



RAC - Revista de Administração
Contemporânea

ISSN: 1415-6555

rac@anpad.org.br

Associação Nacional de Pós-Graduação e
Pesquisa em Administração
Brasil

Câmara Leal, Ricardo P.; Costa Jr, Newton C. A. da

A integração entre as bolsas de valores de Buenos Aires e de São Paulo

RAC - Revista de Administração Contemporânea, vol. 2, núm. 1, enero-abril, 1998, pp. 87-99

Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=84013649006>

- 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

A Integração entre as Bolsas de Valores de Buenos Aires e de São Paulo

Ricardo P. Câmara Leal
Newton C. A. da Costa Jr.

RESUMO

Diversos trabalhos recentes apresentaram evidências sobre a existência de elos entre os mercados de ações da Argentina e do Brasil. Entretanto os elos não implicam que os mercados estejam integrados. A integração é conceito mais restrito, que tem que ser verificado através de modelos de apreçamento de ativos. A evidência empírica passada conclui pela segmentação desses dois mercados mas o processo de abertura dos mercados emergentes é recente. É bem possível que testes de integração mais antigos sobre períodos longos no tempo não reflitam a situação corrente. Nós testamos dois modelos de apreçamento de ativos para os mercados de ações na Argentina e no Brasil. Nossos resultados sugerem que a Argentina continua segmentada dos grandes mercados internacionais. Por outro lado, a Argentina parece ter-se integrado com o Brasil nos últimos três anos. Cerca de 40% das exportações argentinas vêm para o Brasil. O Brasil é muito importante para a Argentina e domina os outros mercados no apreçamento do mercado de ações argentino. Já o Brasil apresenta integração com os grandes mercados financeiros internacionais e com a Argentina. Apenas 9% das exportações brasileiras vão para a Argentina. Os Estados Unidos tornaram-se particularmente importantes no apreçamento do mercado brasileiro nos últimos anos. Os Estados Unidos são o maior parceiro comercial do Brasil e o mercado favorito para emissões de DRs brasileiros.

Palavras-chaves: mercados emergentes; integração *versus* segmentação; modelos de precificação internacionais.

ABSTRACT

Many recent works have presented evidences about the existence of links between the stock markets of Brazil and Argentina. However the existence of links between two markets does not mean that they are integrated. Integration is a more restricted concept that must be verified with pricing models. Past empirical evidences show that the Brazilian and Argentinean markets are segmented. However, as these evidences were based on long periods of time and on data until the beginning of the 90's, probably their results do not reflect the more recent situation. We used two international pricing models for the Brazilian and Argentinean market. Our results suggest that Argentina is still segmented from the main international markets. On the other side, Argentina seems to be integrated with Brazil in the last three years. About 40% of the Argentinean export goes to Brazil. Brazil is very important to Argentina and predominates among other economies in the pricing of the Argentinean stock market. On the other side, Brazil presents integration with the central economies and with Argentina. Only 9% of the Brazilian export goes to Argentina. The United States became particularly important in the pricing of the Brazilian stock market in the last three years. The United States are the domain commercial partner of Brazil and the favorite market to the emissions of Brazilian DRs.

Key words: emerging markets; integration *versus* segmentation; international pricing models.

INTRODUÇÃO⁽¹⁾

Em trabalho recente, Costa Jr. e Leal (1997) examinaram a relação de causalidade de Granger entre os mercados de ações na Argentina e no Brasil, e sugeriram que há elos entre os mercados argentino e brasileiro que não indicam, necessariamente, que haja integração entre esses mercados. O conceito de integração é mais restrito que o conceito dos elos. Quando dois mercados estão integrados, dois ativos na mesma classe de risco deverão ter os mesmos retornos esperados (Harvey, 1995). Esse trabalho pretende estender os resultados de Costa Jr. e Leal (1997) e verificar se os mercados de ações brasileiro e argentino estão integrados. Apesar do nome, a causalidade de Granger não implica relações de causa e efeito. Conforme definido por Granger (1969), a causalidade significa apenas que uma série temporal antecede outra série temporal, embora ambas possam ser função de uma terceira série, não observável. Sendo assim, os resultados de Costa Jr. e Leal (1997) indicam que há causalidade entre os mercados acionários do Brasil e da Argentina, e que essa causalidade é contemporânea, ou seja, se dá diante da inclusão de uma variável independente que é contemporânea à variável dependente no modelo de regressão. Entretanto não se pode inferir que a causalidade implique integração, uma vez que para analisar a integração é necessário avaliar um modelo de apreçamento de ativos ajustado a risco. Nosso objetivo é investigar a integração entre as bolsas de Buenos Aires e de São Paulo através de modelos de apreçamento de ativos de risco.

