

CAUSALIDADE NOS MERCADOS DE AÇÕES LATINO AMERICANOS

Ricardo P. Leal¹

Caixa Postal: 68514 Cidade Universitária
CEP: 21949-900 Rio de Janeiro/RJ Brasil
E-mail: ricardoleal@coppead.ufrj.br

Paulo F. Bocater^{2*}

¹ Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ
Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração ,
Centro de Estudos Em Finanças e Controle - Coppead/UFRJ
CEP: 21949-900 Rio de Janeiro/RJ Brasil

² Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro - PUCRIO
CEP: 22453-900 Rio de Janeiro/RJ Brasil

Resumo:

O renovado interesse pelos mercados latinos, juntamente com a abertura desses mercados aos investidores estrangeiros, levou-nos a estudar as relações entre esses mercados e os mercados americano e mundial. Os fatos recentes gerados pela crise mexicana sugerem que os mercados latinos estejam associados de alguma forma. Em particular, examinamos os quatro maiores mercados da região: a Argentina, o Brasil, o Chile e o México. Nossos resultados revelam que não há uma relação de causalidade entre os mercados da Argentina, Brasil e Chile e os mercados desenvolvidos. O único mercado latino que apresenta alguma associação a esses mercados é o mexicano. Somos forçados a concluir que é prematuro falar-se em integração de mercados e que o preço dos ativos nos mercados latinos é formado principalmente em função de fatores locais. Não se pode negar, porém, que quando eventos globais ou regionais ocorrem, estes mercados se movem em conjunto por um breve período de tempo. Exemplos desses fatores são a crise do México, em dezembro de 1994, a guerra no Golfo Pérsico e o crash da bolsa de Nova Iorque, em outubro de 1987.

* Os autores desejam agradecer à Morgan Stanley International Capital pela permissão do uso do Morgan Stanley World Index e do Emerging Markets Global - Latin America Index. Os autores também agradecem à Profa. Reena Aggarwal de Georgetown University pelo uso do seu banco de dados, à International Finance Corporation, pelo uso dos índices IFC, ao Fundo Monetário Internacional pelo uso de dados macro-econômicos do IFS CD-ROM database, e às bolsas de valores de São Paulo, Buenos Aires e da Cidade do México por fornecerem e permitirem o uso dos seus índices. Ricardo Leal gostaria de reconhecer o financiamento recebido pelo Small Business Development Center, no College of Business Administration, University of Nevada. Finalmente, gostaríamos de agradecer os comentários recebidos de Reena Aggarwal, Campbell Harvey, Mitchell Ratner e Michael Austin em versões anteriores deste trabalho.

CAUSALIDADE NOS MERCADOS DE AÇÕES LATINO AMERICANOS

A recente crise de balanço de pagamentos mexicana levou a bolsa naquele país a uma queda substancial. O chamado "efeito tequila" afetou outros mercados latinos e as conseqüências da crise mexicana não se limitaram ao México. As bolsas no Brasil e Argentina sofreram bastante. Vários ministros da área econômica da região apressaram-se em viajar até Nova Iorque para explicarem que não são como o México e que não devem ser penalizados diante das dificuldades naquele país. Os mercados emergentes latino-americanos tornaram-se uma alternativa importante para os investidores localizados em países desenvolvidos, particularmente nos Estados Unidos. As medidas de abertura dos mercados aos investidores estrangeiros introduzidas nos diversos países latinos da América juntamente com um período de baixa histórica das taxas de juros americanas levaram a um tremendo fluxo de capitais na direção norte-sul do continente. Dentre os maiores recebedores de divisas para investimento encontram-se o México, a Argentina e o Brasil. Segundo o Banco Mundial, a América Latina recebeu 30 por cento dos investimentos diretos estrangeiros do mundo em desenvolvimento entre 1989 e 1993 (Banco Mundial, 1995). O volume de debêntures emitido pelos países em desenvolvimento chegou a US\$ 59 bilhões. Entre os maiores emissores encontram-se os países latinos, em particular o Brasil, o México e a Argentina. Em termos de emissões internacionais de ações, o total foi de US\$ 12 bilhões em 1993, quase a metade original da América Latina e a maior parte do México (FMI, 1995). Os fundos de ações e de renda fixa que investem em ativos nos mercados latinos tornaram-se muito populares entre os investidores americanos.

O renovado interesse pelos mercados latinos, juntamente com a abertura desses mercados aos investidores estrangeiros, levou-nos a estudar as relações entre esses mercados e os mercados americano e mundial. Os fatos recentes gerados pela crise mexicana sugerem que os mercados latinos estejam associados de alguma forma. Esse trabalho pretende examinar o comportamento das séries temporais de retornos dos índices dos mercados latinos. Em particular examinaremos os quatro maiores mercados da região: a Argentina, o Brasil, o Chile e o México. Nossa intenção é investigar a influência dos demais mercados em um dos mercados latinos e a influência dos mercados mundiais e, em particular, do mercado norte-americano, sobre os mercados latinos.

Nosso interesse empírico é determinar se há causalidade entre os mercados latinos e os mercados desenvolvidos. Vamos examinar também relações de causalidade entre os mercados latinos individualmente. É importante conhecer essas relações uma vez que investidores nestes mercados podem utilizar-se destas relações para tentarem prever o comportamento desses mercados. De forma geral, os mercados emergentes de ações são mais previsíveis que os mercados desenvolvidos porque apresentam forte auto-correlação serial (Harvey, 1995). As correlações entre esses mercados é baixa (Aggarwal e Leal, 1995; Harvey, 1995; Mullin, 1993; Divecha, Drach e Stefek, 1992). Os fatos recentes sugerem que isso pode estar mudando. As baixas correlações indicam ganhos de diversificação importantes para os investidores estrangeiros. O maior grau de previsibilidade pode levar a ganhos anormais ajustados a risco. A motivação maior desse trabalho é investigar se esses possíveis benefícios são materiais e como essas propriedades de mercado mudaram no passado recente.

É importante destacar o que queremos dizer por causalidade. No sentido de Granger, causalidade não significa que um evento é causado por outro, como se poderia pensar. A causalidade no sentido de Granger significa que ao observarmos duas séries temporais, nós desejamos saber qual precede e qual segue ou se são contemporâneas (Maddala, 1992, p. 392 e Granger e Newbold, 1977). Essa definição de causalidade é restrita e não implica que uma série determine a outra, ambas podem estar sendo determinadas ou influenciadas por uma terceira série, não observável. Portanto, quando estudamos causalidade neste trabalho, não estamos afirmando que um mercado causa o outro no sentido comum da expressão. Estamos assumindo, sim, que um mercado causa outro no sentido de Granger, ou seja, que ele precede o outro. Nada mais. A causalidade entre mercados desenvolvidos foi examinada intensamente (Eun e Shim, 1989; Hamao, Masulis e Ng, 1990, entre outros). Observou-se que o mercado americano lidera ou precede os demais mercados desenvolvidos, como o Japão, Canadá, ou Reino Unido.

