BBR
BRAZILIAN BUSINESS REVIEW
Vol. 5, No.1
Vitória-ES, Jan – Abr 2008
p. 51-72 *ISSN 1807-734X* *DOI: http://dx.doi.org/10.15728/bbr.2008.5.1.4*

Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina

Eurilton Araújo †
IBMEC – SP

Felipe Augusto da Silva Bastos ‡
IBMEC – SP

RESUMO: O presente trabalho aplica a metodologia de vetor auto-regressivo (VAR) para investigar as relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação para Brasil, Chile, México e Argentina entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005. A primeira conclusão é que os resultados de todos os países não são bastante parecidos. Finalmente, conclui-se que choques de política monetária parecem ser relevantes para os mercados acionários na América Latina. Contudo essa evidência é frágil. Por outro lado, existe uma baixa sensibilidade dos retornos acionários frente às variáveis de atividade econômica e inflação.

Palavras-chave: vetor auto-regressivo, relações dinâmicas, mercado acionário.

Recebido em 29/12/2007; revisado em 02/03/2008; aceito em 19/04/2008.

Correspondência com autores:
† Professor at the IBMEC-SP
Rua Quata, 300, Vila Olímpia,
São Paulo, SP, Brasil, CEP
04546-042
e-mail: euriltona@isp.edu.br

‡ *IBMEC-SP*
Rua Quata, 300, Vila Olímpia,
São Paulo –SP, Brasil, CEP 04546-042
e-mail: felipeasb@hotmail.com

Nota do Editor: *Este artigo foi aceito por Alexsandro Broedel Lopes.*

1. INTRODUÇÃO

A relação entre retornos acionários e variáveis macroeconômicas é um tema recorrente na área de Finanças. Porém, poucos estudos se concentraram em países da América Latina. Portanto, o objetivo do presente trabalho é estudar a relação entre retornos acionários e variáveis macroeconômicas através da especificação e análise de vetores auto-regressivos, estendendo o artigo de Lee (1992) para uma amostra de países latino-americanos, da mesma maneira que Canova & De Nicoló (1997) fizeram para Estados Unidos, Reino Unido, Japão e Alemanha. O objetivo é entender como variáveis macroeconômicas afetam retorno de ações em países importantes da América Latina.

Os países utilizados são Brasil, Chile, México e Argentina. Esses países possuem os mercados acionários mais bem estabelecidos da América Latina (Chen et al, 2002). Além disso, esses países exportam *commodities* similares, possuem comércio significativo e investimentos substanciais entre eles.

Já as variáveis utilizadas são inflação, retorno acionário, taxa de juros e atividade econômica. Decidimos não usar o câmbio por algumas razões. Primeiro, o interesse do trabalho está mais atrelado a condições macroeconômicas domésticas para cada país e não na inter-relação em termos de fluxo de capitais ou comércio internacional. Segundo, a inclusão de uma variável adicional aumentaria enormemente o número de parâmetros a serem estimados, comprometendo qualquer tipo de inferência. Entendemos que a análise do papel de fluxos internacionais de capitais e da relação entre mercado de câmbio e mercado de ações é tema para outro projeto de pesquisa e, portanto, nos concentramos nas variáveis mencionadas no título deste trabalho.

Conclui-se que não existe um padrão de relação entre essas variáveis que seja válido para todos os países. Além disso, a relação entre as variáveis macroeconômicas e o retorno de ações é fraca. Existe alguma evidência de uma relação entre taxas de juros e retornos. Porém, mesmo essa evidência, não é robusta.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 sumariza a literatura relevante, a seção 3 analisa os dados utilizados no estudo empírico; a seção 4 detalha o modelo empírico; a seção 5 apresenta e discute os resultados obtidos; e a última seção conclui o trabalho.

2. REVISÃO DA LITERATURA

O objetivo dessa seção é sumarizar os resultados obtidos por outros estudos semelhantes a este artigo. Procuramos abordar um bom número de artigos relevantes. Contudo, até onde temos conhecimento, nenhum deles procura comparar as evidências para países da América Latina.

Geske & Roll (1983) estudaram a relação entre os retornos acionários e variáveis macroeconômicas para os Estados Unidos. Os resultados encontrados mostram uma relação negativa entre os retornos dos ativos e a taxa de inflação. Os resultados desse estudo são consistentes com a hipótese de Fama (1981). Para Fama, a relação negativa entre os retornos dos ativos e a inflação não é uma relação causal, mas sim uma *proxy* da relação positiva entre os retornos dos ativos e as variáveis reais.

Darrat & Mukherjee (1986), estudaram as relações de causalidade entre os retornos dos ativos e algumas variáveis macroeconômicas (oferta monetária, taxa de juros de curto e de longo prazo, uma *proxy* da demanda agregada e taxas de inflação) para o mercado indiano

entre 1948 e 1984. Estes autores procuram analisar a eficiência informacional do mercado financeiro na forma semi-forte, que segundo Fama (1970), ocorre se os preços correntes dos ativos refletem não somente as mudanças nos preços passados dos ativos, mas também todas as informações públicas relevantes. Os resultados encontrados indicam que existe uma defasagem significativa entre os retornos dos ativos e o crescimento da oferta monetária, denotando, assim, uma ineficiência informacional do mercado. Outro resultado indica que a taxa de juros de longo prazo tem um forte impacto negativo sobre os retornos dos ativos, sugerindo que os participantes do mercado indiano vêem os títulos de longo prazo e ações como sendo substitutos brutos. E finalmente, um último resultado mostra que a inflação exerce algum efeito negativo sobre os retornos acionários, indicando que as ações não são um bom seguro contra a inflação.

Lee (1992) propôs investigar as relações de causalidade e as interações dinâmicas entre os retornos das ações, as taxas de juros, atividade real e inflação nos Estados Unidos pós-guerra (de janeiro de 1947 a dezembro de 1987), utilizando VARs (vetores auto-regressivos). Este autor também examinou a relação negativa entre retornos e inflação. Os resultados encontrados se mostram compatíveis com a explanação de Fama (1981) para a relação negativa entre retornos dos ativos e inflação. Além disso, verificou-se a inexistência de um elo causal entre o crescimento da oferta monetária e os retornos acionários e, portanto, que não há relação causal entre inflação e retornos dos ativos.

Mukherjee & Naka (1995) investigaram as relações de causalidade entre o índice Tokyo Stock Exchange (TSE) com seis variáveis macroeconômicas selecionadas (taxa de câmbio, oferta de moeda, inflação, produção industrial, taxa de longo prazo dos títulos do governo e *call money rate*), utilizando a metodologia VECM desenvolvida por Johansen (1991). Os resultados encontrados mostram uma relação negativa entre o TSE e a taxa de inflação, e entre o TSE e a taxa de longo prazo dos títulos do governo. As outras variáveis apresentaram relação positiva.

Jones & Kaul (1996) analisaram as relações existente entre o preço do petróleo e os retornos acionários dos Estados Unidos, Japão, Canadá e do Reino Unido, durante o período pós-guerra. A relação entre os preços do petróleo e variáveis do fluxo de caixa real permite testar se os mercados acionários mundiais são racionais ou sobre-reagem irracionalmente a uma nova informação. Os resultados obtidos levaram os autores a concluir que os mercados dos Estados Unidos e Canadá são racionais, respondendo a choques do petróleo e computando completamente o impacto no fluxo de caixa corrente e futuro. Contudo, a evidência para o Japão e o Reino Unido é intrigante. Os resultados dos dois países são incapazes de explicar os efeitos dos choques dos preços do petróleo sobre o retorno acionário usando mudanças nos fluxos futuros.

Canova & De Nicoló (1997) analisaram as relações de interdependência entre retornos acionários, estrutura a termo da taxa de juros, inflação e produção industrial para os Estados Unidos, a Alemanha, o Japão e o Reino Unido entre janeiro de 1973 e dezembro de 1993. A metodologia utilizada foi o VAR, pois segundo estes autores essa metodologia é apropriada para o estudo de interdependências e de mecanismos de transmissão dos choques nos mercados financeiros e na economia. Os resultados para os Estados Unidos mostraram que os retornos acionários são significativamente e negativamente relacionados com a inflação e a estrutura a termo da taxa de juros prediz a taxa de inflação. Para o Reino Unido e Alemanha os autores encontraram uma relação negativa entre retorno dos ativos e inflação. Já para o Japão verificou-se que a estrutura a termo da taxa de juros é significativamente relacionada com a produção industrial e a inflação. Além disso, encontrou-se uma relação

negativa entre retorno dos ativos e nível de atividade. Finalmente, de forma geral, os resultados encontrados foram heterogêneos entre os países.