Há vários exemplos de trabalhos na literatura que investigam os elos entre os mercados latino-americanos. Uma forma comum de se verificar os elos é reportar a correlação entre os mercados emergentes. Divecha, Drach e Stefek (1992), entre muitos outros, sugerem que a correlação entre os mercados latino-americanos é baixa, levando a ganhos de diversificação importantes para os investidores estrangeiros. Meric et al. (1997) sugerem que a correlação entre os mercados latino-americanos não é estável ao longo do tempo e que ela aumentou nos últimos anos, o que é consistente com os resultados de causalidade de Ratner e Leal (1996) e Costa Jr. e Leal (1997) de que há causalidade no sentido de Granger durante os anos 90, mas não anteriormente. Erb, Harvey e Viskanta (1997) sugerem que os baixos níveis de correlação encontrados nos mercados emergentes são função do risco de país medido pela *Institutional Investor Country Credit Rating*. Quanto maior o risco menor a correlação.

Harvey (1995) testou um modelo internacional de apreçamento de ativos financeiros para retornos mensais entre abril de 1977 e junho de 1992 para a Argentina e para o Brasil, entre outros mercados. Os resultados de Harvey (1995) indicam

que a formulação tradicional de Solnik (1974), assumindo integração absoluta dos mercados brasileiro e argentino com os mercados mundiais, não pode ser aceita. O grande problema é a estabilidade, tanto dos níveis de integração no tempo quanto dos coeficientes para os fatores de risco nos modelos testados. Dos resultados reportados por Meric et al. (1997), temos indicações de que não há estabilidade no tempo para as correlações. Os diversos processos de liberalização ocorridos recentemente nos mercados emergentes, combinados com profundas reformas econômicas, levam a crer que essa estabilidade não poderia de forma alguma ser esperada.

As medidas liberalizantes que podem ter afetado os mercados argentino e brasileiro datam do início dos anos 90. O Anexo IV⁽²⁾ foi introduzido no Brasil em 1991, enquanto medidas liberalizantes na Argentina foram introduzidas no final de 1989. A Argentina é considerada por Bekaert (1995) como um dos mercados emergentes mais abertos ao investimento estrangeiro. Como consequência dessas importantes mudanças estruturais e baseado nos resultados de pesquisas anteriores, que reportam elos cada vez mais significativos entre os mercados latino-americanos e o mercado mundial nos anos 90, decidimos testar um modelo multifator de apreçamento de ativos para verificar se houve integração entre os mercados argentino e brasileiro a partir dos anos 90, com a introdução das medidas que abriram esses mercados ao investimento estrangeiro. Outro aspecto importante a ser considerado, ainda que indiretamente, é a integração comercial entre a Argentina e o Brasil através do Mercosul.

Nossos resultados apontam para a recente integração regional e internacional do mercado acionário brasileiro. Entretanto o mercado argentino apresenta apenas integração regional com o mercado brasileiro, permanecendo parcialmente segmentado dos principais mercados internacionais. A importância relativa muito mais pronunciada do Brasil para a Argentina como parceiro comercial é consistente com a evidência que encontramos. Enquanto o comércio exterior brasileiro é diversificado, cerca de 40% das exportações argentinas vêm para o Brasil. O Brasil, como mercado dominante, começa a apresentar características de *global player*, enquanto a Argentina desenvolve forte dependência regional.

Na seção seguinte apresentamos a descrição dos dados utilizados, seguida da discussão dos resultados e de uma conclusão.

