEDRS(-1)	0,000143	3,52E-05	4,058280	0,0001	0,1313
DMEDRS(-2)	7,92E-05	3,13E-05	2,529867	0,0128	0,0555
DMEDRS(-3)	8,41E-05	3,26E-05	2,583856	0,0111	0,0577
FLV	1,60E-05	8,54E-06	1,870227	0,0641	0,0311
FLV(-1)	-2,22E-05	9,01E-06	-2,463929	0,0153	0,0528
DLNLCAM	0,554483	0,108845	5,094240	0,0000	0,1923
DLEMBI	-0,402679	0,037834	-10,64339	0,0000	0,5096
ECM	-0,162653	0,038480	-4,226913	0,0000	0,1408

Obs.: RSS = 0,254241894; *R*² = 0,81; DW = 2,13; FPE = 0,0437886

AR 1-7 test: F(7,102) = 0,32402 [0,9415]; ARCH 1-7 test: F(7,95) = 0,66237 [0,7032]

Normality test: Chi²(2) = 4,6737 [0,0966]; hetero test: F(24,84) = 0,53375 [0,9585]

hetero-X test: F(90,18) = 0,54209 [0,9686]; RESET test: F(1,108) = 0,079295 [0,7788]

Os resultados obtidos são quase todos consistentes com os que utilizaram a participação dos investidores estrangeiros na capitalização de mercado. Os resultados são similares, como pode ser observado comparando a figura 2 com a figura 1. O valor do *R*², da soma do quadrado dos resíduos e do erro final de previsão são praticamente idênticos. Novamente ficou demonstrada a integração entre o mercado dos Estados Unidos e o brasileiro, enquanto novamente não foi encontrada relação estatisticamente significativa entre as taxas de juros interna e externa e o Ibovespa. Este resultado é diferente do obtido por Rapacha et alii (2005) para 12 países industrializados, em que as taxas de juros tinham boa capacidade preditiva para o mercado de ações, em horizontes curtos, mas cujos coeficientes eram em sua maioria negativos. A influência defasada do índice S&P500 sobre o Ibovespa deu lugar a um comportamento auto-regressivo no Ibovespa, com uma e três defasagens. O efeito positivo da liquidez sobre o índice também foi confirmado,

mas o efeito também ocorre com defasagem de dois e três períodos, resultando em efeito maior. O efeito total é de que um aumento (redução) do volume negociado de 100 milhões de reais está associado a uma elevação (redução) do Ibovespa de 4,5%. Para a taxa de câmbio o efeito é positivo sobre o Ibovespa, mas apenas contemporaneamente. Uma depreciação (apreciação) da moeda brasileira em 1% está associada a uma elevação (queda) de 0,55% no Ibovespa. Este resultado é diferente de Fang e Miller (2002), que encontraram uma relação negativa entre depreciação da moeda doméstica e o desempenho dos índices. Para o risco país o efeito é contemporâneo e de magnitude elevada, pois uma elevação (redução) de 1% no risco está associada a uma redução (elevação) do índice de 0,4%.

