



RAC - Revista de Administração

Contemporânea

ISSN: 1415-6555

rac@anpad.org.br

Associação Nacional de Pós-Graduação e  
Pesquisa em Administração  
Brasil

Soares Terra, Paulo Renato

Inflação e Retorno do Mercado Acionário em Países Desenvolvidos e Emergentes

RAC - Revista de Administração Contemporânea, vol. 10, núm. 3, julho-setembro, 2006, pp. 133-158

Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=84010308>

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

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

---

## Inflação e Retorno do Mercado Acionário em Países Desenvolvidos e Emergentes

---

Paulo Renato Soares Terra

### RESUMO

Diferentes explicações têm sido sugeridas à intrigante relação negativa observada entre retornos acionários e inflação. As mais populares são a Hipótese de Efeitos Fiscais (Feldstein, 1980), a Hipótese *Proxy* (Fama, 1981), e a Hipótese de Causalidade Inversa (Geske & Roll, 1983). A cadeia de causalidade entre as variáveis é crucial para determinar quais hipóteses se ajustam melhor aos dados. Este estudo estende esta linha de pesquisa a uma amostra de sete países latino-americanos (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela). Uma Análise de Auto-regressão Vetorial (VAR) é executada para investigar as relações de causalidade entre retornos reais das ações, taxas de juros reais, atividade real, e inflação. A mesma metodologia também é aplicada ao Grupo dos Sete (Alemanha, Canadá, França, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos), e os resultados são então comparados. Os resultados indicam que as diferenças entre países industrializados e países em desenvolvimento não são tão marcantes quanto presumido inicialmente. Ainda, os resultados em geral não apóiam prévios estudos para os Estados Unidos, mesmo entre os países industrializados, o que sugere que a evidência norte-americana não pode ser generalizada mundialmente.

**Palavras-chave:** hipótese de Fisher; inflação; mercado de ações; auto-regressão vetorial; América Latina.

### ABSTRACT

Different explanations have been suggested to the puzzling negative relationship observed between real stock returns and inflation. The most popular ones are the Tax-Effects Hypothesis (Feldstein, 1980), the Proxy Hypothesis (Fama, 1981), and the Reverse Causality Hypothesis (Geske & Roll, 1983). The causality chain between the variables is crucial to sort out which hypothesis best fits the data. This study extends this line of research to a sample of seven Latin American countries (Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, Peru, and Venezuela). A Vector Autoregression (VAR) analysis is performed in order to investigate the causality relationships among real stock returns, real interest rates, real activity, and inflation. The same methodology is also conducted for the Group of Seven (Germany, Canada, France, Italy, Japan, the United Kingdom, and the United States), and their results are then compared. My findings indicate that the differences between industrial and developing countries are not as sharp as one could initially presume. Also, the results do not in general support previous findings for the United States even among other industrial countries, which suggests that the North American evidence cannot be generalized worldwide.

**Key words:** Fisher hypothesis; inflation; stock markets; vector autoregression; Latin America.

## INTRODUÇÃO

Irving Fisher (1930) levantou a hipótese de que a taxa de juros nominal *ex-ante* deveria antecipar-se completamente aos movimentos da inflação esperada, para render a taxa de juros real de equilíbrio. Esta hipótese pode ser estendida facilmente às taxas de retorno de ativos reais que, como parte do setor real da economia, deveriam mover-se *pari passu* com as taxas esperadas de inflação. Porém muitas evidências obtidas até hoje concluem que retornos acionários e inflação esperada estão negativamente relacionados (por exemplo, Bodie, 1976; Cochran & Defina, 1993; Ely & Robinson, 1992; Jaffe & Mandelker, 1976; James, Koreisha, & Partch, 1985; McCarthy, Najand, & Seifert, 1990; Nelson, 1976). Este fato é intrigante dado que “...common stocks, representing ownership of the income generated by real assets, should be a hedge against inflation” (Fama, 1981, p. 545).

De acordo com Fisher (1930), a taxa de juros real esperada é determinada por meio de fatores reais como a produtividade do capital e a preferência intertemporal dos consumidores, e é independente da taxa de inflação esperada. Portanto ativos reais deveriam oferecer uma proteção eficiente contra mudanças monetárias nominais. Em princípio, a Hipótese de Fisher poderia ser estendida a qualquer ativo real, como bens e imóveis, ações ordinárias e outros ativos de risco. Uma possível formulação empírica para a Hipótese de Fisher é dada por:

$$E(r_{jt}) = \alpha_j + \beta_j E(\pi_t | \varphi_{t-1}) \quad [1]$$

Onde  $E(r_{jt})$  é o retorno real esperado para determinado ativo  $j$  em qualquer período  $t$ ,  $E(\pi_t | \varphi_{t-1})$  é a expectativa de inflação  $\pi_t$  para o período  $t$  condicional ao conjunto de informação  $\varphi$  disponível em  $t - 1$ ,  $\alpha_j$  é o retorno real esperado para o ativo  $j$  (que inclui o prêmio de risco), e  $\beta_j$  é a sensibilidade deste ativo à inflação. Para que a Hipótese de Fisher seja válida empiricamente o coeficiente  $\beta_j$  deve ser zero, isto é, que o real retorno médio esperado  $\alpha_j$  seja independente da expectativa de inflação.