DESCRIÇÃO DA AMOSTRA

O período escolhido para a análise iniciou-se em 4 de janeiro de 1991 e termi-

nou em 17 de junho de 1996, que foi até quando a versão do banco de dados da *Econômica* que utilizamos estava atualizado. Esse período compreende 281 sextas-feiras (semanas), que é o número inicial de observações para cada série que utilizamos. O início da série foi arbitrado para a primeira semana de 1991, porque estamos interessados na década corrente (1990 é o último ano da década passada). Nosso interesse na década corrente foi justificado na introdução deste trabalho. As grandes medidas de abertura dos mercados argentino e brasileiro ocorreram entre 1989 e 1991. Entretanto a pesquisa empírica anterior de Harvey (1995) sugerira ausência de integração entre os mercados emergentes de ações com dados mensais para um período longo no tempo, iniciando em 1977 e terminando em 1992. Suspeitávamos que a integração entre os mercados se tivesse intensificado na presente década. Daí a nossa escolha para o período de análise. Finalmente, utilizamos dados semanais em vez de mensais de forma a ter mais observações, para que pudéssemos subdividir o período amostral em subperíodos de 55 semanas, conforme será descrito a seguir.

Os índices de mercado utilizados foram o *General* para a Argentina, o Ibovespa para o Brasil, o S&P500 *Composite* para os Estados Unidos e o *Morgan Stanley World Index* (MSWI) em dólares para representar o mercado mundial. Todos os valores utilizados foram de fechamento de sexta-feira, a não ser quando não houve negócios numa sexta-feira, quando utilizamos o valor de fechamento da quinta-feira anterior. Os índices para a Argentina e Brasil foram obtidos do banco de dados da *Econômica*. O índice S&P500 *Composite* foi obtido da *Standard & Poors*. O índice MSWI foi gentilmente fornecido pela *Morgan Stanley Capital International Inc.* O índice *General* é menos conhecido do que o índice Merval, mas é mais abrangente. Segundo Price (1994), o índice *General* inclui todas as ações negociadas na bolsa de Buenos Aires, ponderadas por valor, enquanto o Merval inclui apenas 19 empresas. A correlação entre o Merval de fechamento e o *General* de fechamento é de 85.3% durante o nosso período de análise. Os retornos semanais foram calculados segundo a equação 1:

$$R_{i,t} = 100 \times \frac{I_{i,t} - I_{i,t-1}}{I_{i,t-1}} \quad (1)$$

onde $R_{i,t}$ é o retorno do índice i no período t e $I_{i,t}$ é o nível do índice I do país i no período t ⁽³⁾.

Antes de procedermos a qualquer teste estatístico, verificamos a presença de *outliers*. O procedimento para identificar os *outliers* foi de que o máximo (ou o

mínimo) de uma série não estivesse distante mais do que 3 vezes o intervalo interquartil do terceiro (ou primeiro) quartil. Esse procedimento é comum na identificação de *outliers* (SPSS, 1993). Os *outliers* encontrados estão listados na Tabela 1 juntamente com os acontecimentos ocorridos na semana em que o *outlier* foi observado. Os acontecimentos foram obtidos do *Wall Street Journal Index*. Apenas a série de retornos do índice Argentino apresentou 3 *outliers*, todos em 1991. A remoção desses *outliers* resultou em 278 observações. Desejamos examinar a evolução dos coeficientes indicativos de integração de mercados, os betas, no tempo. Para isso decidimos dividir o período amostral em 5 períodos iguais. Para tanto eliminamos as 3 observações mais antigas da amostra, obtendo 275 observações semanais divididas em 5 grupos de 55 observações cada um. Os subperíodos obtidos são: I de 25/1/91 a 28/2/92; II de 6/3/92 a 19/3/93; III de 26/3/93 a 8/4/94; IV de 15/4/94 a 28/4/95 e V de 5/5/95 a 17/5/96.

Tabela 1: *Outliers* Removidos da Amostra

País	Data	Valor	Evento Concomitante
Argentina	25/1/91	54%	Cavallo, nomeado ministro da economia, anuncia aumento das tarifas de energia e novo programa econômico
Argentina	15/3/91	41%	Novos empréstimos do BID para o programa de desenvolvimento econômico
Argentina	16/8/91	33%	Plano de estabilização bem sucedido, novos empréstimos do FMI