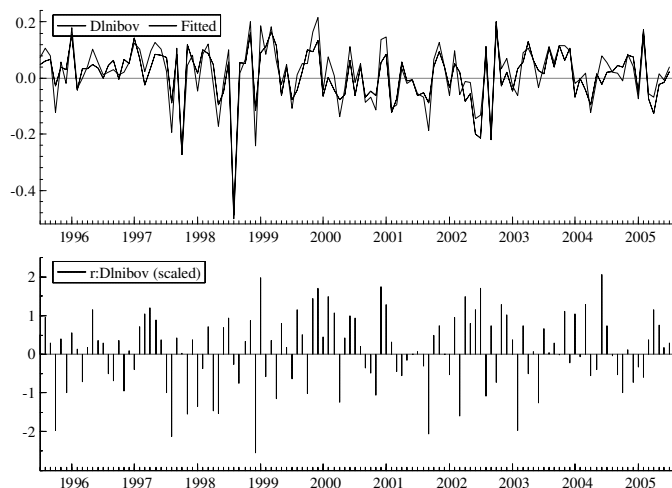


Figura 2
DLNIBOV e valor estimado e resíduo da estimativa, usando FLV

O efeito do fluxo de recursos de investidores estrangeiros é positivo no próprio mês, mas há um efeito negativo com um período de defasagem. O efeito líquido é negativo. A entrada (saída) de 100 milhões de reais em um período está associada a uma elevação (queda) de 0,16% do índice no próprio mês e queda (elevação) de 0,22% no mês seguinte. Este resultado é diferente do obtido anteriormente em termos de estrutura de tempo, mas permanece a característica de efeito negativo da entrada de recursos sobre o índice. Também neste caso é possível que o efeito contemporâneo da entrada esteja reforçando o efeito da liquidez, que permanece por maior tempo e é positivo. O efeito contrário com um mês de defasagem, por outro lado, pode indicar uma sobre-reação do mercado à presença do investidor estrangeiro.

A possibilidade de o fluxo de recursos ter efeito sobre o índice através do seu efeito sobre a liquidez é reforçada pela similaridade na estrutura temporal entre

os dois modelos estimados. No modelo que utiliza os fluxos os efeitos da liquidez sobre o índice se estendem por três defasagens, o mesmo da participação na capitalização de mercado no modelo que a utiliza. Esta possibilidade de influência indireta é reforçada pela correlação positiva entre as variáveis DMEDRS e FLV (0,365) e DMEDRS e DPART (0,172). O mecanismo de correção de erro também pode estar absorvendo parte destes efeitos, uma vez que foi estatisticamente significativo e indica que 16% dos afastamentos da relação de longo prazo são corrigidos a cada período.

Comparando-se as estimativas das duas equações pode-se perceber que há grande similaridade nos resultados, tanto na magnitude dos coeficientes quanto na capacidade explicativa. O efeito da participação dos estrangeiros na capitalização de mercado e o fluxo de recursos parecem estar sendo captados através do seu efeito sobre o volume negociado no mercado. Além disso, parece haver uma reação exagerada, captada pelos coeficientes com sinais alternados entre o contemporâneo e o defasado. Caso os investidores estrangeiros sejam os determinantes das alterações no volume negociado existe a relação entre o comportamento dos investidores estrangeiros e o índice Bovespa. Uma outra possibilidade é que parte do efeito, decorrente de sobre-reação do mercado esteja sendo compensada pelos mecanismos de correção de erro. Outras variáveis, como risco país, taxa de câmbio e o desempenho do mercado de ações no exterior tiveram papel importante para explicar o comportamento do mercado no período analisado.

Há também uma influência, especialmente em regime de câmbio flutuante, da entrada de recursos sobre a taxa de câmbio. Esta influência, entretanto, seria de difícil mensuração e, por isso, não foi incluída nas estimativas. Também é provável a existência de relação entre os fluxos de capitais para bolsa de valores e o risco-país, porque os mercados de ações e dos títulos com base nos quais é calculado o risco não são estanques, mas afetados por fatores comuns.

4. Conclusão

Os resultados encontrados neste trabalho mostraram que há uma relação complexa entre o comportamento dos investidores no mercado de ações brasileiro e o desempenho do Ibovespa. Parece haver uma relação indireta através da liquidez gerada no mercado doméstico pelos investidores estrangeiros. Além disso, as compras em meses de baixa e vendas em períodos de alta indicam que esses investidores podem estar procurando oportunidades lucrativas ao longo do tempo, o que é reforçado pelo fato de anteciparem o comportamento do Ibovespa com três períodos de defasagem. Por outro lado, ficou demonstrada a relação entre o mercado de ações e variáveis importantes como a taxa de câmbio, risco país e liquidez do mercado.