Outra definição importante é a de integração. Diz-se que dois mercados são integrados quando, ajustado a risco, o preço de dois ativos de mesmo risco é o mesmo nos dois mercados. É comum encontrar-se na literatura a menção ao maior grau de integração entre os mercados devido ao crescente grau de correlação entre eles. Neste trabalho, nós não tentamos determinar o grau de integração entre os mercados uma vez que é possível, teoricamente, que dois mercados sejam integrados e ainda assim mantenham correlação nula. Visando o rigor empírico, nos limitamos ao conceito de causalidade de Granger mas não rejeitamos a hipótese de que dois mercados sejam integrados quando a não se verifica causalidade. Por outro lado,

quando verificamos causalidade, acreditamos que isso sugira integração. Como para examinar a integração é necessário introduzir outros fatores de risco além dos índices dos mercados desenvolvidos, esse trabalho não examinará a questão da integração. O leitor pode verificar o papel de outros fatores de risco em mercados emergentes em Harvey (1995), Bekaert e Harvey (1995), Aggarwal, Inclan e Leal (1995), Errunza, Losq e Padmanabham (1992) e Claessens e Rhee (1994).

Nós utilizamos dados diários tanto em termos locais como em dólares americanos entre 1982 e 1995. Os índices diários ...

Os resultados indicam ...

LITERATURA ANTERIOR SELECIONADA

O número de estudos sobre os mercados emergentes de ações vem crescendo rapidamente. A maior parte dos estudos limita-se aos mercados asiáticos. A maior parte dos estudos anteriores limita-se às correlações entre os mercados. Esse tipo de estudo assume, implicitamente, que as relações entre os mercados são lineares e que há integração total, o que, obviamente, não pode ser verdadeiro. Uma lista incompleta de estudos recentes inclui: Aggarwal e Leal (1995); Mullin (1993); Divecha, Drach e Stefek (1992); Speidell e Sappenfield (1992); Cheung e Ho (1991) e Bailey e Stulz (1990). A conclusão em geral é que as correlação entre os mercados emergentes e os mercados nos E.U.A. e Japão está crescendo com o tempo mas que ainda é suficientemente baixa para permitir importantes ganhos de diversificação. É claro que uma correlação maior não implica necessariamente em maior integração uma vez que outros fatores comuns podem estar influenciando os mercados. Um candidato em potencial são os fluxos de capitais entre os países. Apesar do interesse crescente nos mercados emergentes, os fundos de pensão americanos não investem mais do que 5 por cento de suas carteiras em ativos internacionais indicando um tremendo potencial de crescimento dos fluxos de capitais para os mercados emergentes no futuro (Errunza, 1994). Outros autores sugerem que as correlações baixas podem dever-se ao aspecto não linear das relações entre os mercados (Mullin, 1993; Cheung, 1993). As correlações não parecem ser estáveis no tempo (Aggarwal e Leal, 1995; Cheung, 1993) e os mecanismos de transmissão entre os mercados são influenciados pela volatilidade dos mercados desenvolvidos (Bekaert e Harvey, 1995; Aggarwal, Inclan e Leal, 1995).

Corhay, Rad e Urbain (1994), Chan, Gup e Pan (1992), DeFusco, Geppert e Tsetsekos (1994), Leal e Austin (1996) usam raízes unitárias e co-integração para verificar a eficiência de vários mercados asiáticos. De forma geral, eles concluem em favor da independência entre esses mercados e os mercados desenvolvidos. Os índices de mercados desenvolvidos não podem ser utilizados para prever o comportamento desses mercados. Outros autores utilizando os métodos de razão de variâncias e de auto-regressão vetorial concluem que não há relações significativas entre os mercados asiáticos e os mercados desenvolvidos (Lo, Fung, Chen, Lai, 1993; Park e Fatemi, 1993). De forma geral, não parece ser possível a utilização de um índice de mercado desenvolvido para prever um mercado emergente. Se há uma relação entre eles ela ou é não-linear ou intra-dia. Há também evidência de que os mercados só tendem a se mover conjuntamente em períodos de grande volatilidade mundial, como no caso da Guerra do Golfo ou do “Crash” de 1987 (Aggarwal e Leal, 1995).

Para os mercados latinos a evidência empírica é mais limitada. Aggarwal, Inclan e Leal (1995) estudam a relação entre diversos mercados emergentes através da variância e das mudanças repentinas de variância. Eles concluem que a variância não varia com o tempo de forma suave, mas que mudanças institucionais ou econômicas geram mudanças abruptas no comportamento temporal da variância. Uma vez que se controle essas mudanças repentinas, num modelo do tipo ARCH¹ a variância pode ser considerada constante. Controlando para as mudanças repentinas de variância, não parece haver forte relação entre os mercados. Conclusão similar apresentam Aggarwal e Leal (1995) utilizando modelos econométricos mais simples.

O mercado norte-americano influi e transmite para outros mercados desenvolvidos as inovações nos retornos do índice de mercado². Os outros mercados desenvolvidos, por outro lado, não transmitem suas inovações para o mercado americano. Hamao, Masulis e Ng (1989) documentam transmissões de volatilidade no sentido do mercado americano para o japonês e o britânico mas não no sentido contrário. Outros autores documentam que o mercado americano influencia os mercados asiáticos enquanto outros mercados, incluindo o japonês, não parecem influenciar estes mercados significativamente (Liu, Pan e Hsueh, 1994; Leal e Austin, 1996). Roll (1992) revela que muitas das relações entre os mercados se dão através de

¹Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Esses modelos consideram que os retornos do presente são influenciados não só pelos retornos passados (autoregressão) como também pela variância passada dos retornos, que não é constante no tempo (heterocedasticidade). O modelo consiste de duas equações determinadas dinamicamente. Uma determina a variância condicional num instante do tempo e utiliza essa variância para determinar o retorno. O modelo é não-linear e os coeficientes são determinados por máxima verossimilhança. A família de modelos ARCH têm sido utilizada intensamente em finanças uma vez que permite que se acomode propriedades comuns nas séries temporais financeiras como heterocedasticidade, assimetria (modelos GARCH exponenciais), autoregressão e outros aspectos. O leitor pode procurar referências sobre esses modelos em Engle (1982) e Bollerslev, Chou e Kroner (1992).

um efeito "setor da economia" internacional. Há uma alta correlação entre empresas do mesmo setor em diferentes países. Mas Heston e Rouwenhorst (1994) sugerem que os fatores influenciados pelo setor da economia são dominados por fatores intrínsecos a cada país.