Para representar a taxa livre de risco selecionamos três séries temporais. A primeira foi a taxa livre de risco em dólares, representada pela taxa efetiva de compra de moeda (e venda de letras do tesouro de 91 dias) pelo banco central americano (*The Federal Reserve*). Esta taxa de juros foi obtida do *Standard & Poors*. As *Treasury Bills* de 91 dias são cotadas a desconto. Obtivemos as taxas de desconto médias mensais de fechamento para venda de letras do tesouro e as convertimos em taxas efetivas semanais, utilizando a fórmula na equação 2⁽⁴⁾:

$$y = \sqrt[52]{\left(\frac{1}{1 - d \times \frac{89}{360}} \right)^{\frac{365}{89}}} - 1 \quad (2)$$

onde y é a taxa efetiva semanal e d é a taxa de desconto anualizada da *Treasury Bill*, ambas em porcentual. A taxa livre de risco argentina é representada pela taxa de depósitos de 7 dias anualizada, que é a única taxa de juros argentina contida no banco de dados da *Economática*. Calculamos a taxa equivalente semanal a partir da taxa de juros efetiva anual obtida segundo a equação 3. No caso da taxa livre de risco brasileira, foi utilizada a equivalente semanal da taxa efetiva da Letra Financeira do Tesouro, obtida da *Economática*, que também foi calculada segundo a equação 3:

$$i_s = \sqrt[52]{1 + i_a} - 1 \quad (3)$$

onde i_a e i_s são as taxas efetivas anual e semanal, respectivamente. Finalmente, as taxas de câmbio do peso para o dólar foram obtidas da *Economática* para o câmbio livre argentino de venda. Utilizamos o câmbio livre uma vez que o governo argentino seguiu uma política de taxa de câmbio oficial fixa em paridade com o dólar durante a maior parte do período analisado. As taxas de câmbio da moeda brasileira para o dólar também foram obtidas da mesma fonte para o câmbio oficial de venda. As variações cambiais foram calculadas na forma especificada na equação 1.

A Tabela 2 a seguir apresenta estatísticas descritivas para cada subperíodo e para o período total. Os números para o Brasil são elevados, com uma variação semanal média do Ibovespa de 4.73% e com a variação cambial média de 3.52% por semana durante o período total, refletindo as altas taxas de inflação anteriores a julho de 1994, quando foi introduzido o real. As variações cambiais e do índice *General* para a Argentina são bem mais modestas. A taxa de juros semanal média ficou em .26% por semana para a Argentina, .46% por semana para o Brasil e .08% por semana para os Estados Unidos. Ainda na Tabela 2 podemos observar o comportamento da volatilidade de cada série temporal representada pelo seu desvio padrão. A volatilidade do câmbio e do mercado de ações brasileiro é sempre mais elevada que a argentina. Entretanto a taxa de juros brasileira tende a ser menos volátil. A volatilidade dos índices de mercado argentino e brasileiro caíram pela metade entre o período I e o período V. A volatilidade das taxas de juros e do câmbio caíram mais dramaticamente ainda. O mesmo pode-se dizer para as médias das variações cambiais e das taxas de juros. Obviamente, os planos de estabilização econômica introduzidos nos dois países são os responsáveis pelo que foi observado.

Tabela 2: Médias e Desvios Padrão de Variáveis Seleccionadas

Período	Ret. do Índice Gral.	Retorno do Índice Ibov.	Retorno do Índice S&P 500	Ret. do Índice MSWI	Taxa de Juros Arg.	Taxa de Juros Bras.	Taxa de Juros dos EUA	Var. Câmbio Arg.	Var. Câmbio Bras.
Médias:									
Total	0,53	4,73	0,25	0,20	0,26	0,46	0,08	0,07	3,52
I	2,28	6,96	0,36	0,21	0,61	0,67	0,10	0,31	3,65
II	- 0,69	5,18	0,17	0,07	0,25	0,57	0,06	0,03	0,12
III	0,62	8,67	- 0,01	0,24	0,11	0,73	0,06	0,01	0,20
IV	- 0,46	2,08	0,26	0,18	0,20	0,28	0,10	0,00	1,76
V	0,90	0,77	0,49	0,17	0,12	0,08	0,10	0,01	0,05
Desvios Padrão:									
Total	6,51	8,87	1,35	1,35	0,35	0,30	0,02	0,70	3,35
I	9,10	9,35	1,67	1,67	0,61	0,14	0,01	1,48	2,77
II	7,82	10,01	1,31	1,45	0,15	0,05	0,01	0,26	0,89
III	4,23	7,96	1,02	1,22	0,04	0,09	0,00	0,09	1,45
IV	5,28	9,31	1,25	1,13	0,19	0,32	0,01	0,35	4,06
V	4,39	4,16	1,39	1,23	0,02	0,02	0,00	0,10	0,38

Obs.: Todos os valores em percentual. Todas as taxas são por semana. O período total vai de 25/1/91 a 17/5/96. Cada subperíodo, indicado por numerais romanos na tabela, inclui 55 semanas. Subperíodos: I de 25/1/91 a 28/2/92; II de 6/3/92 a 19/3/93; III de 26/3/93 a 8/4/94; IV de 15/4/94 a 28/4/95 e V de 5/5/95 a 17/5/96.