Najand & Noronha (1998) também investigaram as relações de causalidade entre o retorno acionário, a taxa de juros, a inflação e a atividade real para a economia japonesa. Os resultados obtidos indicam que a inflação causa, no sentido de Granger, as variações negativas no retorno acionário, ratificando a hipótese de Fama (1981) de que a inflação prediz as variações na atividade real e na taxa de juros. Estes resultados são consistentes com Balduzzi (1995), mas contrastam com os resultados obtidos por Lee (1992) para o mercado norte americano.

Naka et al. (1998), empregando também a metodologia VECM, investigaram as relações de longo prazo entre o mercado acionário indiano (*Bombay Stock Exchange – BSE*) e as seguintes variáveis macroeconômicas: índice de produção industrial, índices de preços do consumidor, M1 e taxa de juros. Segundo estes autores, na análise de seus resultados, a produção industrial é um importante determinante positivo do preço das ações, ao mesmo tempo em que a taxa de inflação é um importante determinante negativo.

Granger et al. (1998) testaram o sentido de causalidade da taxa de câmbio e da rentabilidade das ações para nove países (Hong Kong, Indonésia, Japão, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia e Taiwan) após a crise asiática. Adicionalmente, analisando as relações de causalidade entre retornos de mercado e a taxa de câmbio, destaca-se o estudo de Ajayi et al. (1998), que encontrou causalidade unidirecional, no sentido de Granger, isto é, os retornos acionários causam a taxa de câmbio em todos os países desenvolvidos (Canadá, Inglaterra, Japão, Itália, França e Alemanha), enquanto nas economias emergentes (Hong Kong, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia e Taiwan) não foram encontradas quaisquer relações consistentes entre as variáveis. Segundo Ajayi et al. (1998) as diferenças encontradas entre os países desenvolvidos e os países emergentes decorrem das diferenças estruturais existentes entre os dois blocos estudados, onde os países emergentes são menores em tamanho, mais concentrados e menos acessíveis aos investidores.

Know & Shin (1999) analisaram se o nível de atividade econômica corrente pode explicar as variações no índice do mercado acionário coreano, tomando como base a resposta dos preços dos ativos em relação às variações macroeconômicas, utilizando, para tal, o teste de causalidade de Granger. O conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas (índice de produção, a taxa de câmbio, a balança comercial e a oferta de moeda) está intimamente relacionado á economia coreana, que depende fortemente dos fatores do comércio internacional. Entretanto, para estes autores, a mais importante descoberta diz respeito à percepção dos investidores coreanos com relação aos movimentos dos preços das ações, que diferem completamente dos investidores americanos e japoneses, sugerindo que o mercado coreano é mais sensível às atividades de comércio internacional do que às taxas de inflação ou à taxa de juros. Segundo Know & Shin (1999), apesar da causalidade bidirecional entre índice do mercado acionário e o índice de produção, em geral, o índice de mercado não é o principal indicador das variáveis econômicas. O que é inconsistente com os resultados obtidos por Fama (1991), isto é, de que o mercado acionário racionalmente varia com a mudança de sinal apresentada pelo nível de atividade real.

Gjerde & Saettem (1999), investigaram as relações de causalidade entre os retornos acionários e variáveis macroeconômicas, para a economia norueguesa, empregando VARs, como em Lee (1992). Os resultados mostram que a taxa de juros exerce um importante papel na economia norueguesa. Mais especificamente, as taxas de juros afetam tanto os retornos acionários quanto a inflação. Segundo esses autores, o mercado norueguês é fortemente dependente do petróleo e esta dependência é refletida no mercado acionário, que

responde racionalmente às variações no preço do petróleo, isto é, a relação existente entre os preços de petróleo e os retornos do mercado acionário é positiva. Os retornos acionários também respondem positivamente às mudanças na produção industrial, mas essa ocorre com alguma defasagem, indicando, assim, algum grau de ineficiência.

Gjerde & Saettem (1999), Jarvinen (2000) e Hondroyiannis & Papapetrou (2001) empregaram VARs para analisar a relação dinâmica entre um conjunto de variáveis macroeconômicas (taxa de juros, preço do petróleo, produção industrial e taxa de câmbio) e o retorno acionário do mercado grego. A análise de resposta ao impulso mostra que todas as variáveis macroeconômicas são importantes na explicação dos movimentos do retorno acionário. O crescimento na produção industrial responde negativamente aos choques de retorno acionário, isto é, um aumento no retorno acionário não leva, necessariamente, a um nível superior de produção industrial. O retorno acionário também responde negativamente aos choques na taxa de juros, enquanto a depreciação do câmbio leva a um retorno acionário superior. Uma variação no preço do petróleo tem um importante papel na explicação dos movimentos dos preços das ações. E finalmente, quando há uma elevação no preço do petróleo, há uma queda no retorno acionário.

Maysami & Koh (2000) estudaram as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas selecionadas e o índice da bolsa de Singapura, além de examinar as relações entre os índices de Singapura, Estados Unidos e Japão. Eles empregaram o modelo VECM, o mesmo utilizado por Mukherjee & Naka (1995) e Naka et al. (1998). Os resultados obtidos sugerem que o mercado acionário de Singapura é sensível à taxa de juros e à taxa de câmbio. Adicionalmente, os resultados mostraram que o mercado acionário de Singapura é significativamente e positivamente cointegrado com os índices norte-americano e japonês.

Neih & Lee (2001), também empregando o VECM, analisaram as relações entre a taxa de câmbio e o preço das ações para os países do G7. Os resultados, por eles obtidos, indicam que não há uma relação significante de longo prazo entre essas variáveis, resultados também obtidos por BahmaniOskooe & Sohrabian´s (1992), mas que diferem de alguns estudos que sugerem haver uma relação significante entre essas duas variáveis.

Perales & Robins (2002) analisaram as relações existentes entre os retornos do mercado acionário mexicano e as variáveis econômicas, utilizando a metodologia proposta por Granger (1969). Os resultados obtidos deixam claro que o IPC, índice da Bolsa BMV é o principal indicador da atividade econômica futura real e que o comportamento de M1, oferta monetária, exerce um importante papel no IPC e no índice de produção industrial.

Bhattacharya & Mukherjee (2003) testaram empiricamente a relação causal entre o mercado acionário indiano, utilizando como *proxy* o *BSE Sensitive Index* da *Bombay Stock Exchange*, com variáveis macroeconômicas selecionadas (taxa de câmbio real, reservas cambiais e volume da balança comercial). Os resultados obtidos mostram a inexistência de relacionamento causal entre *BSE Sensitive Index* e as variáveis macroeconômicas. Portanto, o mercado é dito informacionalmente eficiente na forma semiforte, isto é, essas informações públicas disponíveis já estão refletidas sobre os preços dos ativos.

Nunes et al. (2002), analisaram as relações entre o índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) e as variáveis macroeconômicas, aqui representadas pela produção industrial (indicada pelo PIB real) e pela taxa de câmbio real, além de utilizar os *spreads* entre os títulos da dívida externa brasileira (CBonds) e os títulos da dívida norte americana, com o intuito de captar as percepções do "Risco Brasil" por parte dos investidores. Estes autores utilizaram os testes de cointegração, causalidade de Granger e modelos de correção de erro, para o período que compreende os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2001. Os

resultados obtidos indicam que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. Constata-se, ainda, a existência de uma relação causal unidirecional do Ibovespa em direção à taxa de câmbio real, o que não é observado quando se estuda a relação entre o Ibovespa e o PIB real, demonstrando uma inconsistência com a hipótese de que o mercado acionário brasileiro sinaliza as variações nas atividades reais. O teste de causalidade de Granger entre o Ibovespa e o fator de risco, utilizando dados mensais, indica ausência de causalidade. Ao utilizar dados diários o sentido de causalidade encontrado foi bidirecional evidenciando a relação de curtíssimo prazo entre as séries financeiras.

O interesse de todos esses trabalhos é saber como o mercado financeiro responde às variações macroeconômicas. Contudo, cada um deles, em geral, está focado em apenas um país e não procura comparar padrões de comportamento entre países.

3. BASE DE DADOS

Esta seção apresenta algumas características estatísticas dos dados coletados para esse estudo. As variáveis utilizadas no estudo estão descritas na tabela 1.

Tabela 1: Variáveis básicas

Países	Variáveis	Séries originais	Fontes	Outras informações	Transformações necessárias
Brasil	Inflação	Taxa de inflação	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística	% mês	
	Retorno acionário	Índice do mercado acionário (IBOVESPA)	Economatica	Fechamento final de mês	RETit=(SMlit/SMlit-1)*
	Juros	Taxa de juros	Banco Central do Brasil	% mês	
	Atividade econômica	Produção industrial em nível	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística	2002=100	dlog
Argentina	Inflação	Índice de Preço	Instituto Nacional de Estadística y Censos	1999=100	dlog
	Retorno acionário	Índice do mercado acionário (Merval)	Economatica	Fechamento final de mês	RETit=(SMlit/SMlit-1)*
	Juros	Juros	Banco Central de la República Argentina	% ano	
	Atividade econômica	Produção industrial em nível	Instituto Nacional de Estadística y Censos	1997=100	dlog
Chile	Inflação	Índice de Preço	Instituto Nacional de Estadísticas	1998=100	dlog
	Retorno acionário	Índice do mercado acionário (IGPA)	Economatica	Fechamento final de mês	RETit=(SMlit/SMlit-1)*
	Juros	Juros	Banco Central de Chile	% ano	
	Atividade econômica	Crescimento da produção industrial	Instituto Nacional de Estadísticas	% mês	
México	Inflação	Taxa de inflação	Banco de Mexico	% mês	
	Retorno acionário	Índice do mercado acionário (IPyC)	Economatica	Fechamento final de mês	RETit=(SMlit/SMlit-1)*
	Juros	Juros	Banco de Mexico	% ano	
	Atividade econômica	Produção industrial em nível	Instituto Nacional de Geografía e Informática	1993=100	dlog

*** RETit é taxa nominal de retorno do mercado acionário e SMlit é o índice do mercado acionário (fechamento) para o período t no país i em moeda local.**

A tabela 2 mostra o período coberto pelos dados para cada país e suas estatísticas descritivas**.**

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Países	Séries transformada	Unidades	Períodos	No. observações	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	*Assimetria*	Curtose
Brasil	Taxa de inflação	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,6889	0,5600	3,0200	-0,5100	0,5905	1,4288	5,6733
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,0220	0,0299	0,2802	-0,3955	0,1027	-0,5855	4,4540
	Taxa de juros	% mês	jan-95 a dez-05	131	1,8262	1,5903	4,2621	1,0158	0,7080	1,8722	6,1275
	Taxa de crescimento da produção industrial	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,0018	-0,0042	0,1749	-0,1392	0,0639	0,2384	3,2683
Chile	Taxa de inflação	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,0033	0,0034	0,0163	-0,0044	0,0037	0,2437	3,4564
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,0052	0,0009	0,1664	-0,2088	0,0470	-0,3229	6,2460
	Taxa de juros	% ano	jan-95 a dez-05	131	5,2260	5,3700	12,7600	1,7500	2,1767	0,2994	2,9349
	Taxa de crescimento da produção industrial	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,5775	-1,1073	24,0882	-13,7491	7,8414	0,8838	3,4363
Mexico	Taxa de inflação	% mês	jan-95 a dez-05	131	1,0542	0,7200	7,9700	-0,3200	1,1488	2,8010	14,3017
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,0198	0,0281	0,1932	-0,2952	0,0809	-0,6661	4,5739
	Taxa de juros	% ano	jan-95 a dez-05	131	20,0259	17,4400	89,4800	4,9700	14,9878	1,9215	8,0406
	Taxa de crescimento da produção industrial	% mês	jan-95 a dez-05	131	0,0025	-0,0048	0,1038	-0,1058	0,0397	0,3233	3,1188
Argentina	Taxa de inflação	% mês	jan-95 a dez-05	130	0,0041	0,0016	0,0988	-0,0075	0,0118	4,7835	34,7494
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	% mês	jan-95 a dez-05	130	0,0133	0,0226	0,4868	-0,3911	0,1133	0,1910	5,7898
	Taxa de juros	% ano	jan-95 a dez-05	130	10,6235	6,6150	91,1900	1,2000	14,8810	3,4699	15,4537
	Taxa de crescimento da produção industrial	% mês	jan-95 a dez-05	130	0,0033	-0,0028	0,1366	-0,1380	0,0532	0,3385	3,3654

A amostra utilizada é formada por dados mensais de Janeiro de 1995 à Dezembro de 2005. A escolha de dados mensais tem como finalidade maximizar o número de observações disponíveis para estimação.

Conforme dados apresentados na tabela 2, as taxas de inflação e juros que atingiram os valores mais altos foram as do México, que são também as mais voláteis. E diferentemente do que seria o esperado, os retornos acionários apresentam volatilidade menor do que as taxas de juros em todos os países. Por fim, o excesso de curtose e a assimetria presentes em algumas séries sugerem distribuições não normais.

A tabela 3 discute o padrão de correlação entre as variáveis em cada país. As correlações cruzadas domésticas sugerem uma fraca correlação negativa entre as variáveis, com exceção das taxas de juros e de inflação mexicanas e brasileiras que são positivamente relacionadas. Além disso, as taxas de crescimento da produção industrial e de juros, para a Argentina, também são relacionadas positivamente.

Tabela 3: Correlações domésticas cruzadas

Brasil		Taxa de crescimento da produção industrial	Taxa de inflação	Taxa de juros	Taxa nominal de retorno do mercado acionário
	Taxa de crescimento da produção industrial	1,0000	-0,0456	-0,0047	-0,0522
	Taxa de inflação	-0,0456	1,0000	0,4564	0,1437
	Taxa de juros	-0,0047	0,4564	1,0000	0,1385
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	-0,0522	0,1437	0,1385	1,0000

Chile		Taxa de crescimento da produção industrial	Taxa de inflação	Taxa de juros	Taxa nominal de retorno do mercado acionário
	Taxa de crescimento da produção industrial	1,0000	0,2495	-0,1318	0,1871
	Taxa de inflação	0,2495	1,0000	-0,1474	-0,0227
	Taxa de juros	-0,1318	-0,1474	1,0000	0,1414
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	0,1871	-0,0227	0,1414	1,0000

Mexico		Taxa de crescimento da produção industrial	Taxa de inflação	Taxa de juros	Taxa nominal de retorno do mercado acionário
	Taxa de crescimento da produção industrial	1,0000	-0,1139	-0,0064	0,1286
	Taxa de inflação	-0,1139	1,0000	0,9046	0,0870
	Taxa de juros	-0,0064	0,9046	1,0000	0,1170
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	0,1286	0,0870	0,1170	1,0000

Argentina		Taxa de crescimento da produção industrial	Taxa de inflação	Taxa de juros	Taxa nominal de retorno do mercado acionário
	Taxa de crescimento da produção industrial	1,0000	0,0649	0,6602	-0,0049
	Taxa de inflação	0,0649	1,0000	0,0671	-0,0645
	Taxa de juros	0,6602	0,0671	1,0000	-0,1053
	Taxa nominal de retorno do mercado acionário	-0,0049	-0,0645	-0,1053	1,0000

Por fim, estudamos a presença ou não de raiz unitária nas séries. A maneira mais formal de testar a existência de raiz unitária é através do teste desenvolvido por Fuller (1976), que foi complementado posteriormente por Dickey & Fuller (1979 e 1981). O teste empregado, então, foi o Dickey Fuller Aumentado (ADF), as especificações usuais para o teste são resumidas a seguir:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

O objetivo é testar a hipótese $\gamma = 0$. Se a hipótese não for rejeitada, existe evidência de presença de raiz unitária. Para se determinar o número de defasagens a serem incluídas nas regressões acima, adota-se a modelagem do tipo geral para o específico, ou seja, estima-se (1), (2) e (3) incluindo um número bem grande de defasagens que vão sendo eliminadas uma a uma, caso o coeficiente da última não seja significativo, conforme sugerido por Campbell & Perron (1991). A significância estatística da última defasagem em conjugação com os menores valores dos critérios de informação Akaike e Schwartz, e do teste de autocorrelação de Ljung & Box (1978), são os procedimentos adotados na determinação do número ideal de defasagens. Um resumo dos resultados obtidos encontra-se na tabela abaixo.

Tabela 4: Resultados do Teste ADF

Paíse	Variáveis	Especificação	Resultados	Nível de significância
Brasil	Inflação	com intercepto	rejeito	5%
	Juros	com intercepto	rejeito	10
	Atividade econômica	nad	rejeito	5%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito	5%
Argentina	Inflação	nad	rejeito	5%
	Juros	com intercepto	rejeito	10
	Atividade econômica	nad	rejeito	5%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito	5%
Chile	Inflação	intercepto e tendencia	rejeito	5%
	Juros	intercepto e tendencia	rejeito	10
	Atividade econômica	com intercepto	rejeito	5%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito	5%
México	Inflação	intercepto e tendencia	rejeito	5%
	Juros	intercepto e tendencia	rejeito	10
	Atividade econômica	intercepto e tendencia	rejeito	5%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito	5%

Os resultados mostram que, para todos os países, todas as variáveis parecem não ter raiz unitária, pois a hipótese $\gamma = 0$ é rejeitada a 5%, com exceção dos juros, variável para a qual a hipótese $\gamma = 0$ é rejeitada a 10%.

4. METODOLOGIA EMPÍRICA

O presente trabalho emprega o modelo de auto-regressão vetorial (VAR) para explorar as relações entre inflação, retorno acionário, taxa de juros e atividade econômica.

Modelos na forma reduzida envolvendo retorno acionário, nível de atividade econômica, inflação e taxa de juros foram examinados por diversos autores, conforme já visto na revisão da literatura. O presente estudo mantém a mesma estrutura usada por Canova & De Nicoló (1997), exceto pelo uso da taxa de juros real ao invés da estrutura a termo da taxa de juros, como feito por Lee (1992).

Neste trabalho, preferimos não incluir o câmbio real ou a variação do câmbio nominal, apesar das economias estudadas serem pequenas economias abertas, pelos seguintes motivos. Primeiro, manter o foco nos fundamentos domésticos de cada país, o que enfatiza a estrutura econômica interna e não percepções de risco externas que estão associadas a fluxos de capitais e consequentemente a movimentos oscilatórios no câmbio. Segundo, ao incluir o câmbio no VAR, teríamos de incluir um bloco externo com outras variáveis como conta-corrente, exportação e importação, para analisar o mecanismo de transmissão de choques externos. Isto elevaria enormemente o número de parâmetros estimados, inviabilizando uma análise mais confiável dos resultados.

Um ponto importante no estudo de um VAR é o ordenamento das variáveis. Em geral, a ordem é relevante para respostas ao impulso e decomposição de variância. Reportaremos, para decomposição de variância, resultados associados ao seguinte ordenamento das variáveis: atividade econômica, taxa de juros, inflação e retorno de ativos. Contudo, realizamos análise de sensibilidade, não reportada neste trabalho, que mostra que os resultados apresentados para o ordenamento de variáveis descrito anteriormente não se alteram de nenhum modo significativo quando mudamos a ordem de inclusão das variáveis no VAR. Adicionalmente, usamos funções de resposta ao impulso generalizada, as quais independem do ordenamento.

O número de defasagens *p* considerada nos modelos de auto-regressão vetorial (VAR) pode ser obtido de várias maneiras, mas no presente estudo utilizam-se critérios de informação em conjunto com testes de autocorrelação para os resíduos, os quais devem ser aproximadamente ruído branco. A ordem de cada VAR é apresentada na tabela 5.

Tabela 5: Ordem de defasagem

País	Número de defasagens (meses)
Brasil	11
Chile	11
Mexico	8
Argentina	5

Depois de determinada a ordem de defasagem *p* e estimado o VAR, é possível estudar a resposta aos choques, através da função de resposta ao impulso, realizar a da decomposição de variância do erro de previsão e avaliar o padrão de causalidade, no sentido de Granger, entre as variáveis estudadas.

5. RESULTADOS

5.1. Respostas ao Impulso

Dado que a ordem é importante para a resposta ao impulso, decidimos reportar a resposta ao impulso generalizada, a qual independe do ordenamento escolhido.
Conforme as respostas ao impulso, temos, para o Brasil, um efeito pequeno e inicial, de um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário (RET) sobre a taxa de juros (R).

Para o Chile, os resultados encontrados no presente estudo foram: o retorno acionário (RET) cai, pouco e inicialmente, com um choque unitário de um desvio padrão na inflação (PI). A taxa de juros (R) respondeu positivamente ao nível de atividade (Y), num horizonte de 6 e 7 meses, e também respondeu à inflação (PI).

No caso do México, os resultados são: a inflação (PI) sobe um pouco depois de um choque unitário de um desvio padrão na taxa de juros (R), entre o segundo e o quarto mês. A taxa de juros (R) cai inicialmente e por oito meses, após um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário (RET).

No presente estudo, o resultado encontrado para a Argentina é que a taxa de juros (R) cai, muito pouco e inicialmente, após um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário (RET).

Um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário faz com que as taxas de juros se reduzam inicialmente. Esse efeito é significativamente diferente de zero para os seguintes países: Chile, México e Argentina.

Em geral, muitas respostas são tais que o zero faz parte da banda. Desse modo, as evidências empíricas baseadas em respostas ao impulso são bastante frágeis.

Figura 1: Função Resposta ao Impulso Generalizada para o Brasil

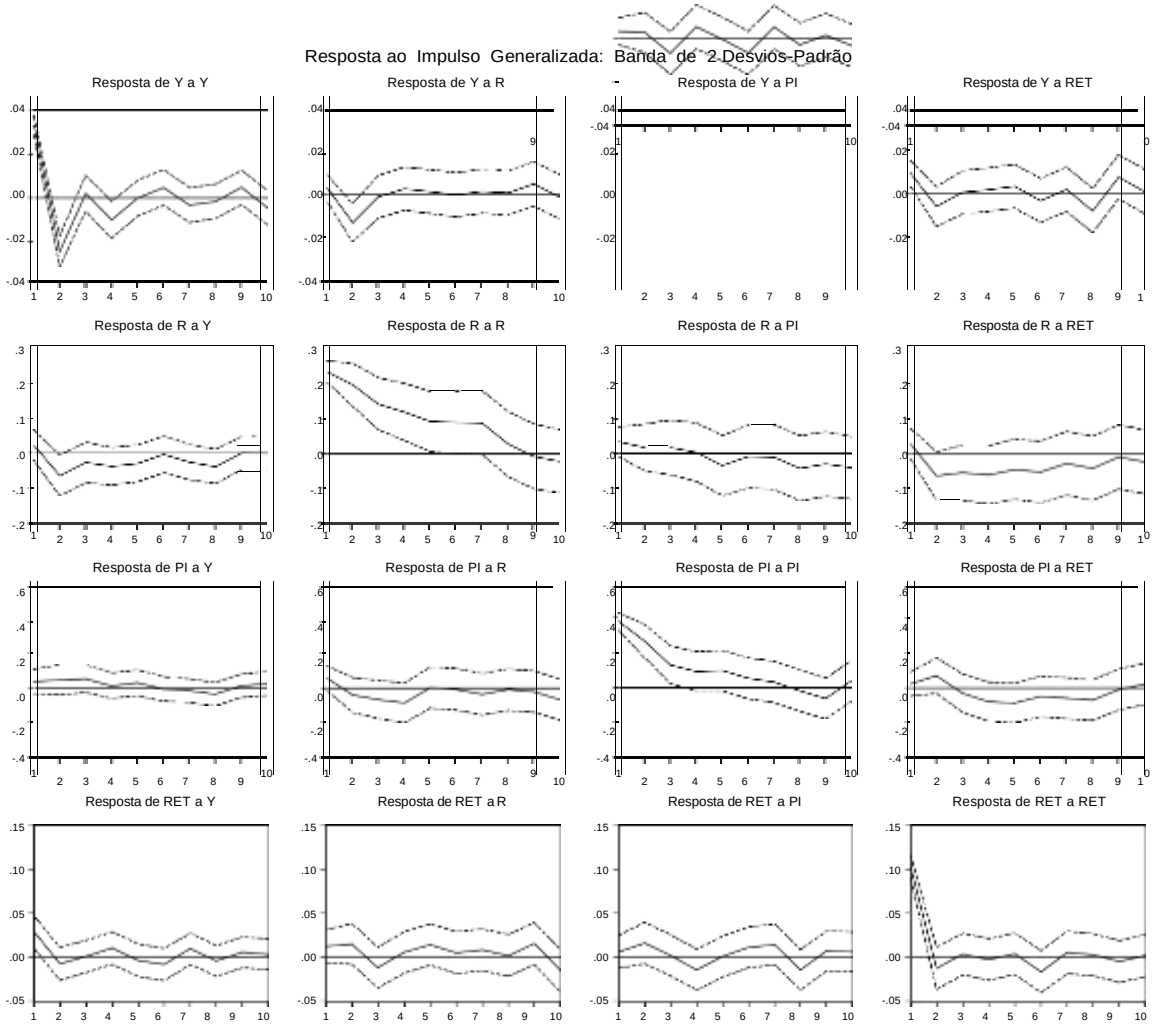


Figura 2: Função Resposta ao Impulso Generalizada para o Chile

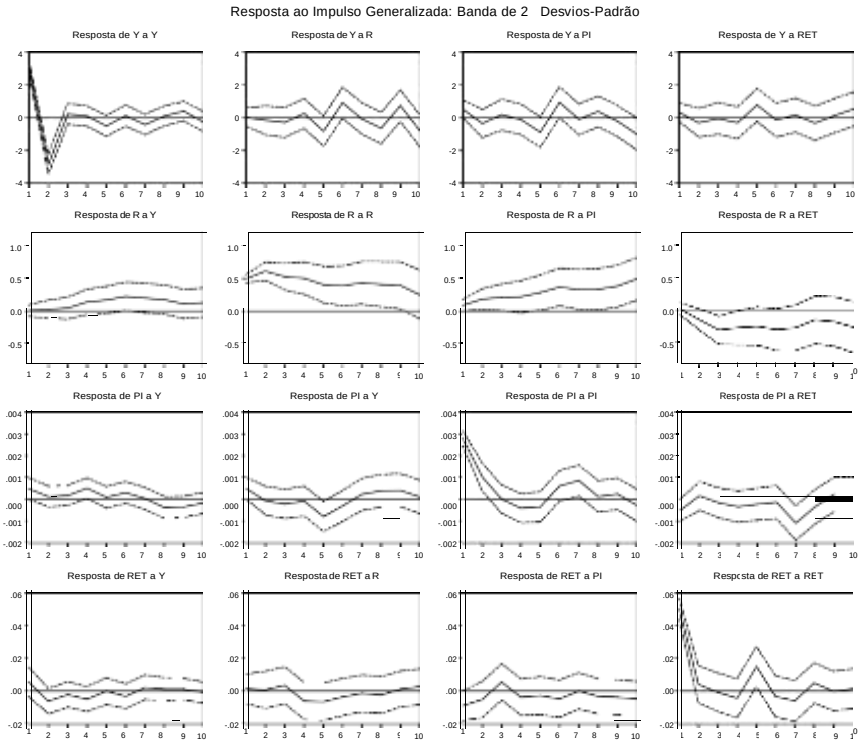


Figura 3: Função Resposta ao Impulso Generalizada para o México

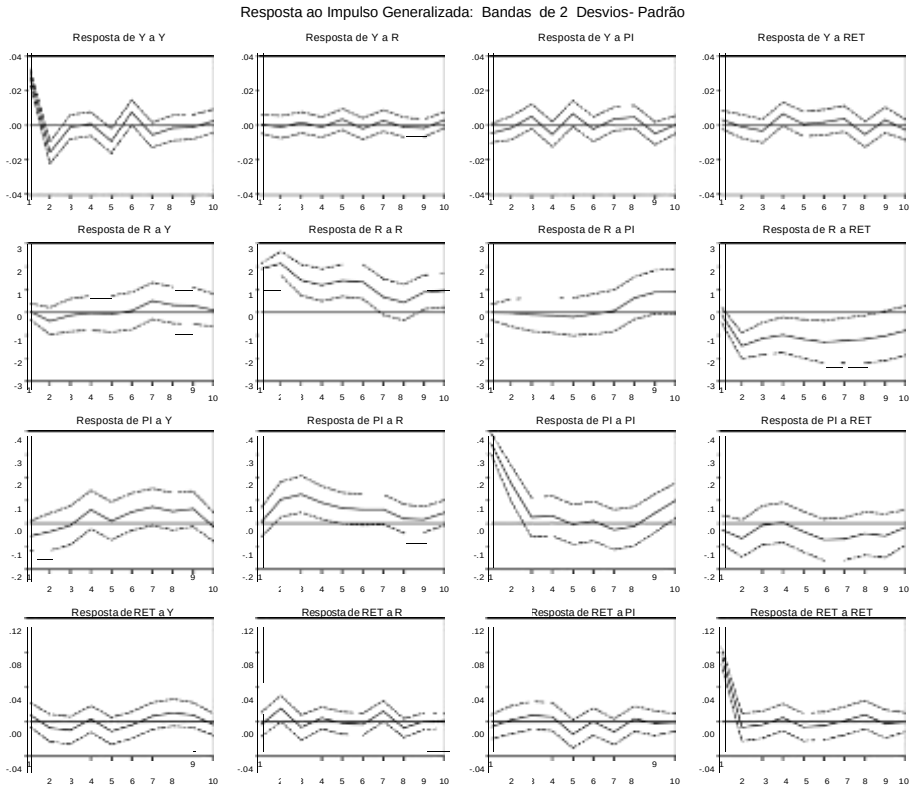
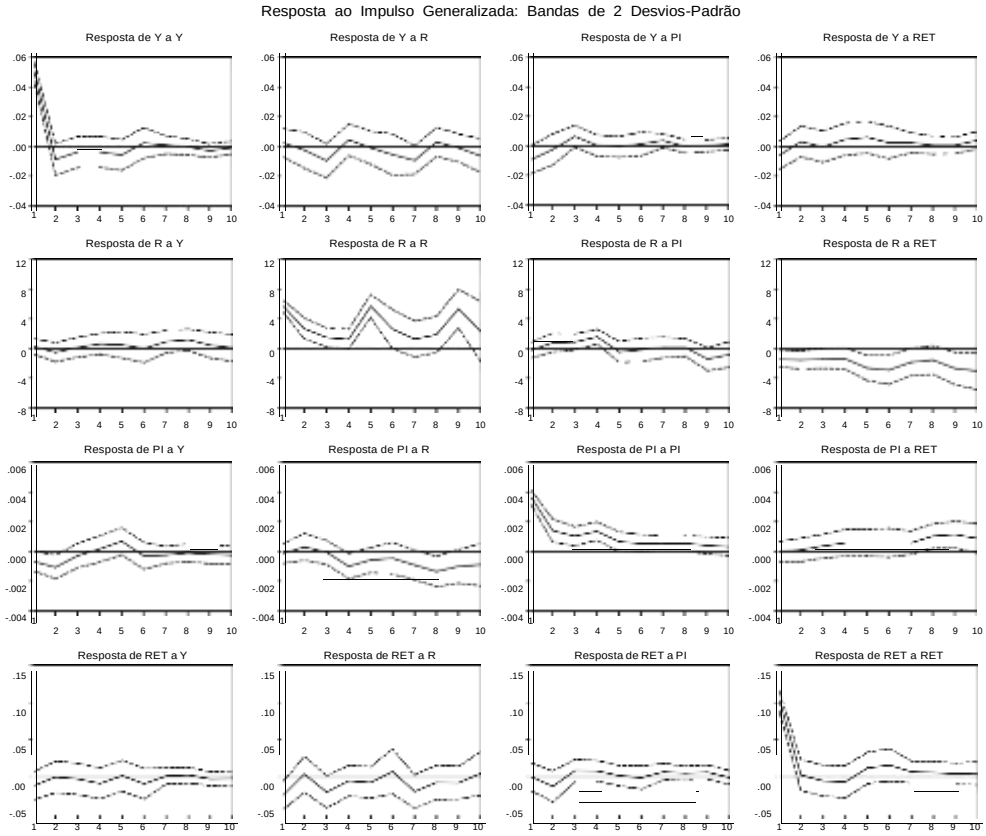


Figura 4: Função Resposta ao Impulso Generalizada para a Argentina



5.2. Decomposição de Variância

Podemos utilizar o modelo VAR para avaliar a decomposição de variância dos erros de previsão *k* períodos à frente. Os resultados estão resumidos nas figuras numeradas de 5 a 8, para o horizonte de 24 meses.

No caso brasileiro, nenhuma das variáveis escolhidas explica o nível de atividade(Y) significativamente, além desta própria variável. O nível de atividade(Y) explica a variância nas taxas de juros (R), de modo significativo, embora com pequena magnitude. Nenhuma das variáveis escolhidas explica a inflação (PI) significativamente, além dela mesma. O retorno acionário (RET) é explicado significativamente pelo nível de atividade (Y), embora com pequena magnitude.

Os resultados encontrados para o Chile mostram que nenhuma das variáveis escolhidas explica o nível de atividade (Y), de modo significativo, além desta própria variável. A inflação (PI) explica significativamente os juros (R), em horizontes mais longos. Nenhuma das variáveis escolhidas explica a inflação (PI) significativamente, além dela mesma. Nenhuma das variáveis escolhidas explica o retorno acionário (RET) significativamente, além desta própria variável..

Os resultados encontrados para a Economia Mexicana atestam que nenhuma das variáveis escolhidas explica o nível de atividade (Y), de modo significativo, além da própria atividade econômica. O retorno acionário (RET) explica significativamente os juros (R). Nenhuma das variáveis escolhidas explica a inflação (PI) significativamente, além dela mesma. Nenhuma das variáveis escolhidas explica o retorno acionário (RET), além dele mesmo.

Os resultados encontrados para a Argentina mostram que nenhuma variável é capaz de explicar significativamente o nível de atividade (Y), além do próprio Y. O retorno acionário (RET) explica significativamente os juros (R). A taxa de juros (R) e o retorno acionário (RET) são as variáveis que explicam significativamente a inflação (PI). Finalmente, nenhuma variável explica o retorno acionário (RET) significativamente, além dele mesmo.

Figura 5: Decomposição de Variância para o Brasil

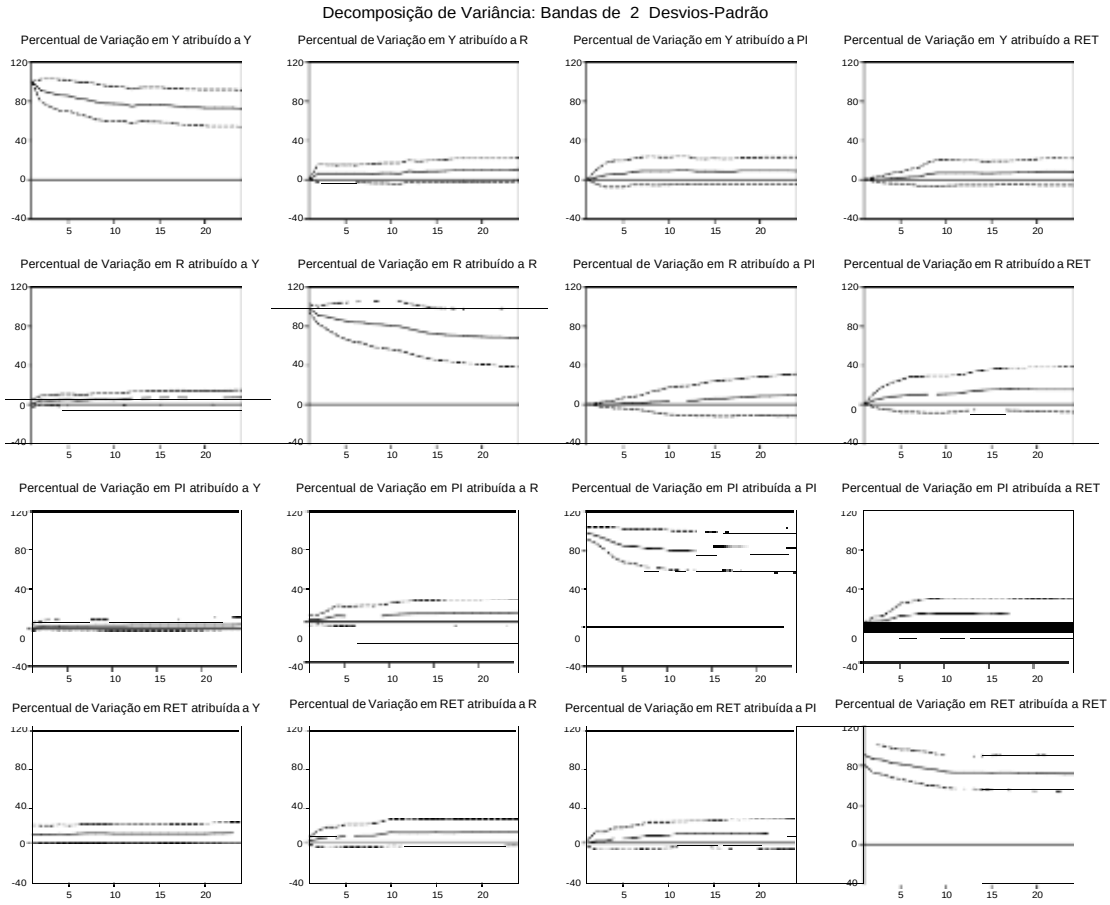


Figura 6: Decomposição de Variância para o Chile

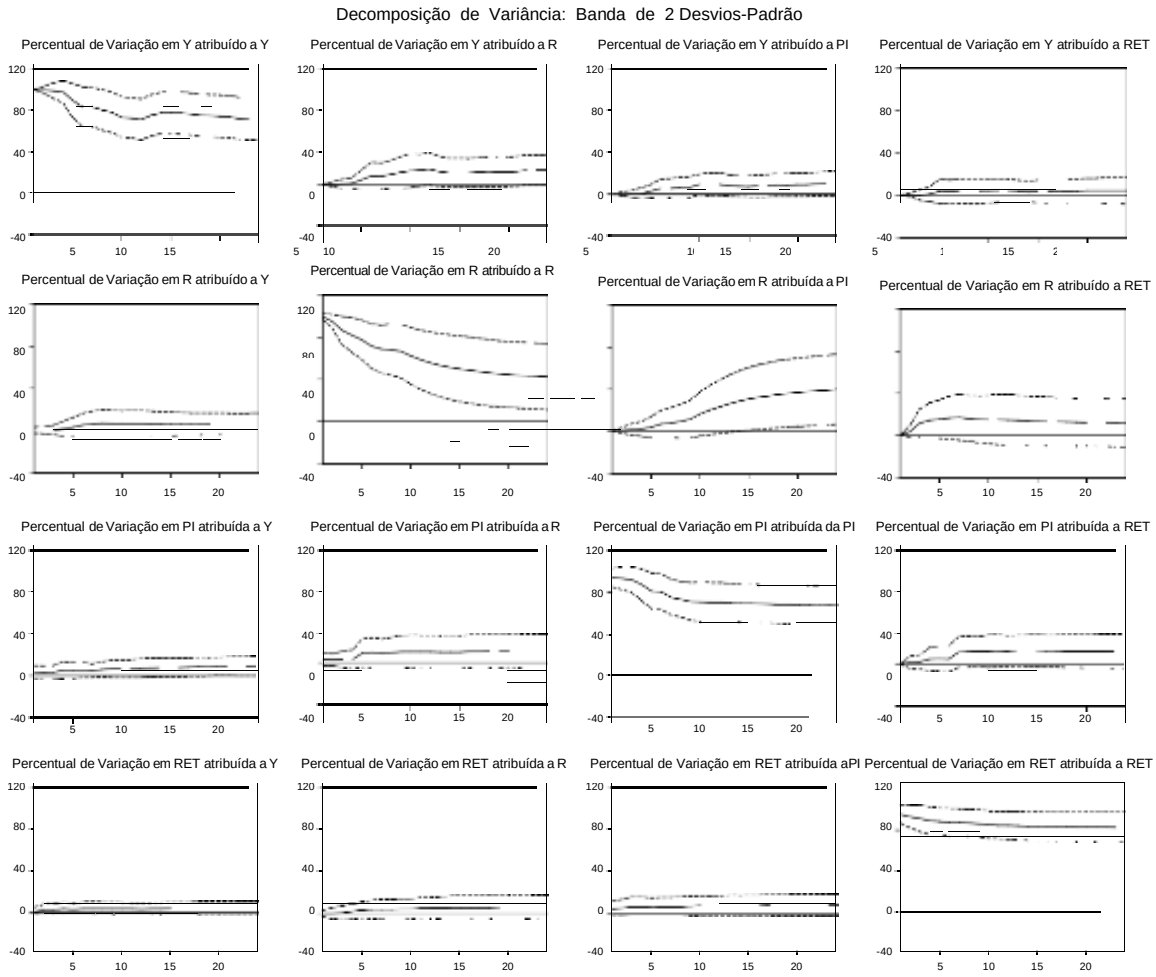


Figura 7: Decomposição de Variância para o México

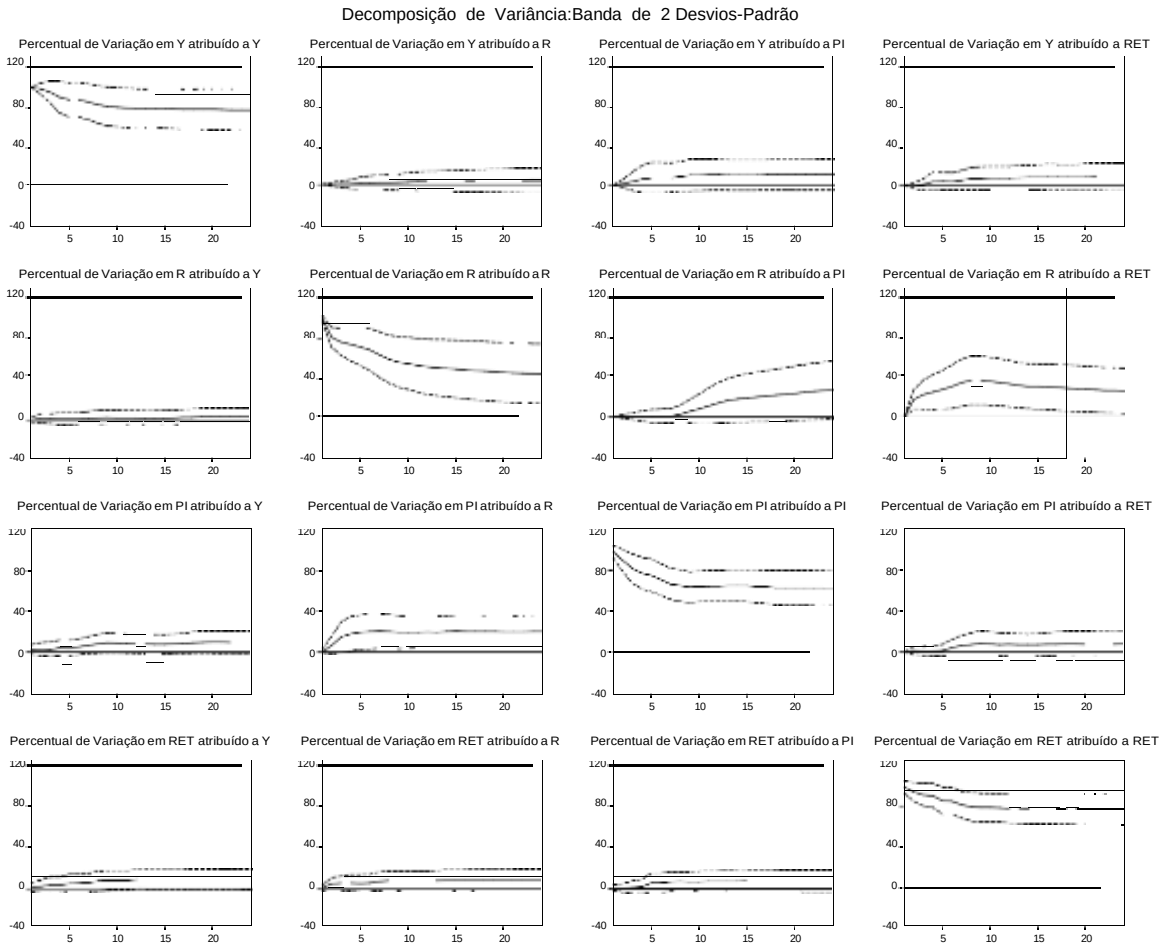
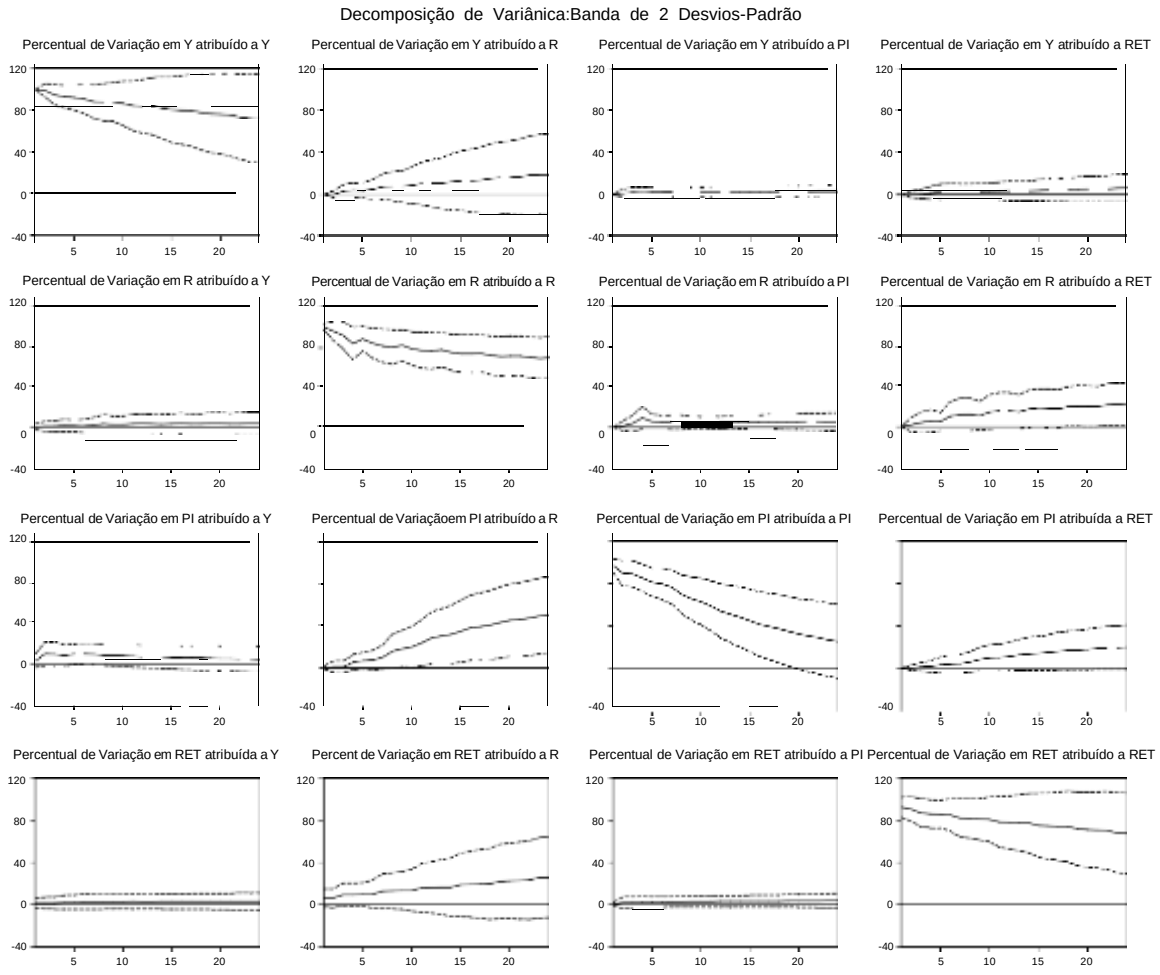


Figura 8: Decomposição de Variância para a Argentina



5.3. Causalidade de Granger

No presente estudo foi usado o teste de Causalidade de Granger para investigar a natureza da causalidade entre retorno acionário (RET), nível de atividade econômica (Y), inflação (PI) e taxas de juros (R) para Argentina, Brasil, Chile e México.

Os resultados obtidos estão resumidos na Tabela 6. Vale lembrar que a hipótese nula é tal que uma dada variável X não causa no sentido de Granger a variável Z. Se esta hipótese for rejeitada, há indícios de que valores passados a variável X influenciam o comportamento da variável Z hoje. Ou, dito de outro modo, conhecer o passado de X ajuda a prever a valor de Z hoje.

A notação usada é a seguinte: causalidade de X para Z é notada por $X \rightarrow Z$.

A tabela testa a causalidade bidirecional entre as variáveis em questão e reporta o valor da estatística de teste, bem como o seu p-valor e o resultado do teste em termos de rejeição ou não da hipótese nula do teste.

Para o Brasil, parece existir relação bidirecional entre Y e R. Porém, para as outras variáveis, não é possível rejeitar a hipótese nula de inexistência de causalidade no sentido de Granger.

Para o Chile, parece existir uma relação bidirecional entre atividade econômica (Y) e inflação (PI). Adicionalmente, Y causa juros (R) e R causa retornos (RET).

Para o México, juros (R) causam retornos (RET) e inflação (PI) causa juros (R) no sentido de Granger.

No caso Argentino, juros (R) e inflação (PI) possuem uma relação bidirecional de causalidade no sentido de Granger.

Tabela 6: Testes de causalidade de Granger entre as variáveis

País	Direção da Causalidade	Estatística Qui-Quadrado	P-valor	Decisão
Brasil	Y→R	45,34536	0,0000	rejeito
	Y→PI	14,5873	0,2022	não rejeito
	Y→RET	16,95204	0,1093	não rejeito
	R→Y	22,13993	0,0233	rejeito
	R→PI	6,330984	0,8504	não rejeito
	R→RET	10,78447	0,4615	não rejeito
	PI→Y	6,381329	0,8467	não rejeito
	PI→R	12,33488	0,3390	não rejeito
	PI→RET	19,07295	0,0598	não rejeito
	RET→Y	8,782413	0,6420	não rejeito
	RET→R	8,453498	0,6722	não rejeito
	RET→PI	11,55602	0,3979	não rejeito
Chile	Y→R	25,44309	0,0078	rejeito
	Y→PI	32,06181	0,0007	rejeito
	Y→RET	5,307715	0,9154	não rejeito
	R→Y	11,10146	0,4348	não rejeito
	R→PI	15,10749	0,1776	não rejeito
	R→RET	22,83573	0,0186	rejeito
	PI→Y	25,99687	0,0065	rejeito
	PI→R	8,661116	0,6531	não rejeito
	PI→RET	20,21232	0,0425	não rejeito
	RET→Y	5,748165	0,8896	não rejeito
	RET→R	6,482995	0,8393	não rejeito
	RET→PI	3,994257	0,9701	não rejeito
México	Y→R	5,161281	0,7402	não rejeito
	Y→PI	10,49642	0,2319	não rejeito
	Y→RET	12,8162	0,1183	não rejeito
	R→Y	15,14644	0,0564	não rejeito
	R→PI	12,75725	0,1205	não rejeito
	R→RET	56,21302	0,0000	rejeito
	PI→Y	15,28298	0,0539	não rejeito
	PI→R	16,77846	0,0325	rejeito
	PI→RET	10,64651	0,2225	não rejeito
	RET→Y	8,125298	0,4213	não rejeito
	RET→R	12,81514	0,1184	não rejeito
	RET→PI	8,96409	0,3453	não rejeito
Argentina	Y→R	4,292674	0,5081	não rejeito
	Y→PI	4,597411	0,4670	não rejeito
	Y→RET	2,218208	0,8182	não rejeito
	R→Y	5,150677	0,3978	não rejeito
	R→PI	36,30688	0,0000	rejeito
	R→RET	10,08691	0,0728	não rejeito
	PI→Y	15,18407	0,0096	não rejeito
	PI→R	12,64556	0,0269	rejeito
	PI→RET	2,166013	0,8257	não rejeito
	RET→Y	1,990976	0,8504	não rejeito
	RET→R	2,811192	0,7291	não rejeito
	RET→PI	5,171937	0,3953	não rejeito

6. CONCLUSÃO

O presente estudo buscou analisar as relações entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e os retornos acionários para Brasil, Chile, México e Argentina de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Nesse estudo, foram utilizadas as seguintes variáveis: retornos acionários, nível de atividade econômica, inflação e taxa de juros. Com base na análise de resposta ao impulso e decomposição e variância, é lícito afirmar que não existe nenhum tipo de padrão de relação consistente para essas variáveis para os países estudados. Assim, como no estudo de Canova & De Nicoló (1997), os padrões de resultados encontrados são heterogêneos entre os países.

Outra conclusão é que os resultados obtidos na resposta ao impulso e na decomposição de variância evidenciam a baixa sensibilidade dos retornos acionários frente às variáveis macroeconômicas. Em alguns casos, principalmente na análise de resposta ao impulso, surgiu uma relação fraca entre retornos acionários e taxas de juros. Se associarmos choques nas taxas de juros a choques de política monetária, uma das conclusões deste trabalho é que choques de política monetária parecem ser relevantes para os mercados acionários na América Latina. Contudo, essa evidência é frágil, dados os resultados para decomposição de variância de causalidade de Granger.

O presente trabalho estudou as relações entre retornos de ações e variáveis macroeconômicas para países importantes da América Latina, constatando a pouca relevância da atividade econômica e da inflação para os retornos, todavia, taxas de juros parecem ser relevantes para o mercado de ações. Contudo, essa evidência não é extremamente robusta e aparece mais acentuadamente na análise de respostas ao impulso, mas é bem menos marcante na decomposição de variância e nos testes de causalidade de Granger.

REFERÊNCIAS

ABDULLAH, D. A. Money growth variability and stock returns: an innovations accounting analysis. International Economic Journal, v.12, n.4, p.89104, 1998.

AJAYI, R. A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S. M. On the relationship between stock returns and exchange rates: test of Granger causality. Global Finance Journal, v.2, n.9, p.241251, 1998.

BAHMANIOSKOOEE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. Applied Economics, v.24, n.4, p.459464, 1992.

BALDUZZI, P. Stock returns, inflation and the "proxy hypothesis": a new look at the data. Economics Letters, v.48, n.1, p.4753, 1995.

BHATTACHARYA, B.; MUKHERJEE, J. Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange reserves and value of trade balance in India: an empirical analysis. Apresentado à 5a. Conferência Annual sobre Moeda e Finanças, Instituto Indira Gandhi de Pesquisa em Desenvolvimento, Mumbai, Índia, 2003.

BURGSTALLER, J. Stock markets and the macroeconomy: an empirical assessment using VAR models. Linz, 2002. 161p. Dissertação de Doutorado apresentada à Universidade de Linz, Áustria.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomics should know about unit roots. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Ed.). NBERMacroeconomics Annual 1991. Cambridge: MIT Press, 1991. 69p.

CANOVA, F.; NICOLO, G. Stock Returns, Term Structure, Inflation and Real Activity: An International Perspective, CEPR Discussion Papers 1614, 1997.

CHEN, G.; FIRTH, M.; RUI, O. M. Stock market linkages: Evidence from Latin America. Journal of Banking & Finance, n. 26, p. 1113-1141, 2002.

DARRAT, A. F.; MUKHERJEE, T. K. The behavior of the stock market in a developing economy. Economic Letters, v.22, n.23, p.273278, 1986.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, v.74, n.366, p.427431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. A likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, v.49, n.4, p.10571072, 1981.

ENDERS, W. Applied econometric time series. 1 ed. Iowa: John Wiley & Sons Inc., 1995, 433p.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. The Journal of Finance, v.25, n.2, p.383417, 1970.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. The American Economic Review, v.71, n.4, p.545565, 1981.

FAMA, E. F. Efficient capital markets. The Journal of Finance, v.46, n.5, p.15751617, 1991.

FULLER, W. A. Introduction to statistical time series. New York: John Wiley, 1976. 424p.

GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. The Journal of Finance, v.38, n.1, p.133, 1983.

GJERDE, O.; SAETTEM, F. Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, v.9, n.1, p.6174, 1999.

GRANGER, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods. Econometrica, v.37, n.3, p.424438, 1969.

GRANGER, C. W. J.; HUANG, B. N. e YANG, C. W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia FLU. Discussion Paper 9809.Department of Economics. University of California. San Diego. 1998.

GUJARATI, D. N. Basic Econometrics, 3rd edition, McGrawHill, Londres, 1995.

HONDROYIANNIS, G.; PAPAPETROU, E. Macroeconomic influences on the stock market. Journal of Economics and Finance, v.25, n.1, p.3349, 2001.

JARVINEN, J. Essays on industry portfolios and macroeconomic news. Tampere, 2000. 137p. Academic Dissertation (Doctoral) – University of Tampere.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica, v.59, n.6, p.15511580, 1991.

JONES, C. M.; KAUL, G. Oil and the stock markets. The Journal of Finance, v.51, n.2, p.463491, 1996.

KNOW, S. C.; SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market return. Global Finance Journal, v.10, n.1, p.7181, 1999.

LEE, B. S. Causal relations among stock returns, interest rate, real activity and inflation. The Journal of Finance, v.47, n.4, p.15911603, Sep. 1992.

LJUNG, G.; BOX, G.; On a measure of lack of fit in time series models. Biometrika, v.65, n.2, p.297303, 1978.

MAYSAMI, R. C.; KOH, T. S. A vector error correction model of the Singapore stock market. International Review of Economics and Finance, v.9, n.1, p.7996, 2000.

MUKHERJEE, T.; NAKA, A. Dynamic relations between macroeconomic variables and Japanese stock market: an application of a vector error correction model. The Journal of Financial Research, v.18, n.2, p.223237, Summer 1995.

NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: evidence from Japan. Global Finance Journal, v.1, n.9, p.7180, 1998.

NAKA, A.; MUKHERJEE, T.; TUFTE, D. Macroeconomic variables and performance of the Indian stock market. Working Paper, 0698. College of Business Department of Economic & Finance. University of New Orleans, 1998.

NEIH, C. C.; LEE, C. F. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G7 countries. The Quarterly Review of Economics and Finance, v.41, n.4, p.477490, 2001.

NUNES, M. S.; COSTA JUNIOR, N. C. A.; SEABRA, F. Cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, "risco Brasil" e os retornos no mercado de ações brasileiro. Apresentado ao 5º Encontro de Economia Região Sul, Florianópolis, 2002.

PERALES, N. A. H.; ROBINS, R. The relationship between Mexican stock market returns and real, monetary and economic variables. Mnuscrito, ITESM, Graduate School of Business Administration and leadership, Monterrey, Mexico , 2002.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. Econometrica, v.48, n.1, p.148, 1980.