Alguns estudos tentaram criar modelos explicativos da variação dos retornos e da volatilidade entre países. Harvey (1995), por exemplo, mostra que a volatilidade dos diferentes mercados emergentes pode ser explicada pela concentração do mercado e pela concentração em certos setores da economia. O mesmo autor não consegue construir um modelo que preveja de forma significativa os retornos dos mercados. Harvey utiliza diversos fatores, como o preço do petróleo, o retorno do mercado americano, as taxas de juros internacionais, variações inesperadas de inflação, taxas de câmbio, entre outros num modelo de arbitragem e conclui que as únicas variáveis significativas são o mercado americano e as taxas de câmbio para o dólar. Mesmo assim, o poder explicativo dos modelos é baixo. Mullin (1993) sugere que os retornos parecem relacionados com a performance de exportação para os países asiáticos e que a volatilidade parece ser relacionada com a volatilidade nas taxas de câmbio e de inflação.

Hargis (1994) examina os diversos mercados latinos usando diversos modelos do tipo GARCH³ e conclui que esses modelos tem algum poder explicativo para o período posterior as medidas de liberação do acesso do investidor estrangeiro nesses mercados. Hargis e Aggarwal e Leal (1995) também concluem que quando há uma variação importante no mercado americano, como durante a guerra do Golfo Pérsico em 1991, esses mercados se movimentam em conjunto. Os movimentos conjuntos parecem ser mais fortes quando os eventos que os causam são de natureza negativa. Pode-se concluir que os vários trabalhos que examinam as relações entre os mercados emergentes através da volatilidade utilizando técnicas da família de modelos ARCH ou modelos de co-integração sugerem que os elos entre os mercados são fracos, particularmente para os mercados latinos, e que os diversos mercados parecem ser segmentados.

Em termos da melhor forma de modelar as séries temporais nesses mercados há uma tendência de se considerar os modelos da família ARCH/GARCH como mais apropriados. Esse tipo de modelo permite que haja autocorrelação na série, que a variância varie no tempo de forma suave, que haja assimetrias na distribuição dos retornos (modelos GARCH exponenciais) e que a distribuição seja leptocúrtica de caudas gordas modelando-se os

³De forma geral, chama-se de "inovação" à diferença entre o retorno de um período t e a média histórica.

retornos com distribuição de Student em vez da distribuição normal. O processo de resolução desses modelos é dinâmico e não linear através de métodos numéricos iterativos. Entre os diversos trabalhos que concluíram em favor do uso desses modelos estão Errunza, Hogan, Kini e Padmanabahn (1994) para diversos mercados emergentes além de outros estudos para mercados específicos como: Woo, Lai e Cheung (1995) para a Tailândia e Hong Cong, Nicholls e Tonuri (1995) para a Austrália, Hargis (1994) para a América Latina, Sewell, Stansel, Lee e Pan (1993) para Taiwan e Coréia, entre muitos outros.

Nosso plano de trabalho é verificar o comportamento das séries temporais dos principais mercados latino-americanos no passado recente e verificar se há causalidade no sentido de Granger entre cada mercado e os demais mercados desenvolvidos. Para tal, verificaremos qual o melhor tipo de modelo econométrico para cada mercado, considerando os índices americano e mundial como variáveis exógenas. A seção seguinte apresenta a metodologia juntamente com os nossos resultados.

AMOSTRA E RESULTADOS

A amostra consiste dos mercados de maior capitalização na América Latina: Argentina, Brasil, Chile e México. Além dos índices desses mercados nós utilizamos indicadores do mercado americano e os índices da *Morgan Stanley Capital International* para o mundo, a América Latina e os mercados emergentes. Os mercados menores na região, como Colômbia, Venezuela e Peru não foram incluídos porque não possuímos os dados para esses mercados. Mesmo assim, nosso estudo abrange cerca de 94,3 por cento da capitalização total de US\$ 450 bilhões dos mercados do Caribe e da América Latina em 1994 segundo a *International Finance Corporation* (1995). A Tabela 1 apresenta um sumário de medidas descritivas dos mercados em nossa amostra em dezembro de 1994. O Brasil era o maior mercado seguido do México. O mercado brasileiro, nosso maior mercado nesse estudo, era mais de 20 vezes menor do que o mercado americano. Em 1994 o mercado brasileiro era o 15º maior do mundo e o mexicano o 21º. A capitalização dos mercados emergentes na América Latina e Caribe era 3,0 por cento da capitalização mundial e 23,3 por cento da capitalização dos mercados emergentes, também segundo a *International Finance Corporation* (1995). O nível de concentração de um mercado está relacionado à volatilidade (Harvey, 1995b). O Chile era o mercado mais concentrado e o México o menos concentrado. O Brasil parecia ser o mercado

³*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic*, uma variação dos modelos ARCH em que a variância passada é calculada para todos as defasagens possíveis.

mais sub-avaliado. Tanto a relação preço-lucro como o valor de mercado em relação ao valor patrimonial indicavam em 1994 que o Brasil era o mercado mais barato entre os quatro mercados analisados neste trabalho. O nível de dividendos pagos no Brasil também era o menor entre os quatro mercados.

Os níveis diários dos índices de mercado foram obtidos desde janeiro de 1982 até abril de 1995. Os índices não incluem dividendos e os retornos calculados a partir desses índices refletem apenas os ganhos de capital. Uma vez que queremos medir variação nos preços e não de riqueza, acreditamos que isso não represente um problema. Os dados consistem de níveis de fechamento diários dos índices Merval (Argentina), Ibovespa (Brasil), IGPA (Chile), IPC (México) e S&P500 (E.U.A.). Também foram incluídos três índices computados pela *Morgan Stanley Capital International*: o *World Index* inclui 22 países⁴; o *EMG Latin America*, que inclui a Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela; e o *Emerging Markets Global* que consiste de 23 mercados emergentes⁵. A excessão do Ibovespa que é ponderado por liquidez, os demais índices são ponderados por valor e não incluem dividendos⁶.

Nesse trabalho utilizamos seis séries de retornos para cada país. Retornos em moeda local, nominais, e retornos em dólares americanos para séries de frequência diária, semanal e mensal. Os retornos em moeda local foram calculados segundo a equação 1. Os retornos semanais foram calculados entre a quarta-feira de uma semana e a quarta-feira da semana seguinte para evitar os efeitos das anomalias das segunda-feiras (veja Leal e Sandoval, 1994). Caso não houvesse negócios numa determinada quarta-feira, o índice de fechamento do primeiro dia de negócios imediatamente anterior foi utilizado. Os retornos mensais foram calculados utilizando o índice de fechamento do último dia de negócios de cada mês. Portanto, os retornos mensais medem os retornos sobre o mês de calendário para um número variável de dias de negócio. Para os retornos em dólares, as cotações das diversas moedas para o dólar americano foram obtidas do *Wall Street Journal*. No caso de feriados nos Estados Unidos, quando a cotação não é reportada, a cotação do dia foi imputada pela média dos dias imediatamente anteriores e posteriores ao feriado. Os retornos em dólares foram calculados segundo a equação 2.