INTEGRAÇÃO DE MERCADOS

Harvey (1995) utilizou dois modelos incondicionais de apreçamento de ativos para investigar a integração entre os mercados emergentes⁽⁵⁾. O primeiro foi um modelo de um fator de acordo com a formulação tradicional do *International Asset Pricing Model* - IAPM - de Solnik (1974). O segundo foi um modelo multifator que incluiu um fator cambial, além do fator de mercado de ações. O primeiro modelo pode ser descrito segundo a equação 4:

$$R_{i,t} - RF_{i,t} = \beta_i \times (R_{j,t} - RF_{j,t}) \quad (4)$$

onde $R_{i,t}$ é o retorno em moeda local do mercado i no período t , $RF_{i,t}$ é a taxa livre de risco na moeda do mercado i no mesmo período, $R_{j,t}$ é o retorno do mercado j no período t e $RF_{j,t}$ é a taxa livre de risco internacional, que representamos pela taxa livre de risco das *Treasury Bills*.

Na Tabela 3 encontram-se os resultados de três modelos, utilizando como fator internacional os retornos do S&P 500 para os dois primeiros, e os retornos do

Ibovespa para o terceiro. Os resultados por período indicam que tanto o mercado argentino quanto o brasileiro passaram a se integrar com o mercado americano a partir do período IV, ou seja, a partir de 1994. Já em 1993, para o mercado brasileiro, havia indícios de integração. De fato, nesse período, Hargis (1997) reporta que o número de fundos mútuos estrangeiros com objetivos de investimento na América Latina passa de 78 em 1993 para 162 em 1994 e 225 em 1995. Os ativos desses fundos, ainda segundo Hargis (1997), dobram de 1992 para 1993 e quase que dobra novamente de 1993 para 1994. O valor negociado em ADRs⁽⁶⁾ para a Argentina duplica no período entre 1993 e 1994, também segundo Hargis (1997). Segundo a ANDIMA (1996), o número de programas de DR aprovados passa de 3 em 1992 para 37 em maio de 1996. É nessa época também que o Brasil introduz o Real, estabilizando a economia e adicionando mais um atrativo para os investidores estrangeiros. Os resultados obtidos com o MSWI foram semelhantes aos obtidos com o S&P 500; por isso foram omitidos da Tabela 3. Diante da abertura do mercado ao investidor estrangeiro, da estabilização de suas economias e da emissão de títulos no exterior, tanto a Argentina quanto o Brasil parecem ter passado a se integrar com os maiores mercados internacionais.

Tabela 3: Modelos de Apreçamento de Ativos Univariados

Variável Dependente	Variável Indepte.	Período	Constante (em %)	Beta	R ² Ajustado	Razão F
$R_{ARG}-R_{LR,ARG}$	$R_{EUA}-R_{LR,EUA}$	I	1,62	0,20	-0,20	0,07
		II	-1,03	0,80	0,00	0,97
		III	0,56	0,66	0,01	1,40
		IV	-0,90	1,44**	0,10	6,76**
		V	0,45	0,88**	0,06	4,51**
		Total	0,15	0,75**	0,02	6,69**
$R_{BRA}-R_{LR,BRA}$	$R_{EUA}-R_{LR,EUA}$	I	5,98**	1,20	0,03	2,53
		II	4,70**	-0,85	-0,01	0,67
		III	8,08**	1,95*	0,05	3,55*
		IV	1,33	2,82**	0,13	9,01**
		V	-0,24	1,17**	0,14	9,58**
		Total	4,10**	0,99**	0,02	6,43**
$R_{ARG}-R_{LR,ARG}$	$R_{BRA}-R_{LR,BRA}$	I	1,85	-0,03	-0,02	0,05
		II	-2,00*	0,23**	0,07	4,97**
		III	-0,23	0,09	0,01	1,69
		IV	-1,18*	0,29**	0,23	16,86**
		V	0,37	0,60**	0,31	25,00**
		Total	-0,43	0,17**	0,05	14,44**

Obs.: R² ajustado é o coeficiente de determinação ajustado para representar a população e não a amostra; ** indica significância a 5% e * indica significância a 10%. Subperíodos: I de 25/1/91 a 28/2/92; II de 6/3/92 a 19/3/93; III de 26/3/93 a 8/4/94; IV de 15/4/94 a 28/4/95 e V de 5/5/95 a 17/5/96.

Ainda na Tabela 3, apresentamos um modelo em que o prêmio de risco brasileiro é o fator predizente do mercado argentino. Os resultados são semelhantes aos obtidos para o mercado americano, indicando integração entre os mercados argentino e brasileiro a partir de 1993. Entretanto, como tanto o indicador brasileiro quanto o argentino apresentam correlação significativa no mesmo período com o mercado americano, é possível que esse resultado não seja confiável. Para testar se há integração regional além da integração internacional com os maiores mercados, precisamos incluir um fator internacional e outro regional nos modelos de apreçamento. Além disso, é preciso garantir que os fatores internacional e regional sejam independentes entre si⁽⁷⁾. Assim, passamos para a etapa seguinte de nossa análise, que é a obtenção de fatores independentes.

Utilizamos os prêmios de risco para o S&P 500, MSWI e Ibovespa de forma a derivarmos três componentes principais que pudessem ser utilizados num modelo de apreçamento multifatorial. A Tabela 4 apresenta o resultado da análise fatorial para decomposição desses três prêmios de risco segundo seus componentes principais. Os fatores foram obtidos depois de uma rotação Varimax. O prêmio de risco tanto da Argentina quanto do Brasil está isolado em um fator, ao qual chamamos de **fator regional**. O MSWI, que inclui os Estados Unidos, mantém uma correlação elevada com o fator ao qual denominamos **fator internacional**. Esse fator inclui movimentos do mercado americano, comuns aos demais mercados mundiais incluídos no índice. O último fator, que apresenta uma correlação elevada com o índice americano, chamamos de **fator americano** e representa movimentos relacionados a aspectos exclusivamente nacionais do mercado americano.

Tabela 4: Correlação dos Componentes Obtidos da Análise Fatorial com os Prêmios de Risco das Variáveis Originais

Prêmio de Risco	Fator Internacional	Fator EUA	Fator Regional
Análise para a Argentina:			
Ibovespa	0,08	0,06	1,00
MSWI	0,94	0,34	0,09
S&P500	0,34	0,94	0,07
Análise para o Brasil:			
General	0,06	0,06	1,00
MSWI	0,94	0,34	0,06
S&P500	0,34	0,94	0,07

Finalmente, na Tabela 5, apresentamos o resultado da regressão dos fatores obtidos anteriormente com os prêmios de risco argentino e brasileiro. No caso da Argentina, não há evidência consistente de integração internacional. Entretanto a

partir do período IV, o **fator regional**, que no caso é o prêmio de risco do Ibovespa, passa a ter coeficiente significativo e positivo. Assim sendo, encontramos evidência de integração regional. No caso do Brasil, o coeficiente para os Estados Unidos é significativo para os três últimos períodos, e o coeficiente para o MSWI é significativo no último período. Aparentemente os movimentos do mercado americano, mais do que outros movimentos de natureza puramente internacional, passaram a explicar o comportamento do prêmio de risco no mercado paulista. O **fator regional** também passou a ser significativo nos dois últimos períodos, indicando que além dos fatores internacionais, o **fator regional** também passou a ser importante⁽⁸⁾.

Tabela 5: Modelo Multifator para Períodos Seleccionados

Período	Constante (em %)	Beta do Fator Internac.	Beta do Fator EUA	Beta do Fator Regional	R ² Ajustado	Razão F
Análise para a Argentina:						
I	1,58	-0,15	0,11	-0,01	-0,02	0,57
II	-0,93	0,14	0,16	0,32**	0,07	2,25*
III	0,19	0,22	0,10	0,18	0,02	1,29
IV	-0,02	0,31**	0,13	0,44**	0,29	8,23**
V	2,69**	0,18	0,09	0,48**	0,29	8,47**
Total	0,27	0,09	0,12**	0,21**	0,06	6,38**
Análise para o Brasil:						
I	6,29**	0,23	0,12	0,10	0,02	1,36
II	5,08**	0,11	-0,18	0,28**	0,08	2,66**
III	8,47**	0,00	0,27*	0,17	0,04	1,80
IV	2,48**	0,02	0,28**	0,44**	0,26	7,31**
V	0,35	0,25**	0,21*	0,46**	0,37	11,34**
Total	4,27**	0,15**	0,09	0,21**	0,06	7,22**

Obs: R² ajustado é o coeficiente de determinação ajustado para representar a população e não a amostra. Os coeficientes beta são betas padronizados calculados com as variáveis independente e dependente normalizadas, para eliminar discrepâncias entre as suas dimensões; ** indica significância a 5% e * indica significância a 10%. Subperíodos: I de 25/1/91 a 28/2/92; II de 6/3/92 a 19/3/93; III de 26/3/93 a 8/4/94; IV de 15/4/94 a 28/4/95 e V de 5/5/95 a 17/5/96.

CONCLUSÕES

Nossos resultados indicam uma integração muito recente e, portanto, ainda instável, do mercado brasileiro com os mercados de ações internacionais. O mercado americano parece ser particularmente relevante para o mercado brasileiro, o que não é nenhuma surpresa diante da preferência das empresas brasileiras por emitir DRs no mercado dos Estados Unidos e por ser esse país o maior parceiro comer-

cial do Brasil. Por outro lado, pelo menos no período de análise mais recente, os movimentos internacionais refletidos no MSWI parecem ter influenciado o comportamento da Bovespa. Como esses resultados vêm do que foi observado nas últimas 110 semanas da amostra, consideramos nossa evidência para o Brasil como preliminar, ainda que indicativa de integração. É necessário que se espere mais alguns anos para que se verifique se essa tendência é permanente.

No caso da Argentina, a evidência que indica integração é bem menos consistente. Optamos por oferecer uma conclusão cautelosa. Parece-nos que não há nenhuma evidência de integração internacional do mercado argentino, que continua a ser apreçado por fatores locais com a exceção do prêmio de risco brasileiro, que é significativo em três dos cinco períodos de análise, particularmente nos dois últimos períodos. Sendo assim, a bolsa Argentina parece estar caminhando para a integração com o Brasil, mas ainda não mantém um nível de integração digno de nota com os principais mercados internacionais.

Como explicar as evidências de integração encontradas? O Mercosul é o fator comum à Argentina e ao Brasil mais marcante. Em 31/12/94 o Mercosul passou a existir formalmente; desde a assinatura do Tratado de Assunção em 26/3/91 as trocas comerciais entre o Brasil e a Argentina aumentaram significativamente. As exportações brasileiras para a Argentina passaram de 645 milhões de dólares em 1990 para 4 bilhões de dólares ao final de 1995. As exportações argentinas para o Brasil passaram de 1,4 bilhões de dólares em 1990 para 5,6 bilhões ao final de 1995. Um crescimento espetacular. Em 1995, 8,7% das exportações brasileiras iam para a Argentina, enquanto 39% das exportações argentinas vinham para o Brasil. Desses números, fica óbvio que o Brasil é mais importante para a Argentina do que a Argentina para o Brasil, em termos de mercado para o comércio exterior. O fluxo comercial entre os dois países, tanto no tempo quanto na direção, é consistente com o comportamento dos coeficientes indicativos de integração que encontramos. Podemos concluir que nossos resultados sugerem uma recente integração do mercado acionário brasileiro com os mercados internacionais e com o mercado argentino; por outro lado, dada a importância relativa muito maior do Brasil para a Argentina, o mercado argentino apresenta apenas integração regional com o Brasil, permanecendo parcialmente segmentado do resto do mundo. O evento primordial integrador das duas economias é obviamente o Mercosul.

NOTAS

¹ Os autores agradecem à *Económica* e à *Morgan Stanley Capital International Inc.* a permissão para utilização dos seus dados.

² Para detalhes sobre o Anexo IV e a evolução da regulamentação do investimento estrangeiro no Brasil ver ANDIMA (1996).