O efeito do desempenho da bolsa sobre o comportamento dos investidores estrangeiros é compatível com estratégias de momento ou de realimentação positiva, e não excluem a possibilidade de estar ocorrendo um efeito indireto do comportamento dos investidores estrangeiros sobre o mercado doméstico, através da

ampliação da base de acionistas (Clark e Berko, 1996), dada a estrutura dinâmica de inter-relação entre as variáveis. Estes resultados foram confirmados pelos testes de causalidade de Granger, em que o índice antecipa o comportamento da liquidez e da participação dos estrangeiros na capitalização do mercado.

Os resultados encontrados são importantes para a condução das políticas econômicas e a tomada de decisão de investidores e empresas, tendo em vista a relação entre as decisões dos investidores estrangeiros sobre variáveis macroeconômicas internas e o custo de capital das empresas. Igualmente é importante conhecer como os investidores estrangeiros operam e reagem às variáveis macroeconômicas domésticas. Para isso é importante o aprofundamento das pesquisas, especialmente com frequências diferentes e os condicionantes dos volumes negociados no mercado brasileiro. Neste trabalho foi confirmada a inter-relação do mercado externo com o mercado brasileiro, porque o índice de ações dos Estados Unidos, a taxa de câmbio e o risco país foram importantes para explicar os retornos do Ibovespa. Os fluxos externos ou a participação dos estrangeiros na capitalização de mercado influenciam o mercado brasileiro de modo compatível com as explicações teóricas de mudança na demanda por papéis ou aumento da liquidez gerada pela ampliação da base potencial de acionistas.

Referências

- Aggarwal, R., Klapper, L., & Wysocki, P. D. (2003). Portfolio preferences of foreign institutional investors. World Bank Policy Research Working Paper, n. 3101.
- Bekaert, G. & Harvey, C. R. (1998). Capital flows and the behavior of emerging market equity returns. NBER Working Paper, n. 6669.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth? *Journal of Financial Economics*, 77:3–55.
- Clark, J. & Berko, E. (1996). Foreign investment fluctuations and emerging market stock returns: The case of Mexico. Federal Reserve Bank of New York, Research Paper 9635.
- Elkinawy, S. (2005). Mutual fund preferences for Latin American equities surrounding financial crises. *Emerging Markets Review*, 6:211–237.
- Errunza, V. (2001). Foreign portfolio equity investments, financial liberalization, and economic development. *Review of International Economics*, 9(4):703–726.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, 71(4):545–565.
- Fang, W. & Miller, S. M. (2002). Dynamic effects of currency depreciation on stock market returns during the Asian financial crisis. University of Connecticut Department of Economics Working Paper Series, 2002-31.

- Froot, K. A., O'Connell, P. G. J., & Seasholes, M. S. (2001). The portfolio flows of international investors. *Journal of Financial Economics*, 59:151–193.
- Geske, R. & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 38(1):1–33.
- Hendry, D. F. (2001). Achievements and challenges in econometric methodology. *Journal of Econometrics*, 100(1):7–10.
- Henry, P. B. (2000). Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices. *Journal of Finance*, LV(2):529–564.
- Kaminsky, G., Lyons, R. K., & Schmukler, S. (2000). Managers, investors, and crises: Mutual fund strategies in emerging markets. NBER Working Paper n. 7855.
- Kennedy, P. (2003). *A Guide to Econometrics*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Kim, E. H. & Singal, V. (2000). The fear of globalizing capital markets. *Emerging Markets Review*, 1:183–198.
- King, R. G. & Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32(3):513–542.
- Phylaktis, K. & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 24:1031–1053.
- Rapacha, D. E., Wohar, M. E., & Rangvid, J. (2005). Macro variables and international stock return predictability. *International Journal of Forecasting*, 21:137–166.
- Veríssimo, M. P. & Brito, M. H. (2004). Liberalização da conta de capital e fluxos de portfólio para o Brasil no período recente. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC.