



**FACULDADE IBMEC SÃO PAULO**  
**Programa de Mestrado Profissional em Economia**

**Felipe Augusto da Silva Bastos**

**RELAÇÕES DE CAUSALIDADE ENTRE RETORNOS  
ACIONÁRIOS, JUROS, ATIVIDADE ECONÔMICA E  
INFLAÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA A AMÉRICA LATINA**

**São Paulo**  
**2007**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Felipe Augusto da Silva Bastos

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

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento: Macroeconometria

Orientador:  
Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior  
IBMEC SÃO PAULO

**São Paulo  
2007**

Bastos, Felipe Augusto da Silva

Relações de causalidade entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina / Felipe Augusto da Silva Bastos – São Paulo: IBMEC SÃO PAULO, 2007.

59 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicada) – Faculdade Ibmec São Paulo.

1. Macroeconometria
2. Relações de causalidade
3. Mercado acionário da América Latina

## **Folha de Aprovação**

Felipe Augusto da Silva Bastos

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

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconometria

Aprovado em: Fevereiro/2007

### **Banca Examinadora:**

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior  
Instituição: IBMEC São Paulo  
Orientador

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Fabio Augusto Reis Gomes  
Instituição: IBMEC São Paulo

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Antonio Carlos Fiorêncio Soares da Cunha  
Instituição: IBMEC Rio de Janeiro

Assinatura: \_\_\_\_\_

**À Glauce e aos meus pais**

## Agradecimentos

Neste momento, gostaria de agradecer às pessoas que foram fundamentais para a conclusão desta dissertação. Primeiramente, agradeço ao meu orientador, Eurilton Araújo, pela ajuda na escolha do tema e na elaboração desta dissertação. Agradeço também aos meus pais por sempre me mostrarem a importância dos estudos. Finalmente, Glauce, obrigado por toda a compreensão e pelo apoio nestes dois anos e meio em que, muitas vezes, não pude dar a atenção que você merecia.

## Resumo

Bastos, Felipe Augusto da Silva. **Relações de causalidade entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina.** São Paulo, 2007. 59 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia do IBMEC SÃO PAULO.

O presente trabalho aplica a metodologia de vetor auto-regressivo (VAR) para investigar as relações de causalidade entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação para o Brasil, o Chile, o México e a Argentina entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005. A primeira conclusão é que os resultados de todos os países são bastante parecidos. Além, disso os resultados são semelhantes aos de estudos anteriores feitos para os Estados Unidos, Europa e Ásia. E finalmente, conclui-se que choques de política monetária parecem ser relevantes para os mercados acionários na América Latina. Por outro lado, existe uma baixa sensibilidade dos retornos acionários frente às variáveis de atividade econômica e inflação.

**Palavras-chave:** Vetor auto-regressivo, relações de causalidade, mercado acionário.

## Abstract

Bastos, Felipe Augusto da Silva. **Causality relationships among stock returns, interest rate, real activity rate and inflation: Latin America evidencies.** São Paulo, 2007. 59 s.  
Monograph – Faculdade de Economia e Administração. IBMEC SÃO PAULO.

This study employs a four-variable vector auto regression (VAR) system in order to investigate the causality relationships among inflation, stock returns, interest rate and real activity in the sample of four Latin American countries from January of 1995 to December of 2005. The first finding indicates that the differences between countries are not as sharp as one might initially. Also, the results support previous studies based on United States, Europe and Asia. And the last finding shows that the monetary policy shocks have some sensible or connection with the stock markets in Latin America. On the other hands, there is no significant relationship between stock markets and real activity and inflation.

**Keywords:** Vector auto regression, causality relationships, stock market.

## Sumário

<i>Lista de gráficos e figuras</i> .....	9
<i>Introdução</i> .....	10
<i>1 Revisão da Literatura</i> .....	11
<i>2 Análise dos Dados</i> .....	17
2.1 Estatísticas Descritivas .....	17
2.2 Correlações Cruzadas Domésticas .....	18
2.3 Teste de Raiz Unitária .....	20
<i>3 Metodologia Econométrica</i> .....	24
3.1 Especificação .....	24
3.2 Ordem de Defasagem.....	26
<i>4 Análises dos Resultados</i> .....	27
4.1 Função de Resposta ao Impulso.....	27
4.1.1 Descrição Conceitual .....	27
4.1.2 Resultados.....	29
4.2 Decomposição de Variância .....	34
4.2.1 Descrição Conceitual.....	34
4.2.2 Resultados.....	35
4.3 Causalidade de Granger.....	36
4.3.1 Descrição Conceitual.....	36
4.3.2 Resultados.....	36
<i>Conclusão</i> .....	38
<i>Referências bibliográficas</i> .....	40
<i>Apêndice 1 Decomposição de Variância</i> .....	44

## Lista de tabelas

Tabela 1 – Variáveis básicas.....	17
Tabela 2 – Estatísticas descritivas.....	18
Tabela 3 – Correlações domésticas cruzadas.....	19
Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária (ADF).....	23
Tabela 5 – Ordem de defasagem .....	26
Tabela 6 – Testes de causalidade de Granger entre as variáveis.....	37
Tabela 7 –Resumo dos resultados.....	38
Tabela 8 – Consistência dos resultados do presente trabalho com a literatura relevante.....	39
Tabela A.1.1 – Decomposição de variância do nível de atividade econômica para o Brasil ...	44
Tabela A.1.2 – Decomposição de variância da taxa de juros para o Brasil.....	45
Tabela A.1.3 – Decomposição de variância da inflação para o Brasil.....	46
Tabela A.1.4 – Decomposição de variância do retorno acionário para o Brasil.....	47
Tabela A.1.5 – Decomposição de variância do nível de atividade econômica para o Chile....	48
Tabela A.1.6 – Decomposição de variância da taxa de juros para o Chile.....	49
Tabela A.1.7 – Decomposição de variância do nível da inflação para o Chile .....	50
Tabela A.1.8 – Decomposição de variância do retorno acionário para o Chile.....	51
Tabela A.1.9 – Decomposição de variância do nível de atividade econômica para o México.	52
Tabela A.1.10 – Decomposição de variância da taxa de juros para o México.....	53
Tabela A.1.11 – Decomposição de variância da inflação para o México.....	54
Tabela A.1.12 – Decomposição de variância do retorno acionário para o México.....	55
Tabela A.1.13 – Decomposição de variância do nível de atividade econômica para a Argentina.....	56

Tabela A.1.14 – Decomposição de variância da taxa de juros para a Argentina.....	57
Tabela A.1.15 – Decomposição de variância da inflação para a Argentina.....	58
Tabela A.1.16 – Decomposição de variância do retorno acionário para a Argentina.....	59

## **Lista de figuras**

Figura 1 – Função resposta ao impulso generalizada no caso brasileiro.....	30
Figura 2 – Função resposta ao impulso generalizada no caso chileno.....	31
Figura 3 – Função resposta ao impulso generalizada no caso mexicano.....	32
Figura 4 – Função resposta ao impulso generalizada no caso argentino.....	33

## Introdução

---

A relação entre retornos acionários e variáveis macroeconômicas tem inspirado muitos estudos empíricos, como por exemplo, Fama (1981), Geske & Roll (1983), Darrat & Mukherjee (1986), Lee (1992), Bahmani-Oskooe & Sohrabian's (1992), Mukherjee & Naka (1995), Balduzzi (1995), Jones & Kaul (1996), Canova & De Nicoló (1997), Najand & Noronha (1998), Naka et al. (1998), Granger et al. (1998), Ajayi et al. (1998), Know & Shin (1999), Gjerde & Sættem (1999), Jarvinen (2000), Maysami & Koh (2000), Hondroyiannis & Papapetrou (2001), Neih & Lee (2001), Perales & Robins (2002), Bhattacharya & Mukherjee (2002) e Nunes et al. (2002). Porém, poucos 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 autorregressivos, 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.

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. Brasil e México sofreram depreciações significativas em suas moedas vis-à-vis o dólar norte-americano. Já as flutuações no Peso Chileno são modestas, reflexo da política de câmbio fixo praticada pela pelas autoridades monetárias de 1991 até 1998. E finalmente, a Argentina opera o sistema *currency board* onde o Peso Argentino é atrelado ao dólar norte-americano e as duas moedas movem juntas.

Já as variáveis utilizadas são inflação, retorno acionário, taxa de juros e atividade econômica. E os resultados mostram que, dentre essas variáveis, os retornos acionários e as taxas de juros são as variáveis mais inter-relacionadas, em todos os países selecionados.

Para obter esses resultados 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 e compara esses resultados com aqueles obtidos pela literatura relevante.

## 1 Revisão da Literatura

---

Os resultados de alguns dos trabalhos que estudaram a relação entre retornos acionários e variáveis macroeconômicas encontram-se citados abaixo.

Geske & Roll (1983) estudaram a relação entre os retornos acionários e variáveis macroeconômicas para os Estados Unidos. Segundo eles, os resultados encontrados estabelecem 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. A relação negativa entre os retornos dos ativos e a inflação é causada por uma relação negativa entre a taxa de inflação e o nível de atividade econômica real, que, por sua vez, é explicada pela combinação da teoria da demanda de moeda e da teoria quantitativa da moeda.

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, aplicando o teste de causalidade de Granger conjuntamente com o *Akaike's Final-Prediction-Error* (FPE). Estes autores tiveram o intuito de analisar a eficiência informacional do mercado financeiro na forma semiforte, 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 certa 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 o enfoque multivariado VAR (vetor auto-regressivo). Este autor também examinou a validade do modelo que explica a

relação negativa entre retornos e inflação. Os resultados encontrados por eles se mostram compatíveis com a explanação de Fama (1981) para a relação negativa entre retornos dos ativos e inflação. Além disso, verificou-se que a inexistência de um *link* 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. Estes autores, testam ainda todas as possibilidades de combinação das variáveis macroeconômicas, onde os resultados encontrados dos coeficientes de  $\beta$ , que representam os vetores co-integrados, tiveram os mesmos resultados acima.

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, utilizando para isto, o procedimento de Granger. O procedimento de Granger entre os preços do petróleo e do uso de variáveis do fluxo de caixa real produz a oportunidade natural de 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 americano e canadense 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 os parâmetros estimados podem verificar a 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 e mais consistentes para os dados norte-americanos, inclusive sendo possível efetuar algum tipo de previsão para o caso dos Estados Unidos.

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), utilizando o teste de Granger, testou 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) pós crise da Ásia. Ainda, analisando as relações de causalidade entre retornos de mercado e a taxa de câmbio, pode-se destacar o estudo de Ajayi et al. (1998). Estes autores empregaram a mesma metodologia utilizada por Darrat & Mukherjee (1986), o teste de causalidade de Granger conjuntamente com o *Akaike's Final Prediction Error* (FPE), e encontraram 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 e, portanto, estão sujeitos a atividades manipuladas e especulativas.

Know & Shin (1999) analisaram se as atividades econômicas correntes podem 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 relacionada com a 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 do índice do mercado acionário e o índice de produção apresentarem causalidade bidirecional, 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 atividades reais.

Gjerde & Sættem (1999), investigaram se as relações de causalidade entre os retornos acionários e variáveis macroeconômicas, para a maioria dos mercados, são válidas em uma economia pequena e aberta, como a economia norueguesa. Eles empregaram o enfoque multivariado VAR, o mesmo empregado por Lee (1992). A taxa de juros exerce um importante papel na economia norueguesa, consistente com as recentes descobertas para o mercado americano e japonês. Os resultados obtidos mostram que 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 uma certa defasagem, indicando, assim, um certo grau de ineficiência.

Gjerde & Sættem (1999), Jarvinen (2000) e Hondroyannis & Papapetrou (2001) empregaram o VAR multivariado 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 co-integrado 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 G-7. Os resultados, por eles obtidos, indicam que não há uma relação significativa de longo prazo entre essas variáveis, resultados também obtidos por Bahmani-Oskooe & Sohrabian's (1992), mas que diferem de alguns estudos que sugerem haver uma relação significativa entre essas duas variáveis.

Segundo Perales & Robins (2002), o mercado acionário mexicano cresceu muito rapidamente, mas continua muito menor do que o mercado norte americano e, portanto, mais sujeito a atividades especulativas, manipulações e intervenções governamentais. Essa afirmação também é apresentada por Ajayi et al. (1998) ao analisar as relações para diferentes mercados e por Know & Shin (1999) ao estudar o mercado coreano. Estes fatos levaram Perales & Robins (2002) a pressuporem que o IPC (Índice de Precios y Cotizaciones) da Bolsa Mexicana de Valores (BVM), responderiam diferentemente as variáveis macroeconômicas (M1, índice de produção industrial e taxa de desemprego), quando comparadas com os resultados empíricos obtidos em diversos estudos para o mercado norte americano. Para analisarem as relações existentes entre os retornos do mercado acionário mexicano e as variáveis econômicas, eles utilizaram a metodologia proposta por Granger (1969). Os resultados obtidos deixam claro que o IPC da BMV é o principal indicador da atividade econômica futura real e que o comportamento de M1 exerce um importante papel na variável financeira (IPC) e na variável real (índice de produção industrial). Esse último

resultado indica que a atividade econômica real no México é determinada com referência às mudanças monetárias.

Bhattacharya & Mukherjee (2002) 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 o BSE Sensitive Index com 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 (C-Bonds) 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 co-integração, causalidade de Granger e modelos de correção de erro, também empregados por Know & Shin (1999), 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. Observa-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 que, segundo estes autores, ratifica a suposição da relação de curtíssimo prazo das séries financeiras.

O interesse de todos esses trabalhos é saber como o mercado financeiro responde às variações macroeconômicas. Na maioria desses trabalhos os resultados obtidos deixam claro que a taxa de juros é a que mais impacta os retornos acionários.

## 2 Análise dos Dados

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)	Economática	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)	Economática	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)	Economática	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)	Economática	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.

### 2.1 Estatísticas Descritivas

O período coberto pelos dados para cada país e suas estatísticas descritivas são apresentadas na tabela 2.

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	5,2280	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 a dezembro de 2005. A escolha de dados mensais tem como finalidade maximizar o número de observações e das informações contidas nas séries.

Conforme dados apresentados na tabela 2, as taxas de inflação e juros que atingiram os valores mais altos foram as mexicanas, que são também as mais voláteis. E diferentemente do que se esperava, 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.

## 2.2 Correlações Cruzadas Domésticas

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

### 2.3 Teste de Raiz Unitária

A maneira mais formal de testar a existência de raiz unitária no processo autorregressivo (AR) é através do teste desenvolvido por Fuller (1976), que foi complementado posteriormente por Dickey & Fuller (1979 e 1981).

Considerando o modelo

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\varepsilon_t$  é um ruído branco.  $\varepsilon_t$  é um ruído branco se:

1.  $E(\varepsilon_t) = 0, \forall t$ ;
2.  $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2, \forall t$ ;
3.  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0, \forall t, \forall j \neq 0$ .

Portanto, testa-se a hipótese nula  $\rho = 1$  contra a hipótese alternativa  $\rho < 1$ . Se  $|\rho| < 1$ ,  $Y_t$  é estacionária e descrita por um processo AR(1). Por outro lado, se  $\rho = 1$ ,  $Y_t$  é não estacionária e descrita como sendo um passeio aleatório. Esse modelo pressupõe a não existência do intercepto e da tendência. Logo o modelo contendo intercepto é representado como:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

e o modelo completo contendo intercepto e tendência é representado como:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

A finalidade do teste de Dickey & Fuller (DF) é testar a existência de raiz unitária em  $Y_t$  para os três modelos apresentados acima sob a hipótese da não existência de autocorrelação nos resíduos. Ao subtrair  $Y_{t-1}$  de ambos os lados dos três modelos tem-se:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Como  $\gamma = \rho - 1$ , então testar a hipótese nula  $\rho = 1$  é o mesmo que testar  $\gamma = 0$ , contra a hipótese alternativa de que  $\gamma < 1$ .

Para a realização do teste utiliza-se o processo de estimação de mínimos quadrados ordinários. Entretanto, os testes de raiz unitária não utilizam a distribuição padrão  $t$  de *Student*, e sim as estatísticas  $\tau$ , cujos valores críticos foram tabulados por Fuller (1976) com base em simulações de Monte Carlo. Quando da presença de intercepto, a estatística utilizada é denominada  $\tau_\mu$  e para testar raiz unitária na presença de intercepto e tendência a estatística utilizada é a  $\tau_\tau$ . Quando se testam conjuntamente as hipóteses, estes testes são denominados de teste  $\phi$ , e correspondem ao teste padrão F. Ao testar a hipótese nula  $(\alpha, \gamma) = (0, 0)$  contra a hipótese alternativa  $(\alpha, \gamma) \neq (0, 0)$  utiliza-se o teste  $\phi_1$ . O teste  $\phi_2$  é usado quando se testa a hipótese nula  $(\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$  contra a hipótese alternativa  $(\alpha, \beta, \gamma) \neq (0, 0, 0)$  e, por último, a estatística  $\phi_3$  onde se testa a hipótese nula  $(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0)$  contra a hipótese alternativa  $(\alpha, \beta, \gamma) \neq (\alpha, 0, 0)$ .

Os testes de Dickey & Fuller (DF) baseiam-se em um processo AR(1). Entretanto, se o processo auto-regressivo for de ordem  $p$ , com  $p > 1$ , deve-se incluir as defasagens das variáveis diferenciadas  $(\sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i})$  nas equações (4), (5) e (6), de forma a preservar a condição de ruído branco. O teste, então, torna-se o Dickey Fuller Aumentado (ADF), assumindo a seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Para se determinar o número de defasagens ( $p-1$ ) a serem incluídas nas regressões (7), (8) e (9), adota-se a modelagem do tipo geral para o específico, ou seja, estima-se (7), (8) e (9) 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 Schwarz, e do teste de autocorrelação de Ljung & Box (1978), são os procedimentos adotados na determinação do número ideal de defasagens. Os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) correspondem a:

$$AIC = \ln \hat{\sigma}^2 + \left( \frac{2}{T} \right) (\text{número de parâmetros}) \quad (10)$$

$$SC = \ln \hat{\sigma}^2 + \left( \frac{\ln T}{T} \right) (\text{número de parâmetros}) \quad (11)$$

onde  $\hat{\sigma}^2$  é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto-regressivo de ordem  $p$  e  $T$  é o número de observações da amostra.

O procedimento utilizado no presente trabalho para testar a presença de raiz unitária é o sugerido por Enders (1995) e um resumo dos resultados obtidos encontra-se na tabela abaixo.

Tabela 4: Resultados dos testes de raiz unitária (ADF)

Países	Variáveis	Equação do teste	Resultados	Nível de significância
Brasil	Inflação	com intercepto	rejeito H0	95%
	Juros	com intercepto	rejeito H0	90%
	Atividade econômica	nada	rejeito H0	95%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito H0	95%
Argentina	Inflação	nada	rejeito H0	95%
	Juros	com intercepto	rejeito H0	90%
	Atividade econômica	nada	rejeito H0	95%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito H0	95%
Chile	Inflação	intercepto e tendencia	rejeito H0	95%
	Juros	intercepto e tendencia	rejeito H0	90%
	Atividade econômica	com intercepto	rejeito H0	95%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito H0	95%
México	Inflação	intercepto e tendencia	rejeito H0	95%
	Juros	intercepto e tendencia	rejeito H0	90%
	Atividade econômica	intercepto e tendencia	rejeito H0	95%
	Retorno acionário	com intercepto	rejeito H0	95%

Os resultados mostram que, para todos os países, todas as variáveis parecem não ter raiz unitária com um nível de significância de 95%, com exceção dos juros que para rejeitar a hipótese nula que a série tem raiz unitária é necessário reduzir o nível de significância para 90%.

### 3 Metodologia Econométrica

---

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.

Este tipo de modelo na forma reduzida foi proposto por Sims (1980) como uma alternativa aos modelos estruturais, que se baseiam na classificação *a priori* das variáveis em exógenas e endógenas por meio da imposição de restrições nos parâmetros estruturais.

Os modelos de auto-regressão vetorial são modelos que somente utilizam-se das regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão. Pelo fato de não serem teóricos, os modelos de séries temporais vetoriais podem ser estimados sem que ocorra a necessidade de uma especificação prévia de um modelo estrutural que retrate o relacionamento contemporâneo das variáveis envolvidas.

Segundo Enders (1995), a abordagem VAR é amplamente criticada por não ter nenhum conteúdo econômico, tendo, o economista, como único papel a identificação de um conjunto de variáveis apropriadas a serem incluídas no VAR. Portanto, os modelos VAR não podem ser usados para inferências sobre a estrutura da economia, mas podem ser usados para estimação dos parâmetros de interesse para os formuladores de políticas, pois permitem obter a decomposição da variância, as funções resposta ao impulso e a causalidade de Granger.

#### 3.1 Especificação

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).

O processo VAR deste estudo pode ser representado por:

$$B_0 X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{j=1}^p B_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

em que  $X_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) das variáveis empregadas no modelo;  $B_0$  é a matriz de relações contemporâneas;  $B_j$  ( $j=1, 2, 3, \dots, p$ ) são as matrizes ( $n \times n$ ) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas; e  $\varepsilon_t$  é um processo estocástico com média zero  $E[\varepsilon_t] = 0$ , a matriz de variância e covariância finitas  $\Sigma$ , o que equivale a  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ , e não autocorrelacionados  $E[\varepsilon_t \varepsilon_{t+k}'] = 0$ , para  $k \neq 0$ , isto é, o  $\varepsilon_t$  é ruído branco.

A equação (12) pode ser reescrita em uma forma mais simplificada:

$$B(L)X_t = \varepsilon_t \quad (13)$$

em que  $B(L)$  é um polinômio dado por  $(B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_p L^p)$  onde  $L$  é um operador de defasagem tal que  $L^j X_t = X_{t-j}$ .

Sendo  $X_t$  um processo estocástico estacionário com  $n$  componentes, as condições de inversibilidade são observadas e, de acordo com o teorema de Wold, pode ser expresso através de uma representação de médias móveis (VMA):

$$X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

$$X_t = (A_0 L^0 + A_1 L^1 + A_2 L^2 + \dots) \varepsilon_t$$

$$X_t = A(L) \varepsilon_t \quad (14)$$

em que  $X_t$  é um vetor de  $n$  séries temporais;  $A_j$  são matrizes ( $n \times n$ ) de parâmetros;  $A_0 = I_n$ ; e  $A(L)$  é um polinômio matricial infinito em  $L$ , onde  $L$  é um operador de defasagem, tal que  $L^0 X_t = X_t$ ;  $L^1 X_t = X_{t-1}$ ; ...; e  $\varepsilon_{t-k}$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de erros com defasagens  $k$ , para  $k \geq 0$ .

É importante salientar que, na equação (14),  $\varepsilon_t$  é o erro de previsão de um período a frente, feita com base nas informações disponíveis até  $t-1$ , e é definido por:

$$\varepsilon_t = X_t - E[X_t / X_{t-1}, X_{t-2}, \dots]$$

Os erros de previsão de  $k$  períodos a frente são definidos por:

$$\varepsilon_{t+k} = X_{t+k} - E[X_{t+k} / X_t, X_{t-1}, \dots], \text{ para } k = 1, 2, 3, \dots \quad (15)$$

Quando as raízes do polinômio  $A(L)$  ficam fora do círculo unitário, ou seja, são todas maiores do que um, em módulo, a equação (14) pode também ser escrita na forma auto-regressiva, ou seja,  $B(L)X_t = \varepsilon_t$ .

### 3.2 Ordem de Defasagem

O número de defasagens  $p$  considerada nos modelos de auto-regressão vetorial (VAR) pode ser obtido de várias maneiras, mas no presente estudo utiliza-se critérios de informação em conjunto com testes de auto-correlação 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, da decomposição de variância do erro de previsão e da causalidade de Granger.

## 4 Análises dos Resultados

---

### 4.1 Função de Resposta ao Impulso

#### 4.1.1 Descrição Conceitual

A resposta ao impulso é mais facilmente obtida pela equação (14) expandida, representada abaixo:

$$X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

Ao estimar os coeficientes da representação de médias móveis, torna-se possível descrever a resposta dinâmica dos componentes do sistema dada uma variação em qualquer um deles.

Para facilitar o entendimento considere a representação de médias móveis (14), com duas variáveis:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^2 & a_{12}^2 \\ a_{21}^2 & a_{22}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-2} \\ \varepsilon_{2,t-2} \end{bmatrix} + \dots$$

a  $i$ -ésima coluna da matriz  $A_k$  mede o efeito de uma inovação (choque) unitário no  $i$ -ésimo componente do vetor de inovações no período  $t-k$  sobre  $X$  no período  $t$ . Já a primeira coluna de  $A_1$  mede as respostas de  $X$  às inovações no primeiro componente do vetor de inovação no período  $t-1$ , e assim sucessivamente.

Como a matriz de variância e covariância (aqui denominada por  $\Sigma$ ), em geral, não é diagonal, isto é, os choques podem ocorrer simultaneamente com probabilidade não nula, ou seja, podem estar contemporaneamente correlacionados, torna-se necessário diagonalizar a matriz  $\Sigma$ , para evitar que choques contemporâneos possam afetar mais de uma das variáveis. tanto utiliza-se o método de decomposição de Cholesky.

Supondo-se que a matriz  $\Sigma$  seja não singular, existe uma matriz  $C$ , triangular inferior e não singular, tal que  $\Sigma = CC'$ , em que  $C'$  é a transposta de  $C$  e que  $C^{-1}\Sigma(C')^{-1} = I$ .

A seguir define-se que  $\eta_t = C^{-1}\varepsilon_t$ , tem-se que  $E[\eta_t \eta_t'] = I$ .

$$E[\eta_t \eta_t'] = E[C^{-1}\varepsilon_t \varepsilon_t'(C')^{-1}] = [C^{-1}\Sigma(C')^{-1}] = I$$

Multiplicando (13) por  $C^{-1}$  obtém-se:

$$C^{-1}B_0X_t - C^{-1}B_1X_{t-1} - C^{-1}B_2X_{t-2} - \dots - C^{-1}B_pX_{t-p} = H(L)X_t = \eta_t \quad (16)$$

$$C^{-1}B(L)X_t = \eta_t \quad (17)$$

onde  $H(L) = C^{-1}B(L)$ . Na representação de médias móveis tem-se:

$$X_t = G(L)\eta_t \quad (18)$$

onde  $G(L) = A(L)C$ . Nota-se que (18) é uma representação (VMA), visto que  $\eta_t$  é um ruído branco.

Portanto, a equação (18) permite que se verifique o efeito de um choque unitário de um desvio padrão em apenas uma das variáveis sobre as demais variáveis do sistema. Se ocorrer, por exemplo, uma inovação de um desvio padrão na variável  $i$ , em  $t-k$ , há um impacto sobre o vetor  $X$ , no período  $t$ , através da  $i$ -ésima coluna de  $G_k$ .

Para facilitar o entendimento considere o exemplo com apenas duas variáveis, onde as matrizes  $C$  e  $C^{-1}$  seriam

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}$$

$$C^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{c_{11}} & \frac{0}{c_{11}} \\ -\frac{c_{21}}{c_{11}c_{22}} & \frac{1}{c_{22}} \end{bmatrix}$$

Ao expandir a representação de médias móveis (VMA) com duas variáveis tem-se:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\varepsilon_{1,t}}{c_{11}} \\ \frac{\varepsilon_{2,t}}{c_{22}} - \frac{c_{21}\varepsilon_{1,t}}{c_{11}c_{22}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\varepsilon_{1,t-1}}{c_{11}} \\ \frac{\varepsilon_{2,t-1}}{c_{22}} - \frac{c_{21}\varepsilon_{1,t-1}}{c_{11}c_{22}} \end{bmatrix} + \dots$$

Essa representação permite duas observações:

1. Inovações na primeira variável  $\varepsilon_{1t}$  afetam contemporaneamente as variáveis posteriores, mas a primeira variável não é afetada contemporaneamente por nenhuma das demais. Portanto, a segunda variável irá impactar as demais com exceção da primeira e não é influenciada contemporaneamente por nenhuma delas, exceto pela primeira, a terceira impacta a partir da terceira e assim sucessivamente.
2. A ordem pela qual as variáveis estão arranjadas no sistema afeta os resultados.

É importante notar que a ordenação das variáveis dentro da matriz depende da magnitude das correlações dos resíduos.

Segundo Burgstaller (2002) existem duas abordagens para encontrar a ordem apropriada: em primeiro lugar tomam-se as variáveis exógenas, e em segundo situam as variáveis com alta correlação dos resíduos lado a lado. Este argumento também é abordado por Abdullah (1998). Ainda, buscando a ordenação das variáveis Gjerde & Sættem (1999) argumentam ser bastante razoável colocar primeiramente as variáveis determinantes internacionalmente. Burgstaller (2002) também se utiliza desse argumento. Primeiramente ele escolhe as variáveis que são determinadas internacionalmente como o preço do petróleo e o índice de produção industrial da OECD, seguidas posteriormente das séries de câmbio, vendas a varejo, produção industrial e taxa de inflação. As variáveis de mercado financeiro (taxa de juros e o índice do mercado acionário) são colocadas por último, por não se esperar que elas afetem contemporaneamente as outras. “Essa maneira lógica de ordenação pode ser relativamente trivial, a qual não é baseada em uma teoria econômica confiável, mas nós imaginamos ser um bom ponto de partida” (Burgstaller, 2002, p.64). Segundo Gordon & Veitch (1986 *apud* Abdullah, 1998) a posição da taxa de juros e do retorno acionário nas duas últimas posições são baseadas na proposição de eficiência do mercado de que a taxa de juros e os preços de títulos refletem movimentos em todas as variáveis do sistema.

Portanto, no presente estudo, ordena-se as variáveis da seguinte maneira para se discutir o impacto da função resposta ao impulso generalizada: atividade econômica, inflação, taxa de juros e retorno acionário.

#### **4.1.2 Resultados**

O resultado encontrado no presente estudo para o Brasil é que existe um efeito, pequeno e inicial, de um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário (RET) sobre a taxa de juros (R).

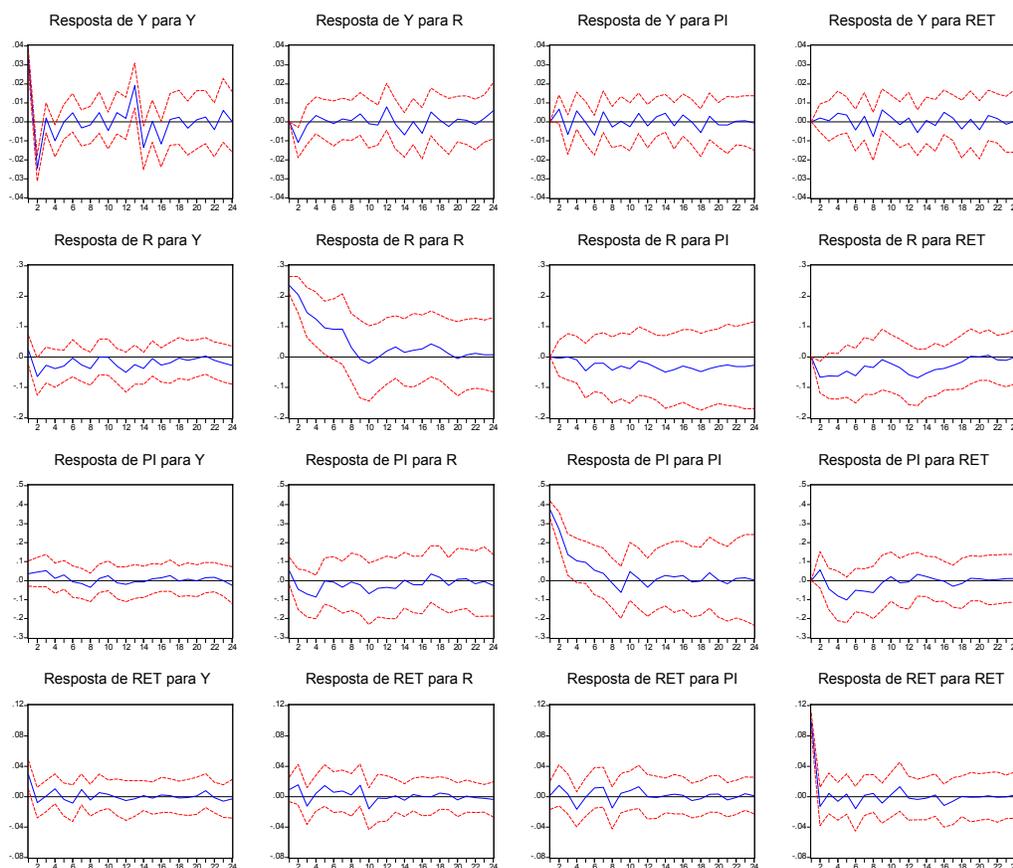


Figura 1: Função resposta ao impulso generalizada no caso brasileiro

Os resultados encontrados no presente estudo para o Chile 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) cai um pouco com um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário (RET).

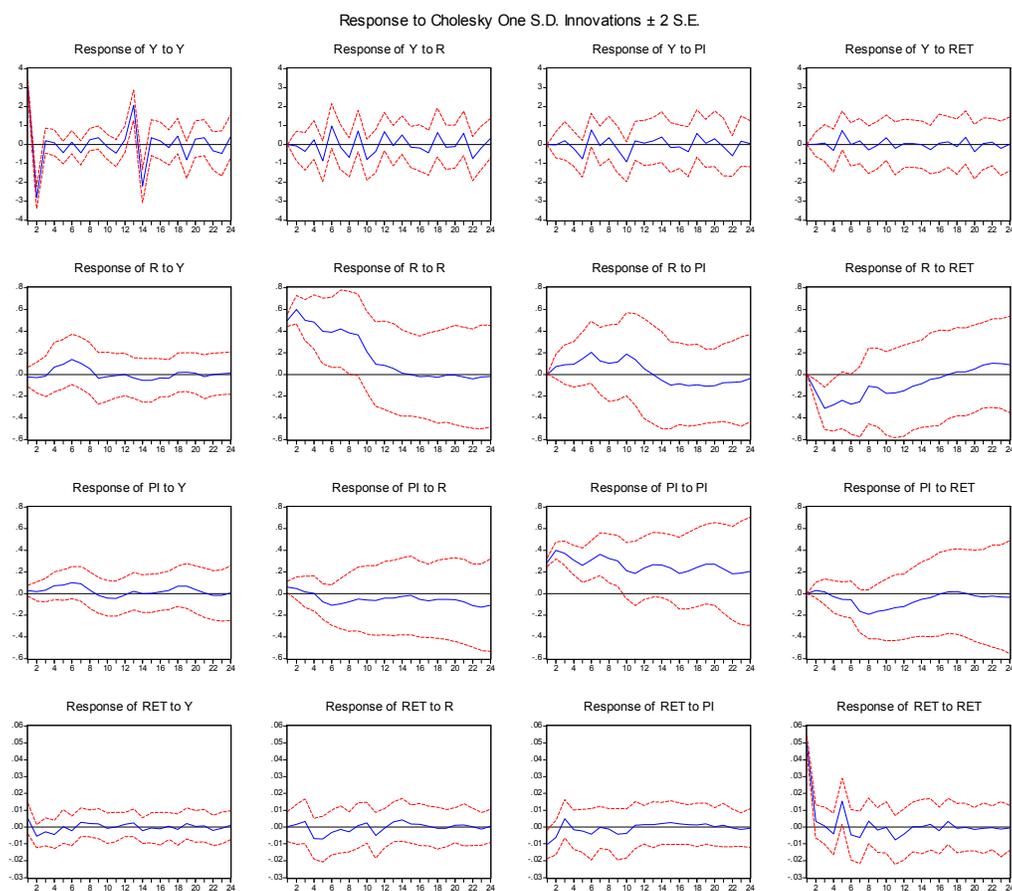


Figura 2: Função resposta ao impulso generalizada no caso chileno

Os resultados encontrados no presente estudo para o México 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, depois o zero faz parte da banda, o que explica a ausência de efeito; a taxa de juros (R) cai inicialmente e por oito meses com um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário (RET).

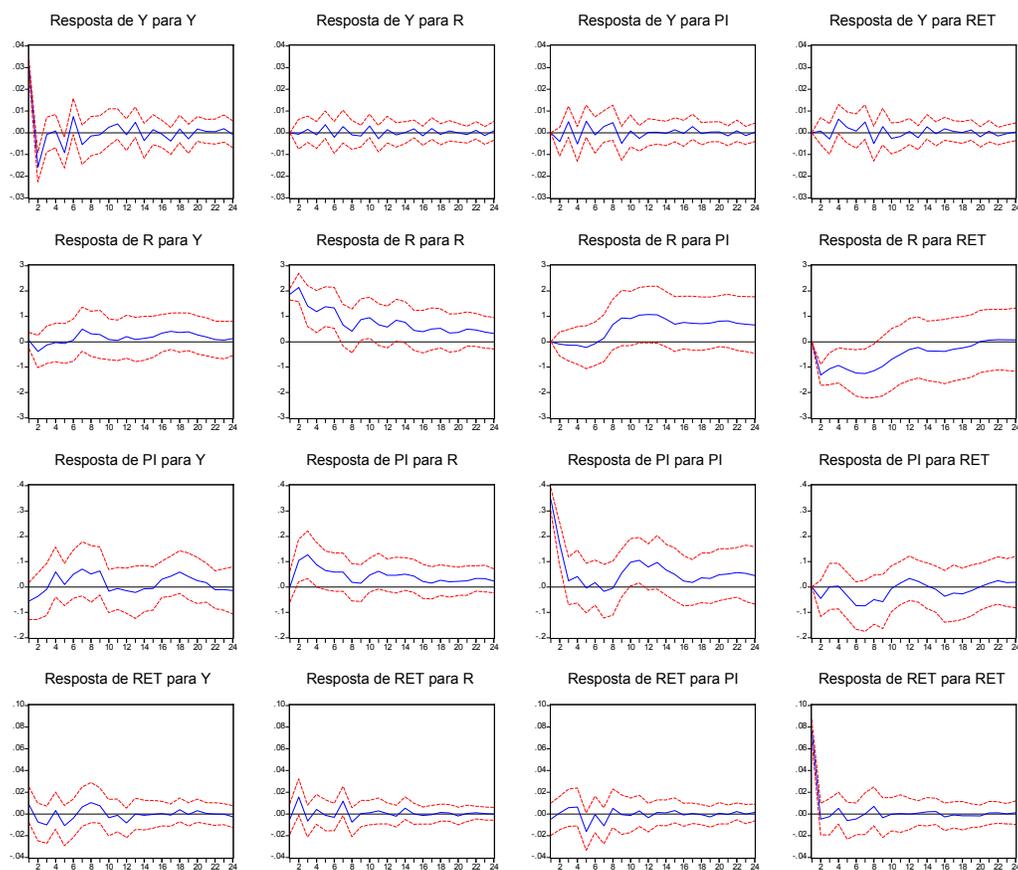


Figura 3: Função resposta ao impulso generalizada no caso mexicano

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

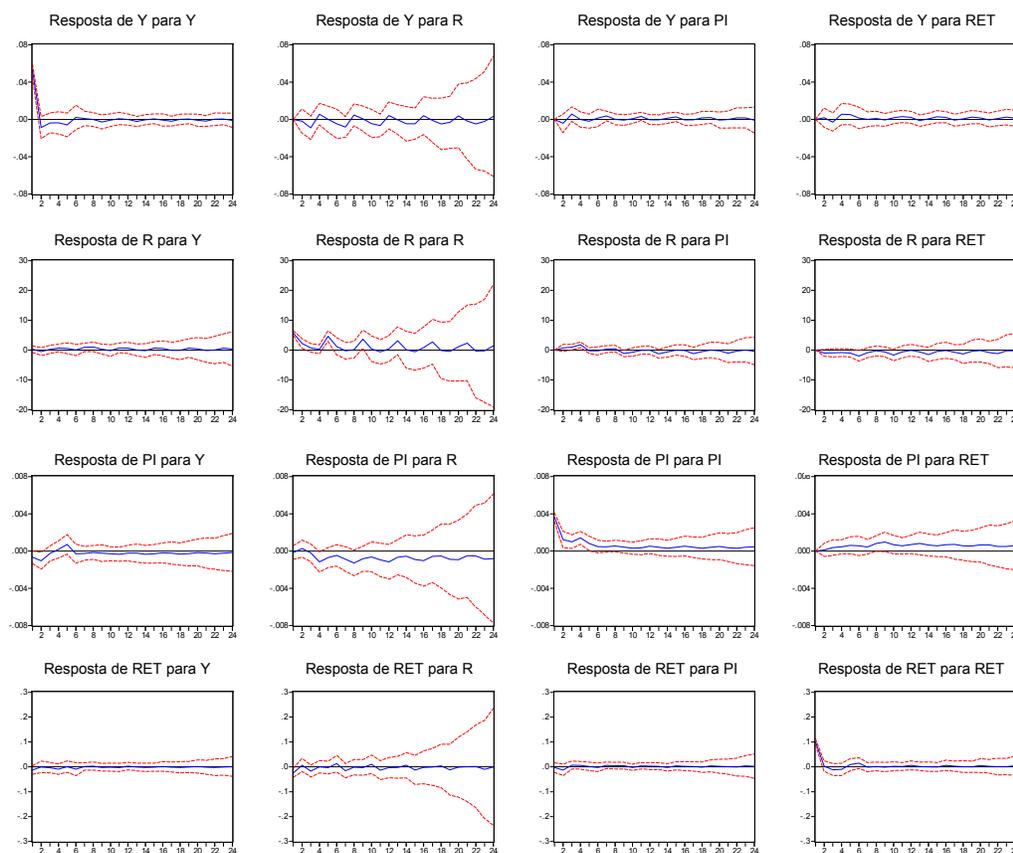


Figura 4: Função resposta ao impulso generalizada no caso argentino

Para todos os países um choque unitário de um desvio padrão no retorno acionário faz a taxa de juros cair inicialmente. Esse efeito é relativamente grande no Chile e no México, e pequeno no Brasil e na Argentina.

Uma outra análise que pode ser feita, utilizando-se o modelo VAR, é a decomposição de variância dos erros de previsão  $k$  períodos a frente.

## 4.2 Decomposição de Variância

### 4.2.1 Descrição Conceitual

O erro de previsão de  $k$  períodos a frente é definido por:

$$\varepsilon_{t+k} = X_{t+k} - E[X_{t+k} / X_t, X_{t-1}, \dots] \quad (20)$$

Lembre-se que  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma = CC'$  e considerando um exemplo com duas variáveis tem-se a seguinte decomposição da matriz  $CC'$ :

$$CC' = \begin{bmatrix} c_{11}^2 & c_{11} \\ c_{11}c_{21} & (c_{21}^2 + c_{22}^2) \end{bmatrix}$$

Os elementos da diagonal principal são somas de quadrados, o que permite identificar a respectiva variância de cada choque unitário, isto é, a parcela correspondente ao próprio choque e as demais parcelas cuja origem são provenientes dos demais choques. Observa-se que 100% da variância do erro de previsão de um período em  $X_{1t}$  refere-se aos seus próprios choques em  $t$  ( $X_{1t}$ ) e que somente uma parte da variância do erro de previsão em  $X_{2t}$  se deve ao choque em  $X_{1t}$ , representada pela seguinte fórmula:

$$\left( \frac{c_{21}^2}{c_{21}^2 + c_{22}^2} \right) \times 100\%$$

Dada as equações (19) e (20), a variância do erro de previsão para  $k$  períodos à frente é dada por:

$$X_{t+k} = G_0 \eta_{t+k} + G_1 \eta_{t+k-1} + \dots + G_{k-1} \eta_{t+1} + G_k \eta_t + G_{k+1} \eta_{t-1} + \dots \quad (21)$$

ou, simplesmente por

$$X_{t+k} - E[X_{t+k} / X_t, X_{t-1}, \dots] = \sum_{j=0}^{k-1} G_j \eta_{t+k-j} \quad (22)$$

Portanto, a matriz de variância e covariância de  $k$  períodos à frente é dada por:

$$\sum_{j=0}^{k-1} A_j \Sigma A_j' = \sum_{j=0}^{k-1} (A_j C)(A_j C)' \quad (23)$$

#### 4.2.2 Resultados

Os resultados encontrados nas tabelas de A.1.1 a A.1.4 do apêndice 1, considerando como significativo um resultado de no mínimo algo em torno de 10% em algum horizonte, são: nenhuma das variáveis escolhidas explica o nível de atividade; a inflação (PI) e o retorno acionário (RET) são as variáveis que mais explicam os juros (R); a taxa de juros (R) é a variável que mais explica a inflação (PI); e nenhuma das variáveis escolhidas explica o retorno acionário (RET).

Os resultados encontrados nas tabelas de A.1.5 a A.1.8 do apêndice 1, considerando como significativo um resultado de no mínimo algo em torno de 10% em algum horizonte, são: nenhuma das variáveis escolhidas explica o nível de atividade (Y); a inflação (PI) e o retorno acionário (RET) são as variáveis que mais explicam os juros (R); a taxa de juros (R) e o retorno acionário (RET) são as variáveis que mais explicam a inflação (PI); e nenhuma das variáveis escolhidas explica o retorno acionário (RET).

Os resultados encontrados nas tabelas de A.1.9 a A.1.12 do apêndice 1, considerando como significativo um resultado de no mínimo algo em torno de 10% em algum horizonte, são: nenhuma das variáveis escolhidas explica o nível de atividade (Y); a inflação (PI) e o retorno acionário (RET) são as variáveis que mais explicam os juros (R); nenhuma das variáveis escolhidas explica a inflação (PI); e nenhuma das variáveis escolhidas explica o retorno acionário (RET).

Os resultados encontrados nas tabelas de A.1.13 a A.1.16 do apêndice 1, considerando como significativo um resultado de no mínimo algo em torno de 10% em algum horizonte, são: a taxa de juros (R) é a variável que mais explica o nível de atividade (Y); o retorno acionário (RET) é a variável que mais explica os juros (R); a taxa de juros (R) e o retorno acionário (RET) são as variáveis que mais explicam a inflação (PI); e a taxa de juros (R) é a variável que mais explica o retorno acionário (RET).

### 4.3 Causalidade de Granger

#### 4.3.1 Descrição Conceitual

Conforme Gujarati (1995), considere duas séries de tempo  $X_t$  e  $Y_t$ . O teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis.

Em termos mais formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (24)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (25)$$

em que  $u_{it}$  são os resíduos que assumimos serem não-correlacionados.

A equação (24) postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X assim como a valores defasados de Y; a equação (25), por outro lado, postula um comportamento similar para a variável Y. Nada impede que as variáveis X e Y sejam representadas na forma de taxas de crescimento, o que aliás tem sido quase que a regra geral na literatura, uma vez que é difícil achar variáveis que sejam estacionárias em seus níveis<sup>1</sup>.

Em termos gerais, desde que o futuro não pode predizer o passado, se a variável X Granger-cause a variável Y, então mudanças em X devem preceder temporalmente mudanças em Y.

#### 4.3.2 Resultados

No presente estudo foi usado o teste de Granger para investigar a natureza da causalidade entre retorno acionário (RET), nível de atividade econômica (Y), inflação (PI) e taxa de juros (R) para Argentina, Brasil, Chile e México. Os resultados obtidos estão resumidos na Tabela 6. Vale lembrar que a hipótese nula revela se uma variável X não Granger causa uma variável Y. Se esta hipótese for rejeitada, há indícios de que no passado a variável X influencia o comportamento da variável Y.

---

<sup>1</sup> Se mesmo expressa em taxa de crescimento a variável tiver raiz unitária e cointegração, deve-se usar o modelo vetor de correção de erro (VECM) para o teste de causalidade.

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

## Conclusão

---

O presente estudo buscou analisar as relações de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e os retornos acionários para países como o Brasil, o Chile, o México e a Argentina de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Para analisar essa questão, foram utilizadas as seguintes variáveis: retornos acionários, nível de atividade econômica, inflação e taxa de juros. Vale lembrar, que a ordenação escolhida (atividade econômica, inflação, taxa de juros e retorno acionário) fornece uma interpretação estrutural para o choque de taxa de juros. A equação para a taxa de juros seria uma Regra de Taylor identificada recursivamente. Uma das conclusões é que choques de política monetária parecem ser relevantes para os mercados acionários na América Latina, como mostra a tabela 7.

Tabela7: Resumo dos resultados

	Resposta ao Impulso	Decomposição da Variância	Causalidade de Granger
Brasil	RET→R	PI e RET→R R→PI	Y→R R→Y
Chile	PI→RET RET→R	PI e RET→R R e RET→PI	Y→R Y→PI R→RET PI→Y
México	R→PI RET→R	PI e RET→R	R→RET PI→R
Argentina	RET→R	R→Y RET→R R e RET→PI R→RET	R→PI PI→R

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. Dentre as variáveis empregadas no presente estudo, os retornos acionários e as taxas de juros são as variáveis mais inter-relacionadas, em todos os países selecionados. Esses resultados são consistentes com diversos trabalhos apresentados na seção 2, conforme mostra a tabela 8.

Tabela8: Consistência dos resultados do presente trabalho com a literatura relevante

Autor	Ano	País	Resultado
Fama	1991	Estados Unidos	O mercado acionário não é o principal indicador das variáveis econômicas.
Know&Shin	1999	Coreia	O mercado acionário não é o principal indicador das variáveis econômicas.
Gjerde&Sættem	1999	Noruega	Taxas de juros afetam tanto os retornos acionários quanto a inflação.
Maysami&Koh	2000	Singapura	Mercado acionário é sensível à taxa de juros.
Bhattacharya&Mukherjee	2002	Índia	Inexistência de relacionamento causal entre o índice de ações e as variáveis macroeconômicas.
Nunes et al	2002	Brasil	Mercado acionário brasileiro não sinaliza as variações nas atividades reais.

Uma última conclusão é que Canova & De Nicoló (1997) encontraram resultados heterogêneos entre os países, o que não ocorreu no presente estudo.

Finaliza-se, este estudo, sugerindo que novos trabalhos futuros empreguem outras variáveis econômicas, fornecendo, assim mais informações a respeito do comportamento do mercado acionário latino americano frente às diferentes fontes de variações macroeconômicas.

## **Referências bibliográficas**

---

- ABDULLAH, D. A. Money growth variability and stock returns: an innovations accounting analysis. *International Economic Journal*, v.12, n.4, p.89-104, 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.241-251, 1998.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, v.24, n.4, p.459-464, 1992.
- BALDUZZI, P. Stock returns, inflation and the “proxy hypothesis”: a new look at the data. *Economics Letters*, v.48, n.1, p.47-53, 1995.
- BHATTACHARYA, B.; MUKHERJEE, J. Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange reserves and value trade balance: a case study for India. <http://www.igidr.ac.in/~money/basabi.pdf> (30 Dec. 2002)
- BURGSTALLER, J. Stock markets and the macroeconomy: an empirical assessment using VAR models. Linz, 2002. 161p. Thesis (Doctoral) – University of Linz. <http://www.economics.uni-linz.ac.at/burgstaller/research/diss.pdf>
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomics should know about unit roots. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Ed.). *BER Macroeconomics 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.2-3, p.273-278, 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.427-431, 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.1057-1072, 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.383-417, 1970.
- FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. *The American Economic Review*, v.71, n.4, p.545-565, 1981.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets. *The Journal of Finance*, v.46, n.5, p.1575-1617, 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.1-33, 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.61-74, 1999.
- GRANGER, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v.37, n.3, p.424-438, 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 98-09. Department of Economics. University of California. San Diego. 1998.

GUJARATI, D. N. Basic Econometrics, 3<sup>rd</sup> edition, McGraw-Hill, Londres, 1995.

HONDROYIANNIS, G.; PAPAPETROU, E. Macroeconomic influences on the stock market. *Journal of Economics and Finance*, v.25, n.1, p.33-49, 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.1551-1580, 1991.

JONES, C. M.; KAUL, G. Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, v.51, n.2, p.463-491, 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.71-81, 1999.

LEE, B. S. Causal relations among stock returns, interest rate, real activity and inflation. *The Journal of Finance*, v.47, n.4, p.1591-1603, Sep. 1992.

LJUNG, G.; BOX, G.; On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v.65, n.2, p.297-303, 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.79-96, 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.223-237, 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.71-80, 1998.
- NAKA, A.; MUKHERJEE, T.; TUFTE, D. Macroeconomic variables and performance of the Indian stock market. Working Paper, 06-98. 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 G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v.41, n.4, p.477-490, 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. [http://egade.sistema.itesm.mx/investigacion/documentos/documentos/13egade\\_normahdz.pdf](http://egade.sistema.itesm.mx/investigacion/documentos/documentos/13egade_normahdz.pdf) (27 Sep. 2002)
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

## Apêndice 1 Decomposição de Variância

Tabela A.1.1: Decomposição de variância do nível de atividade econômica para o Brasil

Período	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,033243	100 0	0 0	0 0	0 0
2	0,043236	90,9994 -4,7905	7,343006 -4,37233	1,432776 -2,10222	0,224815 -1,75199
3	0,043825	88,79622 -5,6231	7,169843 -4,22183	3,800003 -4,22834	0,233936 -2,76326
4	0,045675	86,51343 -6,59092	6,909174 -4,30672	5,376574 -4,99369	1,200825 -3,86826
5	0,04583	85,92931 -6,6559	6,920517 -4,54182	5,343364 -4,93025	1,806804 -3,96502
6	0,046812	83,40887 -6,61604	6,633689 -4,42731	7,382078 -5,25827	2,57536 -4,46733
7	0,047336	82,03442 -6,79588	6,519045 -4,5963	8,562372 -5,65382	2,884164 -4,68742
8	0,048055	79,70583 -7,02584	6,373265 -4,53906	8,600587 -5,69902	5,320322 -5,67459
9	0,048886	78,01745 -7,45321	6,838458 -4,5637	8,350732 -5,61314	6,793356 -6,32907
10	0,049244	77,72884 -7,30352	6,755524 -4,7222	8,540618 -5,22058	6,975018 -6,04815
11	0,049733	77,14876 -7,36204	6,831569 -4,84367	9,098398 -5,18434	6,92127 -5,87209
12	0,050478	75,0213 -7,56904	9,21885 -5,19152	8,878584 -5,06792	6,881263 -5,79683
13	0,054345	77,05793 -7,64405	8,048656 -4,95121	7,879349 -4,85558	7,014069 -5,54599
14	0,056617	76,69542 -7,69087	9,163966 -5,0291	7,65851 -4,70619	6,4821 -5,49167
15	0,056688	76,50697 -7,86491	9,146428 -5,22054	7,766524 -4,79136	6,580076 -5,6148
16	0,058507	75,7893 -8,0524	9,78102 -5,20831	7,50824 -4,60557	6,921442 -5,67338
17	0,058788	75,11562 -8,446	10,46566 -5,45058	7,446154 -4,86501	6,972568 -5,79484
18	0,059237	74,15248 -8,7472	10,39258 -5,40091	8,172701 -5,3828	7,282231 -6,09581
19	0,059464	73,88805 -8,81056	10,53067 -5,41854	8,301044 -5,51367	7,280237 -6,28779
20	0,059654	73,4499 -8,93013	10,53632 -5,46618	8,296631 -5,60431	7,717151 -6,56421
21	0,059834	73,18862 -9,06933	10,50805 -5,50188	8,309762 -5,64349	7,99357 -6,7495
22	0,060019	73,20523 -9,01032	10,5017 -5,62037	8,260307 -5,60803	8,032758 -6,65669
23	0,060361	73,37388 -9,1181	10,45434 -5,6833	8,183167 -5,57594	7,988615 -6,8494
24	0,060644	72,69016 -9,43436	11,28303 -6,02259	8,107723 -5,69254	7,919084 -7,04652

Tabela A.1.2: Decomposição de variância da taxa de juros para o Brasil

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,2359	0,888276 -2,26702	97,29072 -3,09962	1,821 -2,28785	0 0
2	0,3259	4,312925 -2,76056	90,01759 -4,85891	1,472631 -2,76454	4,196856 -2,82085
3	0,3636	4,013008 -3,14153	88,17531 -6,88843	1,488452 -3,77699	6,323233 -4,75644
4	0,3913	4,40602 -3,71466	86,19887 -8,00191	1,322711 -4,03091	8,072402 -5,73462
5	0,409	4,552201 -3,89215	84,96049 -8,88434	1,81261 -4,23516	8,674697 -6,31993
6	0,424	4,243897 -3,74372	83,84816 -10,1026	1,726405 -4,56323	10,18153 -7,69169
7	0,4361	4,369052 -3,91151	83,88539 -10,5695	1,665054 -4,59677	10,0805 -7,81641
8	0,4424	4,992306 -4,08726	82,23171 -11,2994	2,381283 -5,04732	10,3947 -7,97091
9	0,4435	4,966685 -3,99728	81,8145 -11,6482	2,838587 -5,86964	10,38023 -7,63096
10	0,4462	4,906489 -3,9154	80,94052 -11,8968	3,663674 -6,70644	10,48932 -7,3286
11	0,4488	5,288889 -3,92908	80,01975 -11,9463	3,713185 -6,84854	10,97818 -7,42539
12	0,4562	6,316588 -4,14167	77,67665 -12,0854	3,765959 -6,83178	12,24081 -7,75569
13	0,4645	6,38719 -4,19337	75,57476 -12,4387	4,078803 -7,04119	13,95924 -8,24541
14	0,4719	6,818076 -4,37538	73,44519 -12,8065	4,950946 -7,40569	14,78579 -8,53928
15	0,476	6,713164 -4,33527	72,51437 -13,2195	5,488406 -7,82378	15,28406 -8,87752
16	0,4798	6,909771 -4,34202	71,75044 -13,4843	5,687188 -8,1606	15,6526 -9,07353
17	0,4844	6,941833 -4,3716	71,3734 -13,7705	5,998011 -8,33777	15,68675 -9,3143
18	0,4881	6,842917 -4,40351	70,86528 -13,9014	6,722269 -8,4881	15,56954 -9,55277
19	0,4898	6,84385 -4,44631	70,46403 -13,9048	7,231408 -8,62395	15,46071 -9,59562
20	0,4908	6,825058 -4,46625	70,16857 -13,8819	7,610386 -8,81165	15,39599 -9,57761
21	0,4916	6,807185 -4,46356	69,99047 -13,9807	7,842269 -9,07562	15,36008 -9,5788
22	0,493	6,819876 -4,48014	69,71679 -14,0146	8,150554 -9,3187	15,31278 -9,63458
23	0,4945	6,939029 -4,52644	69,3226 -14,0641	8,473884 -9,43511	15,26449 -9,69014
24	0,4961	7,202421 -4,60035	68,9315 -14,0498	8,697914 -9,40978	15,16816 -9,64172

Tabela A.1.3: Decomposição de variância da inflação para o Brasil

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,3779	0,969504 -2,28885	0 0	99,0305 -2,28885	0 0
2	0,4726	1,530307 -2,67339	2,986339 -3,04148	94,05437 -4,78478	1,428985 -2,13549
3	0,5017	2,441115 -3,31551	5,762485 -4,78113	89,76726 -6,14336	2,029141 -2,1627
4	0,526	2,276928 -3,32495	8,835265 -6,50536	84,70074 -7,69482	4,187067 -4,16368
5	0,5451	2,423523 -3,66369	8,303227 -6,2814	81,91091 -8,17843	7,362344 -6,17936
6	0,5503	2,387862 -3,64923	8,220923 -6,60881	81,32932 -8,26802	8,061895 -6,37461
7	0,5556	2,416449 -3,6502	8,581443 -6,83565	80,11645 -8,53557	8,885656 -6,46403
8	0,5605	2,788974 -3,62689	8,440856 -6,92513	78,79573 -8,79368	9,974437 -7,12954
9	0,5646	2,79244 -3,65201	8,378466 -7,11725	78,95927 -9,0428	9,869827 -7,37137
10	0,5717	2,913774 -3,74872	9,893109 -7,73906	77,43993 -9,55268	9,753189 -7,24617
11	0,5735	2,937125 -3,71141	10,37199 -8,23101	76,96045 -9,73266	9,730432 -7,13609
12	0,5761	3,027274 -3,8399	10,5589 -8,29598	76,7566 -9,93896	9,657219 -7,1708
13	0,5786	3,009185 -3,82794	11,00882 -8,36432	76,08057 -10,1208	9,901421 -7,13752
14	0,5797	3,011963 -3,8009	10,96785 -8,33809	76,01708 -10,0975	10,00311 -7,06464
15	0,5806	3,032021 -3,73261	11,09628 -8,40272	75,88299 -10,0945	9,988707 -7,06686
16	0,5818	3,083302 -3,70693	11,24871 -8,60433	75,71729 -10,2202	9,950699 -7,07844
17	0,5842	3,26336 -3,67384	11,51931 -8,48477	75,08317 -10,219	10,13416 -7,06266
18	0,5847	3,26109 -3,69124	11,59488 -8,53372	74,95907 -10,2765	10,18497 -7,136
19	0,587	3,249372 -3,67821	11,78593 -8,70451	74,81245 -10,3097	10,15225 -7,06073
20	0,5871	3,248232 -3,73391	11,792 -8,82276	74,78358 -10,3693	10,17619 -6,96877
21	0,5876	3,309871 -3,73137	11,81002 -8,81404	74,71931 -10,4156	10,1608 -6,96314
22	0,5882	3,392747 -3,83364	11,8753 -8,84707	74,58278 -10,4128	10,14917 -6,83784
23	0,5885	3,389246 -3,81983	11,87764 -8,91078	74,55984 -10,4972	10,17328 -6,82862
24	0,5897	3,539099 -3,90818	12,01576 -9,02107	74,26912 -10,4343	10,17602 -6,76052

Tabela A.1.4: Decomposição de variância do retorno acionário para o Brasil

Período	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,1029	7,928688 -4,76405	0,77558 -1,56301	0,093659 -1,43997	91,20207 -4,83317
2	0,1062	7,985545 -4,7537	2,363035 -3,32331	2,583804 -3,64589	87,06762 -6,15704
3	0,1071	7,860723 -4,56443	3,745686 -4,41236	2,56687 -3,56018	85,82672 -6,51955
4	0,1091	8,45665 -4,91436	3,961729 -4,53359	4,580005 -4,05466	83,00162 -6,6185
5	0,1102	8,411958 -5,17462	5,621914 -4,99212	4,499147 -4,06167	81,46698 -7,25664
6	0,1124	8,682748 -5,24377	5,541102 -4,60574	5,460464 -4,47095	80,31569 -7,22642
7	0,1137	9,1609 -5,33179	5,662012 -4,57318	6,689735 -4,96376	78,48735 -6,99537
8	0,1149	9,134126 -5,34213	5,671251 -5,0239	8,136706 -5,16638	77,05792 -7,25744
9	0,1164	9,108583 -5,11728	7,029325 -5,46474	8,232299 -5,18402	75,62979 -7,05315
10	0,1178	8,955358 -5,09344	8,924776 -5,68055	8,257684 -5,12882	73,86218 -7,18718
11	0,1192	8,750374 -5,02737	8,810242 -5,56332	9,155141 -5,37221	73,28424 -6,91419
12	0,1194	8,913836 -4,94866	8,831024 -5,36605	9,13318 -5,47653	73,12196 -6,89298
13	0,1195	8,951024 -4,77991	8,828192 -5,42371	9,123752 -5,48566	73,09703 -6,89884
14	0,1196	8,945154 -4,72971	8,974518 -5,37357	9,108258 -5,39687	72,97207 -6,76219
15	0,1197	8,957543 -4,63774	8,993713 -5,48329	9,177887 -5,50335	72,87086 -6,92564
16	0,1203	8,897133 -4,66299	8,902887 -5,42286	9,10833 -5,51453	73,09165 -6,97002
17	0,1206	8,869213 -4,64336	8,865841 -5,51193	9,246327 -5,66164	73,01862 -7,12163
18	0,1207	8,868751 -4,73022	9,027017 -5,58387	9,252565 -5,77662	72,85167 -7,14566
19	0,1208	8,863264 -4,82891	9,06156 -5,55756	9,322869 -5,86358	72,75231 -7,27532
20	0,1209	8,850324 -4,88285	9,190667 -5,6484	9,359931 -6,06024	72,59908 -7,27548
21	0,1213	9,224276 -5,06927	9,148761 -5,7463	9,423427 -6,10872	72,20354 -7,43239
22	0,1213	9,232221 -5,12779	9,155219 -5,7778	9,431023 -6,13444	72,18154 -7,41812
23	0,1215	9,42997 -5,24678	9,176985 -5,98727	9,479651 -6,13808	71,91339 -7,61377
24	0,1216	9,471005 -5,26908	9,266714 -6,08084	9,464035 -6,33216	71,79825 -7,66543

Tabela A.1.5: Decomposição de variância do nível de atividade econômica para o Chile

Período	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	2,983202	100 0	0 0	0 0	0 0
2	4,099412	99,96367 -1,41427	0,026494 -0,93015	0,008947 -0,96593	0,000889 -0,85831
3	4,125805	98,92119 -3,45077	0,950648 -2,52069	0,094799 -1,88936	0,033368 -2,24722
4	4,151949	97,72508 -5,00033	1,388245 -3,39032	0,257656 -2,6302	0,629018 -3,40479
5	4,393429	88,23471 -7,26464	3,79022 -4,53994	4,595998 -3,96511	3,379074 -4,71708
6	4,565797	81,77202 -8,28672	6,543699 -5,64629	8,555491 -5,66137	3,128787 -4,52954
7	4,594542	81,71077 -8,21457	6,540073 -5,90292	8,496045 -5,57793	3,253111 -4,53973
8	4,672877	79,28066 -8,23126	8,794609 -5,87931	8,415234 -5,76143	3,509497 -4,77394
9	4,747876	77,38221 -8,00517	10,99446 -6,27566	8,220365 -6,04708	3,40297 -4,79369
10	4,916565	72,23739 -7,79515	11,69657 -6,4845	12,34717 -6,6236	3,718874 -4,72597
11	4,959542	71,87392 -7,63057	12,1016 -6,21465	12,18849 -6,50616	3,83599 -5,0221
12	5,014023	70,59574 -7,61204	13,53614 -6,75669	12,10609 -6,57183	3,762032 -5,17003
13	5,426749	74,77015 -7,37082	11,5851 -6,04209	10,42712 -5,89206	3,217628 -4,90365
14	5,887674	77,41849 -7,18319	10,31379 -5,42729	9,533789 -5,77805	2,733926 -4,40642
15	5,908761	77,23622 -7,28872	10,2722 -5,42487	9,562822 -5,77764	2,928763 -4,72177
16	5,916717	77,13637 -7,30393	10,31763 -5,41798	9,611379 -5,80868	2,934625 -5,05666
17	5,94889	76,3789 -7,49541	10,55203 -5,5979	10,1163 -5,86443	2,952766 -5,25934
18	6,027362	74,938 -7,84852	10,96448 -5,7852	11,18557 -6,16424	2,911953 -5,29503
19	6,093859	75,04998 -7,95754	10,7912 -5,92197	10,94433 -6,18127	3,214493 -5,27999
20	6,120411	74,61395 -8,06983	10,77496 -5,85146	11,04857 -6,4165	3,562516 -5,47877
21	6,161141	73,97611 -8,01212	11,60105 -5,96499	10,90339 -6,45606	3,519454 -5,52183
22	6,245136	72,29832 -8,11989	12,21073 -6,11233	12,02353 -6,53918	3,46742 -5,53757
23	6,271093	72,27347 -8,25789	12,21548 -6,0718	11,97103 -6,47562	3,540011 -5,74034
24	6,293183	72,19536 -8,40858	12,37359 -6,28916	11,9148 -6,45866	3,516241 -5,96814

Tabela A.1.6: Decomposição de variância da taxa de juros para o Chile

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,501	0,215952 -1,15017	95,53207 -3,70221	4,251978 -3,54291	0 0
2	0,801	0,225912 -1,22573	88,16233 -5,77754	7,605549 -5,4977	4,006212 -2,60668
3	0,9992	0,172091 -1,44604	78,8211 -8,23188	8,587203 -7,21118	12,4196 -6,12381
4	1,1504	0,472801 -1,85063	74,96221 -10,0026	9,235175 -8,60297	15,32981 -8,64814
5	1,253	0,984414 -2,38054	71,48587 -11,404	10,99654 -10,1109	16,53317 -10,3202
6	1,3632	1,885816 -3,04755	66,55212 -12,198	13,53109 -11,3388	18,03097 -11,4193
7	1,4583	2,165952 -3,48051	65,19052 -12,7348	13,87855 -11,9104	18,76497 -12,1709
8	1,5163	2,130312 -3,73261	65,77842 -13,216	14,23638 -12,3291	17,85488 -12,4192
9	1,5686	2,041957 -3,61452	65,94732 -13,7355	14,73549 -12,6995	17,27523 -12,8674
10	1,6034	1,972504 -3,52395	64,20043 -14,2596	16,09025 -13,2519	17,73682 -13,6197
11	1,6213	1,934163 -3,48172	62,94897 -14,4837	16,65989 -13,4864	18,45698 -14,1881
12	1,6312	1,910867 -3,44167	62,37599 -14,5233	16,63983 -13,3292	19,07331 -14,5378
13	1,6361	1,942065 -3,41854	62,11002 -14,5008	16,54331 -13,1111	19,40461 -14,7315
14	1,6402	2,040829 -3,47446	61,82103 -14,3666	16,55036 -12,9477	19,58778 -14,9112
15	1,6448	2,135418 -3,62169	61,48839 -14,3186	16,8143 -12,9802	19,56189 -15,0409
16	1,6478	2,162175 -3,71415	61,26353 -14,3374	17,04629 -13,1741	19,52801 -15,0156
17	1,6514	2,196079 -3,7585	60,99476 -14,2559	17,36706 -13,3189	19,4421 -14,875
18	1,6547	2,198249 -3,73603	60,75817 -14,1196	17,65409 -13,426	19,38949 -14,7106
19	1,6586	2,204243 -3,71575	60,48084 -14,1046	17,99749 -13,4776	19,31742 -14,5873
20	1,6627	2,197157 -3,66833	60,19046 -14,1786	18,29095 -13,5178	19,32143 -14,5322
21	1,667	2,202763 -3,56557	59,88067 -14,2154	18,42444 -13,5041	19,49212 -14,5393
22	1,6723	2,188869 -3,50126	59,52199 -14,2393	18,5367 -13,4736	19,75244 -14,6043
23	1,6767	2,178718 -3,47595	59,21133 -14,2847	18,6106 -13,4615	19,99935 -14,6396
24	1,6797	2,176664 -3,49643	59,00303 -14,2894	18,59845 -13,4732	20,22185 -14,6698

Tabela A.1.7: Decomposição de variância da inflação para o Chile

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,2969	0,818863 -2,07655	0 0	99,18114 -2,07655	0 0
2	0,5014	0,415541 -1,76835	0,518489 -1,18505	98,68955 -2,71541	0,376424 -1,32556
3	0,6254	0,519753 -2,13604	1,287232 -2,80788	97,89184 -4,4305	0,301176 -2,13715
4	0,7015	1,504221 -2,90678	1,792987 -3,8231	96,30004 -6,08338	0,402753 -3,00945
5	0,7585	2,376408 -3,64557	4,331232 -6,44267	92,46154 -8,66475	0,830817 -4,27542
6	0,8343	3,4531 -4,28523	7,652348 -8,7115	87,76495 -10,8111	1,129602 -5,20116
7	0,9343	3,673084 -4,53337	9,273309 -9,92364	83,07362 -11,9343	3,979989 -6,9785
8	1,0108	3,246136 -4,37352	9,900808 -10,8019	79,91429 -12,942	6,938765 -9,08625
9	1,069	2,926601 -4,12437	9,947262 -11,2228	78,57571 -13,7702	8,550427 -10,5462
10	1,1027	2,900688 -3,96163	10,1853 -11,6581	76,9911 -14,5167	9,922914 -11,8724
11	1,1289	2,938449 -3,92266	10,53462 -12,0001	75,73013 -15,0567	10,7968 -12,8431
12	1,1607	2,791775 -3,95577	10,57722 -12,1527	75,3306 -15,3246	11,30041 -13,507
13	1,1947	2,669353 -3,9383	10,62568 -12,3237	75,56856 -15,5072	11,13641 -13,6674
14	1,2245	2,540956 -3,89468	10,52984 -12,4719	76,1485 -15,6832	10,7807 -13,6816
15	1,2477	2,447523 -3,85597	10,41765 -12,5588	76,65973 -15,8842	10,4751 -13,7191
16	1,263	2,405462 -3,82749	10,67561 -12,8371	76,69375 -16,2275	10,22518 -13,7321
17	1,2827	2,388607 -3,8091	11,07503 -13,2141	76,60517 -16,6314	9,931189 -13,7508
18	1,3084	2,566596 -3,8758	11,24501 -13,5121	76,62405 -16,9846	9,564348 -13,7728
19	1,339	2,716767 -3,93438	11,37681 -13,743	76,77417 -17,2931	9,132255 -13,8137
20	1,3685	2,674673 -3,92199	11,55701 -13,9085	77,00337 -17,4942	8,764953 -13,8602
21	1,3901	2,595363 -3,85654	11,95748 -14,1159	76,90528 -17,7435	8,541872 -13,9178
22	1,4071	2,547241 -3,77168	12,76564 -14,3791	76,32473 -18,038	8,36239 -13,9974
23	1,4259	2,496346 -3,70612	13,70536 -14,6326	75,60204 -18,2319	8,196248 -14,0968
24	1,445	2,432056 -3,66676	14,39265 -14,8227	75,14017 -18,3914	8,035124 -14,1663

Tabela A.1.8: Decomposição de variância do retorno acionário para o Chile

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,0502	1,03272 -2,19566	0,233186 -1,14948	3,906202 -3,57141	94,82789 -3,90253
2	0,051	2,10312 -2,64909	0,552405 -2,25912	5,03909 -3,88084	92,30538 -4,83365
3	0,0514	2,370013 -2,62916	0,749268 -3,25426	6,122144 -3,85927	90,75858 -5,25822
4	0,0523	3,005703 -2,8248	2,27044 -4,15647	6,245683 -4,076	88,47817 -5,58362
5	0,055	2,717443 -2,60526	3,45573 -4,71031	6,089419 -4,8148	87,73741 -5,97684
6	0,0555	2,823636 -2,88481	3,556727 -4,7009	6,762072 -5,36435	86,85756 -6,33043
7	0,0559	3,0394 -2,80073	3,562678 -4,86557	6,665457 -5,35569	86,73246 -6,512
8	0,0562	3,161782 -2,95748	3,727095 -4,95036	6,706334 -5,81452	86,40479 -6,89726
9	0,0564	3,263318 -3,0376	3,795312 -5,2249	7,130284 -6,18395	85,81109 -7,52891
10	0,0566	3,25622 -3,09224	4,099722 -5,40753	7,401315 -6,55932	85,24274 -7,67213
11	0,0573	3,173608 -3,06489	4,763157 -5,49854	7,214082 -6,68961	84,84915 -7,8045
12	0,0575	3,223113 -3,12003	4,758169 -5,50089	7,205748 -6,86681	84,81297 -7,82219
13	0,0577	3,388859 -3,15969	4,952823 -5,53385	7,288606 -6,96876	84,36971 -7,95305
14	0,0579	3,49336 -3,15211	5,334911 -5,60838	7,503648 -7,14172	83,66808 -8,0254
15	0,058	3,487731 -3,15745	5,355685 -5,7838	7,733552 -7,37501	83,42303 -8,29547
16	0,0581	3,506817 -3,27973	5,37296 -5,98716	7,85733 -7,4725	83,26289 -8,37455
17	0,0582	3,503953 -3,37154	5,353493 -6,07802	7,900273 -7,42533	83,24228 -8,48414
18	0,0583	3,562308 -3,47654	5,370502 -6,32772	7,92652 -7,5397	83,14067 -8,59223
19	0,0584	3,692601 -3,46854	5,390163 -6,41066	8,006544 -7,50401	82,91069 -8,63671
20	0,0584	3,694136 -3,43321	5,414139 -6,40938	8,004375 -7,35115	82,88735 -8,65155
21	0,0584	3,70769 -3,43755	5,437922 -6,46458	8,045783 -7,50195	82,80861 -8,87308
22	0,0585	3,814134 -3,44783	5,432741 -6,53994	8,04089 -7,53959	82,71224 -8,89604
23	0,0585	3,816906 -3,47985	5,444861 -6,50406	8,115389 -7,67068	82,62284 -8,94922
24	0,0585	3,853083 -3,62343	5,45769 -6,38306	8,116353 -7,82714	82,57287 -9,09809

Tabela A.1.9: Decomposição de variância do nível de atividade econômica para o México

Período	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,02993	100 0	0 0	0 0	0 0
2	0,034122	98,45668 -3,36079	0,036786 -1,20426	1,456738 -2,67919	0,049797 -1,48364
3	0,034664	95,46636 -5,46918	0,244717 -1,74272	3,557975 -4,60053	0,730946 -3,06123
4	0,035621	90,45515 -6,87345	0,315534 -1,97983	5,476446 -5,16411	3,752872 -4,81727
5	0,037421	87,94389 -7,13095	1,252295 -2,67917	7,011266 -5,16633	3,792546 -4,26478
6	0,038246	88,03995 -7,44029	1,505485 -2,99148	6,786456 -5,43934	3,668107 -4,14032
7	0,039151	85,97338 -7,80599	1,945718 -3,27296	7,030312 -5,33445	5,050588 -5,04077
8	0,039777	83,44144 -8,30053	1,953387 -3,31585	8,167609 -5,48541	6,437564 -5,61765
9	0,040212	81,69726 -8,25497	2,054172 -3,43228	9,452115 -5,7672	6,796449 -5,55265
10	0,040512	80,88647 -8,40401	2,633101 -3,78614	9,353731 -5,70008	7,126699 -5,48079
11	0,040925	80,25205 -8,50009	3,024165 -4,05128	9,573947 -5,58805	7,149835 -5,71766
12	0,040964	80,14833 -8,68298	3,138821 -4,14848	9,558052 -5,60525	7,154795 -5,85751
13	0,041328	80,12098 -8,86399	3,147327 -4,198	9,394146 -5,66102	7,337546 -5,97789
14	0,041583	79,9253 -8,88284	3,108962 -4,25327	9,285872 -5,58087	7,679866 -6,06101
15	0,04167	79,70782 -8,93102	3,27575 -4,42034	9,351543 -5,56502	7,664886 -6,13707
16	0,04174	79,45799 -9,02003	3,389062 -4,62797	9,326074 -5,53743	7,826876 -6,19511
17	0,042062	79,08437 -9,1017	3,549424 -4,83622	9,637376 -5,54837	7,728828 -6,1626
18	0,042103	79,08249 -9,17504	3,572259 -4,93083	9,631069 -5,61486	7,714179 -6,09157
19	0,042227	79,06737 -9,18489	3,594376 -4,97085	9,581711 -5,61582	7,75654 -6,13685
20	0,042308	78,93241 -9,19587	3,580839 -5,03264	9,555707 -5,62028	7,931042 -6,18194
21	0,04235	78,79415 -9,21922	3,615142 -5,11378	9,65033 -5,61328	7,940377 -6,22655
22	0,042404	78,60747 -9,29348	3,672754 -5,17891	9,67013 -5,63486	8,049646 -6,29338
23	0,042488	78,49794 -9,34653	3,749501 -5,24996	9,722658 -5,64925	8,029897 -6,32226
24	0,042505	78,46608 -9,3593	3,786044 -5,28803	9,716604 -5,66124	8,031269 -6,33302

Tabela A.1.10: Decomposição de variância da taxa de juros para o México

Período	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	1,8777	0,063803 -1,34807	99,93339 -2,10501	0,002805 -1,24034	0 0
2	3,1548	1,495966 -3,01312	81,25269 -5,90582	0,068994 -1,80639	17,18235 -5,11429
3	3,6186	1,255508 -3,86449	76,85136 -7,87972	0,179091 -2,3951	21,71405 -6,95989
4	3,9235	1,073695 -4,24151	74,56383 -9,07689	0,274921 -2,91521	24,08756 -8,2153
5	4,3085	0,917468 -4,64444	72,18726 -10,2133	0,471454 -3,29977	26,42382 -9,38717
6	4,6763	0,795586 -4,82769	69,39853 -11,2647	0,421194 -3,10624	29,38469 -10,4381
7	4,9126	1,735818 -5,29349	64,66617 -12,2119	0,474815 -2,98013	33,1232 -11,4553
8	5,117	1,976412 -5,40168	60,2685 -12,8744	2,204569 -3,84278	35,55052 -12,2056
9	5,3686	2,084112 -5,27618	57,37708 -13,2795	5,052747 -5,74779	35,48606 -12,5215
10	5,5718	1,962988 -5,11916	56,11867 -13,6601	7,411913 -7,4321	34,50643 -12,8302
11	5,7313	1,864577 -5,0587	54,39043 -13,8677	10,38039 -9,01743	33,3646 -13,0353
12	5,871	1,892126 -5,07186	52,7809 -13,8963	13,25656 -10,2002	32,07042 -13,1268
13	6,0315	1,813866 -5,06903	51,9475 -13,9308	15,71466 -10,9898	30,52397 -13,1526
14	6,1568	1,788051 -5,14229	51,37434 -14,0646	17,20116 -11,5181	29,63645 -13,3801
15	6,2259	1,844781 -5,29186	50,74379 -14,1774	18,07471 -11,9267	29,33672 -13,5989
16	6,305	2,081418 -5,4051	49,86688 -14,1587	19,07664 -12,2359	28,97505 -13,7214
17	6,3871	2,440629 -5,5122	49,20679 -14,1652	19,90211 -12,4744	28,45047 -13,7968
18	6,4624	2,700285 -5,55984	48,71295 -14,1851	20,65234 -12,7348	27,93443 -13,8605
19	6,5268	3,005978 -5,59987	48,0242 -14,1568	21,5184 -12,979	27,45143 -13,8926
20	6,5926	3,114131 -5,61013	47,37016 -14,0968	22,609 -13,1619	26,90671 -13,9011
21	6,6656	3,128839 -5,64466	46,89157 -14,0436	23,65099 -13,3513	26,32861 -13,9265
22	6,7223	3,093745 -5,66561	46,57335 -14,0781	24,43253 -13,5634	25,90038 -13,9873
23	6,7692	3,058927 -5,6721	46,2379 -14,0893	25,14881 -13,7762	25,55436 -14,071
24	6,8106	3,056623 -5,68604	45,91279 -14,0942	25,77308 -13,9847	25,25751 -14,1713

Tabela A.1.11: Decomposição de variância da inflação para o México

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,3502	2,492344 -2,84708	0 0	97,50766 -2,84708	0 0
2	0,4073	2,657671 -3,46316	6,485298 -3,77316	89,59497 -5,60246	1,262057 -2,184
3	0,4273	2,46191 -3,45413	14,67318 -6,8616	81,7176 -7,73485	1,147308 -2,19507
4	0,4422	4,091177 -3,80417	17,62723 -7,6982	77,20329 -7,93009	1,078303 -2,51081
5	0,4483	4,029024 -4,03869	19,23228 -7,85882	75,09984 -8,30188	1,638855 -3,11136
6	0,4611	4,976999 -4,35106	19,79131 -7,7649	71,13741 -8,1209	4,094277 -4,15438
7	0,4763	6,893307 -5,2368	20,04531 -7,69232	66,78824 -8,2623	6,273142 -5,11016
8	0,4821	7,85175 -5,82498	19,72184 -7,64913	65,21919 -8,32264	7,207223 -5,38601
9	0,4928	9,129712 -6,28169	18,95604 -7,40695	63,65304 -8,35903	8,26121 -5,9836
10	0,5048	8,804165 -6,01124	18,90703 -7,32965	64,40136 -8,51248	7,887445 -5,95175
11	0,5197	8,321898 -5,76697	19,24229 -7,25565	64,90483 -8,59603	7,530985 -5,7636
12	0,529	8,113025 -5,67211	19,31626 -7,21772	64,88466 -8,82458	7,686061 -5,56926
13	0,5407	7,919853 -5,66116	19,20816 -7,22001	65,35041 -8,98633	7,521571 -5,52383
14	0,5473	7,745697 -5,77388	19,59105 -7,3372	65,31591 -9,25733	7,347348 -5,71044
15	0,5514	7,646003 -5,80157	19,91598 -7,47067	65,16872 -9,51274	7,2693 -6,02766
16	0,5544	7,857752 -5,91545	19,85337 -7,45207	64,6539 -9,65286	7,634977 -6,42082
17	0,5571	8,362457 -6,1865	19,74409 -7,40964	64,13817 -9,89376	7,755278 -6,74014
18	0,5626	9,286125 -6,61112	19,57977 -7,37684	63,3004 -10,1164	7,833701 -7,07085
19	0,5657	9,713504 -6,90832	19,49638 -7,37046	62,97474 -10,3503	7,815378 -7,37669
20	0,5687	9,804013 -7,03939	19,43454 -7,39984	63,02943 -10,4871	7,732015 -7,56502
21	0,572	9,779602 -7,06082	19,39339 -7,39125	63,12327 -10,5848	7,703739 -7,66534
22	0,5765	9,664729 -6,99017	19,42163 -7,446	63,1362 -10,7188	7,777433 -7,79697
23	0,5802	9,572401 -7,02688	19,49119 -7,51313	63,17312 -10,8644	7,763297 -7,94156
24	0,5829	9,544119 -7,15855	19,47557 -7,52255	63,18756 -11,0182	7,792746 -8,11449

Tabela A.1.12: Decomposição de variância do retorno acionário para o México

Período	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,077	1,218694 -2,04382	0,33578 -1,49695	0,397057 -1,44912	98,04847 -2,99433
2	0,079	2,023581 -2,79207	4,19018 -4,36952	0,39243 -2,13926	93,39381 -4,96643
3	0,0802	3,522098 -4,14281	4,735072 -4,46484	0,895421 -2,73989	90,84741 -6,15789
4	0,0808	3,620371 -3,98043	4,925013 -4,42899	1,51675 -3,69478	89,93787 -6,7123
5	0,0833	5,072002 -4,15327	4,649009 -4,10872	5,190484 -5,15127	85,08851 -7,45441
6	0,0836	5,256439 -4,4426	4,749905 -4,56292	5,159615 -5,08722	84,83404 -7,66645
7	0,0854	5,631547 -4,98783	6,516411 -4,74562	6,547393 -4,7569	81,30465 -7,87048
8	0,0868	6,923577 -5,16584	7,074061 -4,75568	6,687458 -4,66655	79,3149 -7,86376
9	0,0872	7,624208 -5,12832	7,009977 -4,72841	6,633093 -4,551	78,73272 -7,78374
10	0,0873	7,759165 -5,11616	7,015967 -4,64493	6,644487 -4,57307	78,58038 -7,86095
11	0,0874	7,762887 -5,07534	7,100446 -4,65236	6,734479 -4,52611	78,40219 -7,808
12	0,0879	8,568944 -5,36633	7,027417 -4,63808	6,818193 -4,4711	77,58545 -7,96068
13	0,0879	8,561365 -5,48822	7,079115 -4,76509	6,832573 -4,56358	77,52695 -8,07783
14	0,0881	8,54161 -5,47087	7,412926 -5,02164	6,814275 -4,52455	77,23119 -8,17228
15	0,0882	8,525493 -5,533	7,397933 -5,09023	6,935052 -4,49894	77,14152 -8,26771
16	0,0883	8,515684 -5,56362	7,41522 -5,1022	6,934148 -4,48265	77,13495 -8,33428
17	0,0883	8,527629 -5,55922	7,420567 -5,15296	6,934992 -4,5157	77,11681 -8,38736
18	0,0884	8,694679 -5,58439	7,422871 -5,19906	6,923326 -4,55223	76,95912 -8,45335
19	0,0884	8,685781 -5,68328	7,423345 -5,20825	7,007867 -4,59792	76,88301 -8,54478
20	0,0885	8,780305 -5,79059	7,451928 -5,22607	6,997988 -4,61251	76,76978 -8,64849
21	0,0885	8,782035 -5,8064	7,452941 -5,25552	6,999586 -4,62721	76,76544 -8,66861
22	0,0886	8,772805 -5,87709	7,463039 -5,27937	7,061245 -4,61933	76,70291 -8,73925
23	0,0886	8,773175 -5,93796	7,46461 -5,32266	7,061196 -4,63501	76,70102 -8,79843
24	0,0887	8,848399 -6,05506	7,455363 -5,35885	7,072829 -4,64587	76,62341 -8,91404

Tabela A.1.13: Decomposição de variância do nível de atividade econômica para a Argentina

Período	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,052228	100 0	0 0	0 0	0 0
2	0,053179	99,18202 -3,36245	0,135136 -1,76525	0,567931 -2,21087	0,11491 -1,57844
3	0,054442	95,11952 -5,31143	2,686733 -3,3768	1,801773 -2,51824	0,391979 -2,04114
4	0,055152	93,1366 -6,04418	3,667635 -4,49787	1,760893 -2,64556	1,434872 -2,7853
5	0,055749	92,26507 -6,04844	3,589761 -4,41602	1,835661 -2,61747	2,309504 -3,29383
6	0,056038	91,49138 -6,10229	4,244699 -4,51431	1,916421 -2,75026	2,347498 -3,37641
7	0,056755	89,2301 -7,29787	6,110068 -5,60036	2,370727 -2,82321	2,289105 -3,27462
8	0,056966	88,5683 -8,23136	6,769983 -6,80241	2,353913 -2,88892	2,307799 -3,30944
9	0,057042	88,56207 -8,43839	6,766572 -7,00727	2,362793 -2,89327	2,308568 -3,36772
10	0,057259	87,90864 -8,66168	7,313963 -7,344	2,376045 -2,83319	2,401354 -3,44023
11	0,057802	86,29474 -9,55814	8,352365 -8,08947	2,699238 -2,92533	2,653658 -3,52059
12	0,057997	85,71677 -10,5799	8,813825 -9,35087	2,686217 -2,99333	2,783185 -3,60991
13	0,058051	85,69119 -10,9465	8,798935 -9,6578	2,685242 -2,97137	2,82463 -3,63251
14	0,058264	85,07075 -11,4237	9,376989 -10,2074	2,737139 -2,99706	2,815126 -3,65682
15	0,058578	84,17314 -12,0706	9,856598 -10,5989	2,936533 -3,04399	3,033725 -3,89223
16	0,058765	83,64815 -13,0526	10,24553 -11,73	2,931852 -3,15346	3,174469 -3,96473
17	0,058808	83,62318 -13,4876	10,26183 -12,0944	2,928371 -3,13624	3,186616 -4,07502
18	0,05904	82,96908 -14,0892	10,8528 -12,7652	3,001017 -3,17859	3,177102 -4,07835
19	0,05922	82,47295 -14,59	11,05381 -13,0735	3,133404 -3,21551	3,339829 -4,27433
20	0,05937	82,07831 -15,4278	11,37605 -14,017	3,136542 -3,32351	3,4091 -4,37614
21	0,059418	82,02048 -15,8915	11,43537 -14,488	3,131555 -3,35296	3,412588 -4,46303
22	0,059646	81,39473 -16,5207	11,97313 -15,1412	3,212793 -3,39609	3,419347 -4,57749
23	0,059754	81,10676 -16,9931	12,03282 -15,5095	3,293772 -3,48931	3,566655 -4,71934
24	0,059866	80,83011 -17,6508	12,27377 -16,193	3,301262 -3,54074	3,594855 -4,9286

Tabela A.1.14: Decomposição de variância da taxa de juros para a Argentina

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	5,673	0,279809 -1,58977	99,54054 -1,97466	0,179649 -1,36154	0 0
2	6,2191	0,861607 -2,30791	95,59137 -4,50212	1,131674 -2,61465	2,415351 -2,93503
3	6,4132	0,932261 -2,39006	91,38515 -6,78355	3,165842 -4,07562	4,51675 -5,13373
4	6,7502	1,919682 -2,7676	82,71184 -7,44169	9,770112 -4,93929	5,598366 -5,49088
5	8,2803	1,746727 -2,93805	86,39226 -6,67386	6,755457 -3,78926	5,105552 -4,61164
6	8,6043	1,618987 -3,19246	82,07256 -8,09108	6,388488 -3,69665	9,919961 -6,66468
7	8,704	2,666651 -3,55139	80,27701 -8,94744	6,37611 -3,8903	10,68023 -7,60011
8	8,7878	4,093929 -3,86583	78,77939 -9,13037	6,555873 -4,07587	10,57081 -7,55897
9	9,6079	3,509538 -3,82547	79,9481 -8,84608	7,294762 -3,95699	9,247598 -6,84096
10	9,7915	3,409493 -3,87979	77,14929 -9,60943	7,574983 -4,07479	11,86624 -7,77996
11	9,8563	3,915455 -4,19318	76,51529 -9,89753	7,476217 -4,00398	12,09304 -8,13555
12	9,8911	4,377055 -4,30451	76,18579 -10,0284	7,42466 -4,11343	12,0125 -8,07434
13	10,471	3,906533 -4,17631	76,64963 -9,87263	8,38645 -4,32462	11,05739 -7,64181
14	10,595	3,840077 -4,18216	74,8714 -10,3924	8,569799 -4,51802	12,71872 -8,22923
15	10,642	4,201615 -4,40847	74,50249 -10,6096	8,495586 -4,47456	12,80031 -8,47964
16	10,693	4,422397 -4,48034	74,44613 -10,7209	8,445755 -4,60313	12,68572 -8,45013
17	11,128	4,087244 -4,37865	74,6712 -10,6439	9,113239 -4,73292	12,12832 -8,23971
18	11,216	4,027636 -4,40904	73,52888 -11,0796	9,147729 -4,92728	13,29576 -8,68684
19	11,25	4,359398 -4,58471	73,23123 -11,2724	9,098926 -4,90406	13,31045 -8,87996
20	11,325	4,45731 -4,62596	73,34047 -11,3206	9,052089 -5,05199	13,15013 -8,85007
21	11,646	4,22282 -4,55033	73,32861 -11,2991	9,536321 -5,08382	12,91225 -8,77491
22	11,712	4,175919 -4,59379	72,58259 -11,6526	9,505576 -5,26359	13,73591 -9,11799
23	11,736	4,47172 -4,73205	72,33269 -11,7717	9,472699 -5,24057	13,72289 -9,21846
24	11,831	4,488234 -4,76512	72,53359 -11,8028	9,4472 -5,39455	13,53098 -9,20903

Tabela A.1.15: Decomposição de variância da inflação para a Argentina

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,0037	3,235849 -3,18445	0 0	96,76415 -3,18445	0 0
2	0,004	9,47666 -6,45292	0,559814 -3,06878	89,87944 -7,19836	0,084089 -1,05743
3	0,0042	9,213357 -6,77094	0,662351 -2,93897	89,27558 -7,2277	0,848708 -2,06825
4	0,0046	7,792764 -5,86741	6,378389 -4,32039	84,17035 -7,15085	1,6585 -2,93094
5	0,0048	9,270936 -5,46151	7,815657 -5,16843	79,77411 -7,30092	3,139298 -3,51915
6	0,0049	9,306798 -5,70487	8,419285 -5,6289	78,01057 -8,08323	4,263343 -4,38892
7	0,005	9,120116 -5,72767	10,91221 -7,15449	75,14718 -8,98661	4,820491 -4,7245
8	0,0053	8,347624 -5,53237	15,54834 -9,0759	69,35978 -10,0769	6,744251 -5,08736
9	0,0055	8,025493 -5,41703	16,7847 -9,81218	65,74542 -10,7589	9,444389 -5,56286
10	0,0055	8,049746 -5,50841	17,44655 -10,2183	63,91287 -11,2005	10,59084 -5,955
11	0,0057	8,069391 -5,581	19,3877 -11,2599	61,5056 -11,9006	11,03731 -6,19528
12	0,0059	7,715515 -5,55795	22,00791 -12,2434	58,53875 -12,6703	11,73782 -6,44138
13	0,006	7,589767 -5,61268	22,39552 -12,6694	56,89411 -13,1557	13,12061 -6,9071
14	0,0061	7,756422 -5,76982	22,64699 -12,8392	55,71584 -13,4711	13,88075 -7,31572
15	0,0062	7,717041 -5,84025	23,9504 -13,6771	54,15696 -13,9685	14,1756 -7,52846
16	0,0063	7,458726 -5,88235	25,42231 -14,3066	52,47375 -14,4333	14,64521 -7,7183
17	0,0064	7,399392 -5,94693	25,52265 -14,627	51,58515 -14,7911	15,49281 -8,06521
18	0,0065	7,52102 -6,07635	25,70128 -14,8007	50,86284 -15,0363	15,91486 -8,39237
19	0,0066	7,457979 -6,14785	26,69209 -15,5622	49,77061 -15,447	16,07932 -8,51388
20	0,0067	7,266052 -6,18652	27,58459 -16,0019	48,67983 -15,7698	16,46953 -8,66365
21	0,0067	7,239052 -6,24455	27,58699 -16,312	48,08985 -16,0262	17,08411 -8,93512
22	0,0068	7,328258 -6,33709	27,76712 -16,4975	47,5572 -16,2147	17,34742 -9,18055
23	0,0069	7,255575 -6,39717	28,57359 -17,1397	46,73289 -16,5442	17,43794 -9,22741
24	0,007	7,116963 -6,42597	29,13131 -17,4575	45,98315 -16,7735	17,76857 -9,35427

Tabela A.1.16: Decomposição de variância do retorno acionário para a Argentina

Periodo	Desvio Padrão	Y	R	PI	RET
1	0,1041	1,41784 -2,46951	5,457708 -3,60998	0,029437 -1,08863	93,09501 -4,20231
2	0,1052	1,391401 -2,58685	5,724239 -4,21157	1,550854 -3,00336	91,33351 -5,37383
3	0,1075	1,460668 -3,03304	7,867586 -4,92839	1,970849 -2,82508	88,7009 -6,27175
4	0,1086	2,216719 -3,61465	7,711376 -4,87918	2,219874 -2,86495	87,85203 -6,20557
5	0,109	2,203955 -3,99831	7,740355 -5,1748	2,220296 -2,764	87,83539 -6,70215
6	0,1111	2,859082 -4,10143	8,642999 -7,10293	2,19041 -2,87663	86,30751 -8,11794
7	0,1124	2,810726 -4,17513	10,31142 -8,30632	2,512265 -2,8884	84,36559 -9,07978
8	0,1125	2,870434 -4,24627	10,29947 -8,53166	2,665937 -2,88771	84,16416 -9,47667
9	0,1127	2,89316 -4,21537	10,32455 -8,80547	2,848439 -3,01465	83,93385 -9,91202
10	0,1132	2,881498 -4,20995	11,0378 -9,99202	2,886099 -2,99587	83,1946 -10,941
11	0,1141	2,895106 -4,25777	12,23859 -11,0459	2,996783 -3,09366	81,86952 -11,8091
12	0,1144	2,938039 -4,25204	12,23494 -11,2744	3,06221 -3,08573	81,76482 -12,0248
13	0,1145	2,940225 -4,20947	12,24877 -11,6128	3,112878 -3,20509	81,69813 -12,4397
14	0,1147	2,967637 -4,18396	12,49877 -12,2696	3,149409 -3,19659	81,38418 -13,0185
15	0,1154	2,946276 -4,18618	13,4812 -13,1809	3,238947 -3,33714	80,33357 -13,7832
16	0,1156	2,952708 -4,17214	13,46843 -13,4095	3,271205 -3,3426	80,30765 -14,0016
17	0,1157	2,964356 -4,13986	13,45901 -13,7549	3,282245 -3,47314	80,29439 -14,3704
18	0,1158	2,993497 -4,13473	13,53241 -14,2121	3,302874 -3,45888	80,17122 -14,7943
19	0,1164	2,968403 -4,10845	14,3368 -14,9099	3,38814 -3,61449	79,30665 -15,4214
20	0,1165	2,972221 -4,1133	14,31792 -15,1726	3,416434 -3,63963	79,29342 -15,6566
21	0,1166	2,990543 -4,11846	14,31139 -15,4392	3,417824 -3,79916	79,28024 -15,9613
22	0,1166	3,018395 -4,12426	14,3212 -15,8289	3,425816 -3,78168	79,23459 -16,3223
23	0,1171	2,993834 -4,11289	14,95762 -16,3497	3,507472 -3,95836	78,54107 -16,8331
24	0,1172	2,995096 -4,10805	14,93476 -16,6427	3,528567 -3,98328	78,54158 -17,0571

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)