³ Também calculamos os retornos na forma de logaritmo da diferença para atenuar os efeitos da assimetria normalmente observada em séries temporais de retornos. Entretanto os resultados com os retornos na forma logarítmica são idênticos aos resultados com os retornos calculados pela equação 1 e não são apresentados neste trabalho.

⁴ As cotações das *Treasury Bills* são reportadas na forma de taxas de desconto bancário. Embora elas vençam em 91 dias, a prática de mercado americana estabelece dois dias para a liquidação financeira da operação, daí considerar-se que o vencimento de fato se dá em 89 dias. Finalmente, as taxas de desconto são anualizadas para 360 dias, enquanto nós consideramos um ano de 365 dias e 52 semanas no ano para calcular a taxa efetiva.

⁵ A palavra **incondicional** refere-se à utilização de retornos no modelo que não dependem de dados passados modelados de forma recursiva, como a variância passada no caso de modelos da família ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) de modelos. Harvey (1995) também testou modelos condicionais, que não apresentaram nenhuma melhora no aspecto predizente em relação aos modelos incondicionais. Nesse trabalho vamos lidar apenas com modelos incondicionais tradicionais.

⁶ *American Depositary Receipts* são recibos que representam ações brasileiras mantidas em custódia por um banco internacional. Para maiores detalhes ver ANDIMA (1996).

⁷ Essa metodologia foi primeiramente utilizada por Logue, Salant e Sweeney (1976).

⁸ Realizamos também um conjunto de testes utilizando quatro fatores, sendo o quarto a taxa de câmbio. Os resultados foram praticamente os mesmos e, portanto, optamos por apresentar os modelos mais simplificados constantes da Tabela 5. Apenas no período IV, tanto para a Argentina quanto para o Brasil, o câmbio foi significativo com coeficiente negativo, indicando que a apreciação das moedas argentina e brasileira contribuíram positivamente para os retornos de mercado. O período IV inclui a introdução do Real no Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDIMA.

Brasil para investidores estrangeiros - relatório econômico. Rio de Janeiro : ANDIMA, maio 1996.

BEKAERT, G.

Market integration and investment barriers in emerging equity markets. **World Bank Economic Review**, v. 9, p. 75-107, 1995.

COSTA JR., N. C. A;

LEAL, R. P. C.

Mercosul e globalização dos mercados de capitais : testes de causalidade. **Revista de Administração**, v. 32, n. 1, p. 80-88, 1997.

DIVECHA, A.;

DRACH, J.;

STEFEK, D.

Emerging markets : a quantitative perspective. **Journal of Portfolio Management**, v. 18, p. 41-50, 1992.

ERB, C. B.;

HARVEY, C. R.;

VISKANTA, T. E.

The making of an emerging market. **Emerging Markets Quarterly**, v. 1, n. 1, p. 14-19, 1997.

GRANGER, C. W.

Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v. 36, p. 424-438, 1969.

HARGIS, K.

The globalization of trading and issuance of equities from emerging markets. **Journal of Emerging Markets**, v. 2, n. 1, p. 05-21, 1997.

HARVEY, C. R.

Predictable risk and returns in emerging markets. **Review of Financial Studies**, v. 8, p. 773-816, 1995.

LOGUE, D. E.;

SALANT, M.;

SWEENEY, R. J.

International integration of financial markets : survey, synthesis, and results. In: STERN, C. H.; MAKIN, J. H.; LOGUE, D. E. **Eurocurrencies and the**

International Monetary System.

Washington, DC : American Enterprise Institute, 1976.

MERIC, I. et al.

Tests of the co-movement of Latin American equity markets. In: BUSINESS ASSOCIATION OF LATIN AMERICAN STUDIES (1977 : Rio de Janeiro). **Proceedings ...** Rio de Janeiro : BALAS, 1997. v. 1, p. 240-250.

PRICE, M. M.

Emerging stock markets : a complete investment guide to new markets around the world. New York : McGraw-Hill, 1994.

RATNER, M.;

LEAL, R. P.

Causality tests for the emerging markets of Latin America. **Journal of Emerging Markets**, v. 1, n. 1, p. 29-40, 1996.

SOLNIK, B.

The international pricing of risk : an empirical investigation of the world capital market structure. **Journal of Finance**, p. 365-378, May 1974.

SPSS.

SPSS Base System Syntax Reference Guide. Release 6.0, 1993.