⁴Os países são: Alemanha, Austrália, Austria, Bélgica, Canadá, Cingapura, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Holanda, Hong Cong, Irlanda, Itália, Japão, Malásia, Nova Zelândia, Noruega, Reino Unido, Suécia, e Suíça.

⁵Os mercados são: África do Sul, Argentina, Brasil, Ceilão, Chile, Colômbia, Coréia, Filipinas, Formosa, Grécia, Índia, Indonésia, Israel, Jordânia, Malásia, México, Paquistão, Peru, Portugal, Tailândia e Turquia.

⁶Nesse trabalho chamaremos o *World Index* de "Mercados Desenvolvidos", o *EMG Latin America* de "América Latina" e o *Emerging Markets Global* de "Mercados Emergentes".

$$rl_{i,t} = 100 \times \left[\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}} - 1 \right] \quad (1)$$

$$rd_{i,t} = 100 \times \left[\left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}} \div \frac{X_{i,t}}{X_{i,t-1}} \right) - 1 \right] \quad (2)$$

Onde: $rl_{i,t}$ e $rd_{i,t}$ são os retornos em moeda local e em dólares americanos, respectivamente. $I_{i,t}$ é o índice de fechamento para o país i no tempo t . O tempo t pode ser um dia qualquer de negócios, para retornos diários, uma quarta-feira ou dia anterior imediatamente mais próximo, para retornos semanais, ou o último dia de negócios do mês, para retornos mensais. $X_{i,t}$ é a taxa de câmbio do mercado i para o tempo t .

Para maior clareza, a Tabela 2 apresenta um sumário estatístico dos retornos mensais em moeda local e em dólares, omitindo os retornos diários e semanais. Segundo os coeficientes de variação dos retornos mensais em dólares verifica-se que o mercado argentino foi o que apresentou mais risco para cada 1 por cento de retorno. Os coeficientes de variação dos retornos locais é curiosamente menor porque os retornos nominais são mais elevados mas não significam, obviamente, retornos reais elevados dadas as altas taxas de inflação nos países latinos. Em dólares, o melhor desempenho em relação à volatilidade do mercado no período 1982-1995 foi o do Chile enquanto a Argentina impôs mais risco ao investidor. O Brasil também apresentou elevado grau de volatilidade. Como os retornos em dólares são mais elevados do que os dos mercados desenvolvidos, os coeficientes de variação não parecem tão ruins. Olhando-se apenas para o desvio padrão como medida de volatilidade, a volatilidade dos retornos em dólares dos mercados argentino e brasileiro é pelo menos 5 vezes maior do que a dos mercados desenvolvidos e a dos Estados Unidos. A volatilidade do mercado mexicano é quase 4 vezes a do mercado americano enquanto o mercado chileno é apenas 1,8 vezes mais volátil do que o mercado americano. De forma geral, em dólares, os mercados latinos são mais de duas vezes mais voláteis que os mercados desenvolvidos e 1,5 vezes mais voláteis que os mercados emergentes em geral, medidos pelos índices da *Morgan Stanley Capital International*.

A Tabela 3 apresenta uma análise das correlações ano a ano para retornos em moeda local e em dólares medidos ao dia, semana e ao mês⁷. De forma geral, somente o México

⁷Por simplicidade omitimos os retornos em dólares, que apresentam resultados semelhantes. As tabelas com os retornos em dólares podem ser obtidas com os autores.

apresenta uma relação linear consistente com os Estados Unidos a partir de 1990. Antes de 1990 os níveis de correlação são muito baixos para todos os países. A única exceção ocorre geralmente em 1987, ano do "crash" de outubro de bolsa de Nova Iorque. Na Tabela 3 pode-se observar que as correlações para 1987 quando se retira o mês de outubro não parecem ser mais altas do que em anos anteriores. Os demais países somente apresentam níveis de correlação significativos a partir de 1994. Portanto, a análise das correlações com os Estados Unidos medida para retornos diários, semanais e mensais parece indicar que somente muito recentemente pode ter havido relações significativas de causalidade no sentido de Granger. Os resultados das correlações com o índice para os mercados desenvolvidos não é, como se poderia esperar, diferente do que se encontrou para os Estados Unidos. Finalmente, o painel mais à direita da Tabela 3 mostra os resultados para as correlações entre os países latino-americanos. Os resultados também indicam que os níveis de correlação somente aumentaram a partir de 1994. Se há algum tipo de causalidade afetando os mercados latinos, esse efeito provavelmente só passou a ser significativo a partir do início dos anos 90⁸. A Figura 1 apresenta a evolução das médias das correlações a cada ano entre os países latinos e os Estados Unidos, o índice para países de desenvolvidos e entre si. Observa-se um pico em 1987 devido ao "crash". Os níveis pós 1987 parecem mais elevados do que antes de 1987, mas não muito acima de 20%, e parecem crescer a partir de 1993⁹.

O fato de não encontrarmos correlações significativas durante a maior parte do período de estudo indica, tão somente, que não parece haver uma relação linear simultânea entre os diversos mercados. Isto é, para retornos no mesmo período de calendário não há relação linear significativa. Nossos resultados, até agora, não descartam a hipótese de relações defasadas no tempo e de relações não lineares. Diante desses resultados, deve-se prosseguir para se verificar se a relação entre as variáveis é de natureza não-linear e se defasagens ajudam a identificar um modelo que explique a relação entre as variáveis. Na Tabela 4 mostramos a análise de correlações com defasagem entre os níveis dos índices da amostra. Como a série temporal de cada índice é obviamente não estacionária, as correlações referem-se à primeira diferença do índice, isto é, ao valor do índice no dia t menos o valor do índice no dia $t-1$. Utilizamos

⁸ Esse resultado é consistente com o de Guerreiro e Leal (1995) para o mesmo período utilizando uma estatística multivariada de correlação que capta o comportamento de todos os países latinos de uma só vez em lugar do que aqui reportamos, que capta uma relação linear entre duas variáveis de cada vez.

⁹ Não utilizamos, ao calcular as correlações, nenhum tipo de defasagem para ajustar a fusos horários diferentes. A hora de Buenos Aires é G-3 (Greenwich menos 3), a mesma hora de S. Paulo. Santiago está a G-4, a cidade do México a G-6 e Nova Iorque a G-5. Segundo a *International Finance Corporation*, os horários de operação das bolsas são: 11h às 15h em Buenos Aires, 9h30 às 13h e 15h às 16h30 em S. Paulo, 9h30 às 16h30 em Santiago, 8h30 às 2h no México. Todos esses horários de operação se sobrepõem ao horário de funcionamento da bolsa de Nova Iorque (9h às 15h). Portanto, preferimos não ajustar para as diferenças de fuso horário através de defasagens. O leitor deve

somente o período 1988-1995 uma vez que a análise anterior revelou que as correlações entre os países latinos e os demais mercados internacionais aumentou somente depois de 1987.

A Argentina e o México apresentam correlação significativa tanto com o S&P 500 como com o MSWI para todas as frequências examinadas. O Brasil não apresenta nenhuma correlação significativa no período para qualquer frequência ou índice. O Chile apresenta correlação significativa apenas para retornos diários. Na imensa maioria dos casos, quando há correlação significativa, ela parece ser concorrente (defasagem zero) e não de antecipação. Caso encontrássemos evidência de que um indicador internacional antecipa o que acontece num dos mercados emergentes com bastante antecedência isso seria indicativo de forte ineficiência informacional do mercado. Como os indicadores internacionais são, na melhor das hipóteses, concorrentes, se houve liderança ela ocorre de forma "intra-dia", ou seja, durante o transcorrer dos negócios de um dia. Como não dispomos de dados horários sobre o valor dos índices, não podemos descartar a hipótese de que os mercados internacionais lideram os mercados latinos "intra-dia". Por outro lado, não encontramos evidência de liderança para prazos mais longos, o que sugere não haver problemas graves de ineficiência dos mercados. Finalmente, cabe destacar, que ao encontrarmos correlações para o mesmo período de tempo significativas, isso não implica em integração. Para testar a integração dos mercados teríamos que conceber um modelo internacional de apreçamento de ativos e verificar se o preço de ativos de mesmo risco em diferentes mercados é o mesmo. Isso foge ao objetivo deste trabalho (veja Harvey, 1995a, por exemplo).

Os resultados na Tabela 4 nos levaram a optar por modelar as séries temporais dos índices dos mercados latinos utilizando o índice da *Morgan Stanley Capital International* como indicador concorrente para os países e frequências em que essa relação é significativa. A Tabela 5 apresenta um diagnóstico da fase de identificação dos modelos para cada série temporal. É bom lembrar, novamente, que estamos utilizando os níveis dos índices e não os retornos. Os modelos foram identificados conforme o método sugerido por Box e Jenkins (veja Hamilton, 1994, por exemplo). Em todos os casos, para minimizar a estacionaridade, utilizamos a primeira diferença entre níveis subsequentes dos índices. Todos os modelos são, portanto, integrados de ordem 1, ou $I(1)$ ¹⁰. Na Tabela 5 representamos os modelos pela notação tradicional: ARIMA(p,d,q) onde p é a defasagem do termo de autoregressão, q é o

considerar que os horários de funcionamento podem ter mudado e que existe a prática do "horário de verão" em diversos países, inclusive nos Estados Unidos, que altera o horário padrão nas cidades onde as diversas bolsas estudadas se encontram.

¹⁰ O exame dos diagramas de autocorrelação e autocorrelação parcial das primeiras diferenças sugeriu que apenas uma diferença seria o suficiente para minimizar os problemas de não estacionaridades. Os diagramas não são apresentados aqui mas estão disponíveis através de solicitação direta aos autores.

termo da defasagem da média móvel dos erros e d é o número de diferenças, no caso 1 para todos os modelos. A idéia geral do processo de identificação é se encontrar um modelo com tantos termos autoregressivos e de média móvel que sejam necessários, com parcimônia, para que os resíduos do modelo fiquem reduzidos a ruído branco (“*white noise*”). O *white noise* é um processo estocástico totalmente aleatório e, portanto, imprevisível. Como utilizamos a primeira diferença para todos os modelos, o valor esperado teórico para essas diferenças, caso elas se comportem como um *random walk*, seria zero. Por isso, não utilizamos uma constante nos modelos uma vez que os valores não deveriam ter um nível de partida inicial diferente de zero. A análise das correlações na Tabela 3 sugere que as relações lineares passarem a ser mais intensas e consistentes após 1988. Nos nossos testes que seguem analisamos apenas o período 1988-1995. Finalmente, um modelo é tão bom quanto as previsões que fornece. Por isso, utilizamos o período 1988-1993 como o período de estimação do modelo. Posteriormente, utilizamos o modelo encontrado para 1988-1993 para projetar o valor do índice de cada mercado no período de verificação, de janeiro de 1994 a abril de 1995. Para reduzir o tempo de processamento, as previsões diárias foram feitas para períodos de 20 dias e as semanais para períodos de 5 semanas.

O painel A da Tabela 5 mostra os modelos para retornos diários. Apenas a Argentina e o México apresentaram alguma relação linear com os índices americanos e mundial na Tabela 4 e portanto somente estes países tiveram uma variável explicativa exógena incluída no modelo. No caso, o índice mundial concorrente e com uma defasagem, conforme sugerido pelos resultados da Tabela 4. Somente no caso do México o índice mundial manteve uma relação linear significativa¹¹. A Argentina e o Brasil necessitam de vários termos autoregressivos além de um de média móvel cada um. O Chile demandou o modelo mais simples, ARIMA (1,1,0) com apenas um termo. Para o México ajustamos um modelo ARIMA (1,1,1) com 1 termo autoregressivo e um termo de média móvel. Nas colunas de diagnóstico dos modelos, tanto para as previsões como para os resíduos, pode-se verificar que o processo de identificação não foi bem sucedido para a frequência diária. Primeiramente, todos os países, exceto o Chile, apresentam heterocestaticidade nos resíduos. Uma das hipóteses acerca dos resíduos de um modelo ARIMA é que eles serão homocedásticos, ou seja, que sua volatilidade não varia no tempo. Nós testamos um tipo especial de heterocestaticidade em que resíduos de valor absoluto elevado se concentram. Do ponto de vista prático, isto quer dizer

¹¹ Para considerar que um coeficiente é significativo temos que assumir que a distribuição dos coeficientes do modelo é normal, o que pode não ser verdade.

que períodos de grande volatilidade são seguidos de outros períodos de grande volatilidade. Esse processo de aglomeração da volatilidade foi introduzido e modelado por Engle (1982) nos modelos da família ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)¹². O teste para a presença de efeitos ARCH é dado pelo coeficiente TR^2 que é o produto do número de observações pelo R^2 da regressão:

$$\varepsilon_{i,t}^2 = \alpha + \varepsilon_{i,t-1}^2 + \phi_{i,t} \quad (3)$$

Onde $\varepsilon_{i,t}^2$ é o resíduo quadrado do modelo ARIMA para o país i no tempo t ou $t-1$. Pela equação pode-se verificar que auto-regredimos o resíduo quadrado sobre a sua primeira defasagem. $\varepsilon_{i,t}$ é o resíduo do modelo. O produto do número de observações pelo R^2 da equação é um número com distribuição χ^2 com 1 grau de liberdade. A estatística mostrada na tabela dá a probabilidade de coeficientes TR^2 menores do que o coeficiente encontrado. Para maiores detalhes veja Engle (1982) ou Bollerslev, Chou e Kroner (1992).

Além do problema de efeitos ARCH, a Argentina e o Brasil apresentaram autocorrelação serial nos resíduos. Apesar dos modelos que sugerimos terem muitos termos, ainda assim não fomos bem sucedidos ao tentar reduzir a série temporal de primeira diferença do Merval e do Ibovespa a ruído branco. Finalmente, o teste U de Theil indica a qualidade da previsão. Se ficar próximo de 1 o coeficiente indica que as previsões do modelo não são melhores do que utilizarmos a premissa de que não haverá mudança na série a partir do último valor. Um coeficiente bem menor do que 1 indica que o modelo é bem sucedido. Como se pode observar, nenhum dos modelos para a frequência diária tem poder preditivo. Podemos concluir que, embora pareça haver possibilidade de se prever o comportamento dos índices dos mercados latinos, os modelos ARIMA não são adequados. A única exceção foi o índice IPGA do Chile, cujos resíduos foram reduzidos a ruído branco por um modelo ARIMA (1,1,0). Uma conclusão precipitada pode nos levar a acreditar que o mercado chileno é mais eficiente que os demais.

O Painel B da Tabela 5 mostra os resultados para a frequência semanal. Foram utilizados os valores de fechamento das quartas-feiras para que se evite efeitos de anomalias como o efeito segunda-feira (veja Leal e Sandoval, 1994). Todos os países foram modelados segundo um processo ARIMA (1,1,1). A Argentina e o México tiveram o valor concorrente do índice mundial incluído no modelo como variável exógena, conforme sugerido pela Tabela

¹² Os modelos ARCH tem amplas aplicações em economia e finanças. O leitor interessado pode rever centenas de aplicações em Bollerslev, Chou e Kroner (1992).

4. O índice mundial só mantém relação linear significativa com o índice mexicano. Os problemas de autocorrelação serial dos resíduos desapareceram para a frequência semanal. Entretanto, todos os países, exceto o Chile, continuam a apresentar efeitos ARCH. A qualidade preditiva dos modelos semanais também não é boa uma vez que todos os coeficientes do U de Theil estão próximos da unidade. As conclusões para a frequência semanal são praticamente as mesmas do que as da frequência diária: os modelos não reduzem os resíduos a ruído branco e não tem poder preditivo. No caso do Chile, os resíduos são novamente ruído branco e não há razão para se procurar outro modelo, embora o modelo que oferecemos não tenha sido eficaz nas suas previsões.

Finalmente, o Painel C da Tabela 5, mostra os modelos para a frequência mensal. Novamente, o índice mundial só é significativo no caso do México. A série das primeiras diferenças dos índices no fim de cada mês para o Chile já apresenta as características de um *random walk* sem que seja necessário que se introduza termos de autoregressão ou de média móvel. Embora também não existam problemas de autocorrelação serial nos resíduos, a heterocedasticidade condicional persiste tanto na Argentina como no México. No caso do Brasil, um modelo ARIMA (1,1,1) foi capaz de reduzir os resíduos a ruído branco. Mais uma vez, o mercado chileno parece ser o menos previsível.

Um sumário do que encontramos até agora parece ser adequado neste momento. Ao examinarmos relações de natureza linear encontramos indicações de que elas são mais significativas a partir de 1988 em geral. Também encontramos evidência de que os índices americano e mundial podem causar no sentido de Granger os mercados da Argentina e do México. Modelamos, então, as séries temporais de cada mercado a partir de 1988 para períodos diários, semanais e mensais. Os modelos ARIMA diários não se saem bem e não conseguem reduzir os resíduos a ruído branco, imprevisíveis, nos casos da Argentina, do Brasil e do México. Isso sugere que há outros fatores que devem ser incluídos como variáveis exógenas e que o modelo está sub-estimado. O índice mundial não é suficiente para explicar os retornos e devem haver outros fatores de natureza local ou internacional que afetem os mercados. No caso do Chile, depois de considerada uma defasagem cujo coeficiente não é significativo, o mercado não parece ser previsível através de um modelo linear. Nos demais casos, os termos de autoregressão são significativos e parece haver possibilidade de previsão no curtíssimo prazo. Como fizemos previsões para cada 20 dias, não fomos bem sucedidos. (CABE RODAR DE NOVO PARA PREVISÕES DIARIAS POR UM PERÍODO MAIS

CURTO). Os modelos para a semana e o mês se saem um pouco melhor. O índice mundial continua sendo significativo apenas para o México. Há uma certa persistência ou memória no processo semanal e mensal uma vez que os termos de autoregressão de primeira ordem são significativos. De forma geral, a série temporal dos índices tem memória nos diversos períodos analisados, todos os mercados exceto o Chile, apresentam concentração de períodos de alta volatilidade e uma memória na variância da série. É possível que a combinação da memória representada pelos termos de autoregressão conjuntamente com a memória da variância combinados num modelo ARCH apresentem melhores resultados do que os modelos ARIMA. Cabe dizer que a existência de uma memória na série da primeira diferença do índice sugere que os mercados latinos são ineficientes na forma fraca e, portanto, previsíveis.

Prosseguimos então para ajustar modelos da família ARCH aos países que apresentaram essa propriedade: Argentina, Brasil e México, no caso de retornos diários e semanais e Argentina e México no caso de retornos mensais. Um modelo ARCH pode ser descrito conforme

TABLE 1
Emerging Markets Profile as of December 1994

Country	Market Capitalization (in US\$ Billions)	Number of Listed Companies	P/E Ratio Relative to Morgan Stanley World Index P/E of 23.20	Price to Book Ratio Relative to Morgan Stanley World Index Price to Book of 2.18	Dividend Yield Relative to Morgan Stanley World Index Dividend Yield of 2.40%	10 Largest Corporations as a Percentage of the Country's IFC Index Capitalization
Argentina	39.9	156	.76	.65	1.21	41.7
Brasil	189.2	544	.56	.29	.27	34.5
Chile	68.2	279	.92	1.17	1.00	46.4
México	130.2	206	.74	.99	.76	33.8
Estados Unidos	5081.8	7770	.73	1.20	1.21	n/a

Source: Emerging Markets Factbook, International Finance Corporation, 1995.

TABLE 2
Estatísticas Descritivas a Partir de Retornos Mensais em percentual (Janeiro 1982 a
Abril de 1995)

País	Média	Desvio Padrão	Coefficien te de Variação	Curtose	Assimetria	Mínimo	Máximo	Número de Observações
Retornos em US\$								
Argentina (Merval)	3.64*	24.11	6.62	6.66*	1.78*	-60.86	119.66	159
Brasil (Ibovespa)	4.11*	23.72	5.77	.97*	.58*	-65.92	81.79	159
Chile (IPGA)	1.59*	7.93	4.99	-.24	-.10	-19.93	20.76	157
México (IPC)	3.00*	16.02	5.34	2.83*	-.69*	-60.60	53.00	159
E.U.A. (S&P 500)	1.00*	4.32	4.32	4.63*	-.68*	-21.76	13.18	159
Mercados Desenvolvidos	1.04*	4.23	4.07	1.83*	-.43*	-17.12	11.57	160
América Latina ¹	2.81*	9.64	3.43	.60	-.17	-25.49	24.22	88
Mercados Emergentes ¹	1.62*	6.61	4.08	.18	-.43	-18.21	19.20	88
Retornos em Moeda Local								
Argentina (Merval)	16.27*	39.53	2.43	17.65*	3.67*	-35.53	266.66	159
Brasil (Ibovespa)	21.18*	29.34	1.39	.39	.54*	-56.17	114.25	159
Chile (IPGA)	3.04*	7.02	2.31	-.34	.15	-14.48	20.74	157
México (IPC)	6.00*	13.80	2.30	1.13*	-.21	-43.19	43.66	159
Mercados Desenvolvidos	.86*	3.94	4.58	4.69*	-.99*	-19.73	9.95	160
América Latina ¹	10.24*	10.71	1.05	.55	.12	-14.53	42.52	88
Mercados Emergentes ¹	3.49*	6.82	1.95	1.18*	-.17	-17.70	23.96	88

Notas:

* significativo a 5% assumindo que os retornos tenham uma distribuição t

¹ série inicia em Janeiro de 1988

TABLE 3
Correlations Among Selected Market Indices and Periods with US\$ and Local Currency Returns

TABELA 4
Correlações com Defasagens para o Período 1988-1995 para a Primeira Diferença dos Índices em Níveis

Variável Independente	Frequência	Correlações Significativas: Número da Defasagem (Coeficiente/Erro Padrão)			
		Argentina	Brasil	Chile	México
S&P 500 (EUA)	Diária com 20 defasagens	0 (.118/.024) -1 (.081/.024)	**	0 (.095/.024) -1 (.081/.024)	0 (.118/.024) -1 (.120/.024)
	Semanal com 7 defasagens	0 (.217/.051)	**	**	0 (.223/.051)
	Mensal com 3 defasagens	0 (.316/.107)	**	**	0 (.267/.107)
<i>Morgan Stanley Capital International World Index</i>	Diária com 20 defasagens	0 (.139/.023)	**	0 (.108/.023)	0 (.134/.023)
	Semanal com 7 defasagens	0 (.238/.051)	**	**	0 (.230/.051)
	Mensal com 3 defasagens	0 (.316/.107)	**	**	0 (.363/.107)

Nota:

*** Nenhuma correlação significativa foi encontrada

TABELA 5

Modelos de Séries Temporais Escolhidos para cada País no Período 1988-1993.

ARIMA é um modelo de média móvel, autoregressivo, integrado. AR(n) é o componente autoregressivo de ordem n. MA(n) é o componente de média móvel de ordem n. Todos os modelos são integrados de ordem 1, ou seja, utilizou-se a primeira diferença dos índices.

MSWI é o índice mundial da *Morgan Stanley Capital International*. Theil U é uma estatística para a qualidade das previsões dos modelo. Para um Theil U próximo de 1 o modelo não apresenta vantagem sobre uma previsão que usa simplesmente a média história. Um Theil U abaixo de 1 significa que o modelo é melhor que a média histórica.

O Q(n) de Ljung-Box dá o grau de autocorrelação dos resíduos de cada modelo na defasagem (n). O TR² é um número com distribuição qui quadrada e indica se há efeito ARCH (heterocetasticidade condicional autoregressiva), ou seja, se os resíduos de alto valor tendem a se conglomerar no tempo.

			Qualidade da Previsão Theil U (Primeira Previsão)	Diagnóstico dos Resíduos Auto Correlação Q(36)	ARCH TR ²
	Modelo	Coeficiente/Erro Padrão			
Painel A: Frequência Diária					
Argentina	ARIMA (3,1,1) c/ MSWI (0,1)	AR(1) 1.087*/.029 AR(2) -.161*/.037 AR(3) .060*/.0263 MA(1) -.951*/.015 MSWI(0) .2406/.1618 MSWI(1) .2465/.1610	.988	67.35*	31.61*
Brasil	ARIMA (1-3-4,1,5)	AR(1) .169*/.025 AR(3) .0487/.025 AR(4) .043/.025 MA(5) .086*/.026	1.012	42.53	49.29*
Chile	ARIMA (1,1,0)	AR(1) .048/.025	1.000	12.41	.01
México	ARIMA (1,1,1) c/ MSWI (0)	AR(1) .558*/.189 MA(1) -.477*/.200 MSWI(0) .553*/.076	1.012	51.15*	318.13*
Painel B: Frequência Semanal					
Argentina	ARIMA (1,1,1) c/ MSWI(0)	AR(1) .932*/.035 MA(1) -.770*/.062 MSWI(0) .191/.329	1.011	32.07	12.08*
Brasil	ARIMA (1,1,1)	AR(1) .196*/.056 MA(1) -.999*/.009	.999	44.92	6.05*
Chile	ARIMA (1,1,1)	AR(1) .811*/.091 MA(1) -.641*/.119	1.039	38.19	.05
México	ARIMA (1,1,1) c/ MSWI(0)	AR(1) -.455*/.221 MA(1) .581*/.206 MSWI(0) .686*/.167	.982	38.13	10.78*
Painel C: Frequência Mensal					
Argentina	ARIMA (1,1,0) c/ MSWI(0)	AR(1) .299*/.114 MSWI(0) .419/.960	.866	21.14	6.19*
Brasil	ARIMA (1,1,1)	AR(1) 1.013*/.009 MA(1) -.971*/.039	.894	20.08	2.13
Chile	ARIMA (0,1,0) “White Noise”	n/a	n/a	n/a	n/a
México	ARIMA (0,1,0) c/ MSWI (0)	MSWI(0) 1.147*/.306	.879	15.44	7.54*

REFERÊNCIAS

- Aggarwal, R., C. Inclan, R. Leal, 1995, "Linkages and Sudden Changes in Variance in Emerging Markets", *Journal of European Financial Management*, no prelo.
- Aggarwal, R. e R. Leal, 1995, "Linkages and Volatility in Emerging Capital Markets", in G. Tsetsekos and M. Papaioannou, editores, *Portfolio Management and Hedging Strategies for Emerging Capital Markets*, , Irwin, no prelo.
- Bailey, W. e J. Jagtiani, 1994, "Foreign Ownership Restrictions and Stock Prices in the Thai Capital Market," *Journal of Financial Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 57-87.

Bailey, W. e R. Stulz, 1990, "Benefits of International Diversification: the Case of Pacific Basin Stock Markets," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 16, pp. 57-61.

Bekaert, G. e C. Harvey, 1995, "Time-Varying World Market Integration," *Journal of Finance*, no prelo.

Bollerslev, T., R. Chou, K. Kroner, 1992, "ARCH Modelling in Finance: A Review Of The Theory And Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, Vol. 52, p. 5-59.

Campbell, J.Y. e Y. Hamao, 1992, "Predictable Stock Returns in the United States and Japan: A Study of Long-Term Capital Market Integration," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 1, p. 43-69.

Chan, K.C., B.E. Gup, e M. Pan, 1992, "An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Markets and the United States," *Financial Review*, Vol. 27, No. 2, pp. 289-307.

Cheung, C.S. e J. Lee, 1993, "Integration vs. Segmentation in the Korean Stock Market," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 20, No. 2, pp. 267-273.

Cheung, Y.L. e Y.K. Ho, 1991, "The intertemporal stability of the relationship between the Asian emerging markets and the developed equity markets," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 18, No. 2, pp. 235-254.

Cheung, Y.L., 1993, "A Note on the Instability of the Intertemporal Relationships Between the Asian-Pacific Equity Markets and the Developed Markets: a Non-Parametric Approach," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 20, No. 2, pp. 229-236.

Claessens, Stijn, e Moon-Whoan Rhee, 1994, "The Effect of Equity Barriers to Equity Investment in Developing Countries," in Jeffrey A. Frenkel, editor, *The Internationalization of Equity Markets*, The University of Chicago Press, pp. 231-271.

Corhay, A., A. T. Rad, e J.P. Urbain, 1994, "Co-movements and dynamic interrelationships in the pacific basin stock markets." in Bos, T. and T. Fetherston, editors, *Research in International Business and Finance*, Vol. 1B, pp. 93-105.

DeFusco, R., J. Geppert, e G. Tsetsekos, 1994, "Emerging Capital Markets: Results from Cointegration Tests", working paper.

Divecha, A.B., J. Drach, e D. Stefek, 1992, "Emerging Markets: A Quantitative Perspective," *Journal of Portfolio Management*, Fall, pp. 41-50.

Engle, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 391-407.

Errunza, V., 1994, "Emerging Markets: some new concepts," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 20, No. 3, pp. 82-87.

- Errunza, V., E. Losq, P. Padmanabhan, 1992, "Test of Integration, Mild-Segmentation and Segmentation Hypothesis", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, No. 5, p. 949-972.
- Errunza, V., K. Hogan Jr., O. Kini, e P. Padmanabhan, 1994, "Conditional Heteroskedasticity and Global Stock Return Distributions," *Financial Review*, v. 29, n. 3, p. 293-317.
- Eun, Cheol S. and Sangdal Shim, 1989, "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, No. 2, p. 241-256.
- Granger, C. e P. Newbold, 1977, *Forecasting Economic Time Series*, New York: Academic Press.
- Guerreiro, J. e R. Leal, 1995, "An Application of Multivariate Mutual Information with Emerging Stock Markets," *Information Sciences*, no prelo.
- Hamao, Y.R., R.W. Masulis, e V. Ng, 1990, "Correlation in Price Changes Across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, Vol.3, No.1, p. 281-307.
- Hamilton, J.D., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hargis, K., 1994, "Time-Varying Transmission of Prices and Volatility: Latin American Equity Markets: 1988-1994," University of Illinois at Urbana-Champaign Working Paper.
- Harvey, C. R., 1995a, "Predictable Risk and Returns in Emerging Markets," *Review of Financial Studies*, no prelo.
- Harvey, C. R., 1995b, "The Cross-Section of Volatility and Autocorrelation in Emerging Markets," *Finanzmarkt und Portfolio Management*, no prelo.
- International Finance Corporation, 1995, "Emerging Stock Markets Facbook 1995".
- Leal, R. e M. Austin, 1996, "Time Series Properties of Emerging Markets," in *Advances in Pacific Basin Financial Markets Vol. II*, T. Bos and T. Fetherston, editores, JAI Press, no prelo.
- Leal, R. e E. Sandoval, 1994, "Anomalias nos Mercados de Ações dos Países em Desenvolvimento," *Anais do 18º Encontro Anual da ANPAD*.
- Liu, Y. Angela, Ming-Shiun Pan, L. Paul Hsueh, 1994, *Volatility Spillover Effects in the U.S. and Pacific-Basin Stock Markets*, Working Paper, National Chung Cheng University.
- Lo, W.C., H.G. Fung, S.K. Chen, e G.C. Lai, 1993, "Dependency in Pacific-Basin Stock Returns," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 2, No. 3, pp. 199-210.
- Maddala, G.S., 1992, *Introduction to Econometrics*, MacMillan.
- Mullin, J., 1993, "Emerging Equity Markets in the Global Economy," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Summer, pp. 54-83.

- Nicholls, D. e D. Tonuri, 1995, "Modelling Stock Market Volatility in Australia," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 22, No. 3, pp. 377-396.
- Park, J. e A. Fatemi, 1993, "The Linkages Between the Equity Markets of Pacific-Basin Countries and Those of the U.S. and Japan: a Vector Autoregression Analysis," *Global Finance Journal*, Vol. 4, No. 1, pp. 49-64.
- Reston, Steven L. e K. Geert Rouwenhorst, 1994, "Does industrial structure explain the benefits of international diversification?," *Journal of Financial Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 3-27.
- Roll, Richard, 1992, "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices," *Journal of Finance*, Vol.47, No.1, p. 3-42.
- Sewell, S., S. Stansell, I. Lee, e M. Pan, 1993, "Nonlinearities in Emerging Foreign Capital Markets," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 20, pp. 237-248.
- Speidell, L.S. e R. Sappenfield, 1992, "Global diversification in a shrinking world," *Journal of Portfolio Management*, Fall, Vol. 19, No. 1, pp. 57-67.
- Theodossiou, P., G. Koutmos, C. Negakis, 1993, "The Intertemporal relation between the U.S. and Greek Stock Markets: A Conditional Variance Tale Analysis," *The International Journal of Finance*, Vol. 5, No. 2, p. 492-508.
- Woo, C., A. Lai, Y. Cheung, 1995, "Specification Tests Of A Market Model Of Asia-Pacific Stock Returns: Thailand And Hong Kong," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 22, No. 3, pp. 363-375.