Várias explicações alternativas para a relação observada entre retornos acionários e inflação emergem da literatura. A Hipótese de Efeitos Fiscais proposta por Feldstein (1980) sugere que a inflação gera ganhos de capital artificiais, devido à valoração da depreciação e dos estoques (em geral nominalmente fixos), sujeitos à tributação. Isto aumenta os rendimentos tributáveis das empresas e assim reduz os ganhos reais líquidos. Investidores racionais levariam em conta

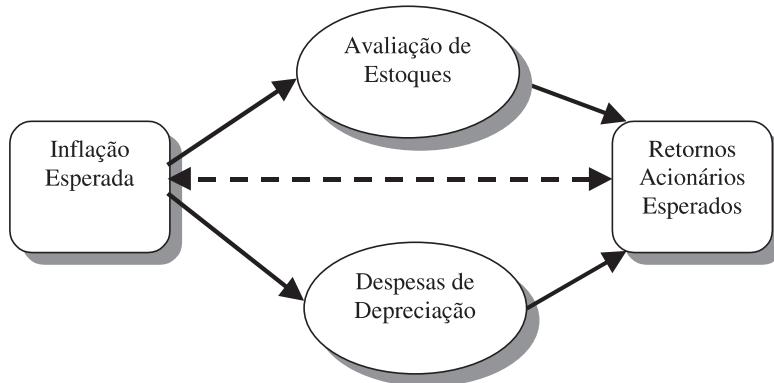
este efeito, reduzindo o valor das ações. Neste sentido, a inflação **causa** (i.e., antecipa) os movimentos nos preços das ações. Embora atraente, a Hipótese de Efeitos Fiscais depende principalmente do regime tributário norte-americano, e há evidências de uma relação negativa entre retornos acionários e inflação em países com legislações tributárias diferentes, nos quais ajustes inflacionários dos valores de estoques e depreciação são considerados para propósitos de impostos<sup>(1)</sup>.

Fama (1981) levantou a hipótese de que a relação anômala observada entre retornos reais de ações e inflação nos Estados Unidos (EUA) é consequência de uma relação **espúria**: relações retornos-inflação negativas são induzidas pela correlação positiva entre os retornos acionários e a atividade real e a correlação negativa entre inflação e atividade real – a Hipótese *Proxy*<sup>(2)</sup>. O argumento depende da demanda por moeda de agentes racionais que percebem uma queda na atividade econômica e então uma consequente queda na demanda monetária que causa um excesso de estoque de moeda e, dessa forma, inflação. Neste sentido, medidas de atividade real – como produto interno e dispêndios de capital – deveriam dominar as medidas de inflação, quando ambas fossem utilizadas como variáveis explicativas para os retornos acionários reais em testes empíricos da Hipótese de Fisher. Fama (1981) provê algumas evidências, não definitivas, da validade da Hipótese *Proxy*. Além disso, o autor não oferece evidência nas relações de causalidade entre as variáveis.

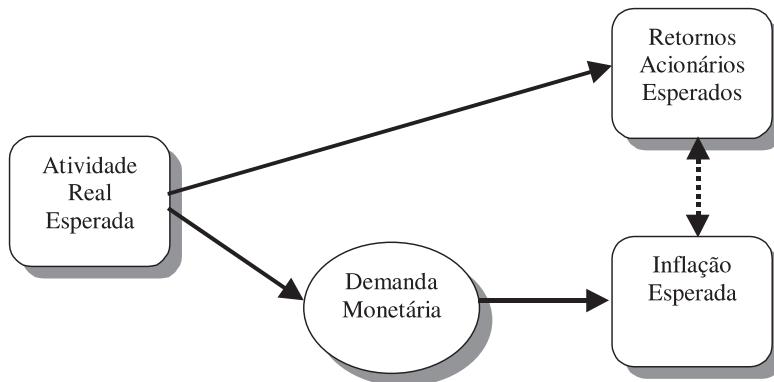
Estudando o trabalho de Fama (1981), Geske e Roll (1983) propõem que, além da demanda por moeda, a oferta monetária pode ser um fator que poderia ajudar a explicar o fenômeno. Os autores propõem uma cadeia de eventos macroeconômicos que conduzem a uma correlação **espúria** entre retornos acionários e inflação. Eles sugerem que a reação no preço das ações em antecipação à atividade econômica futura (o modelo de Fama) é altamente correlacionado à arrecadação pública, de forma que o governo enfrenta um déficit, quando a atividade econômica diminui. Para equilibrar o orçamento, o tesouro pede emprestado ou emite dinheiro via banco central, causando inflação. Assim, retornos acionários e inflação estão negativamente relacionados, devido a uma conexão fiscal e monetária – a Hipótese de Causalidade Inversa. Os autores encontram algumas evidências empíricas em apoio dos seus argumentos, especialmente a sinalização do retornos acionários às oscilações nas taxas de juros nominais e às oscilações na inflação esperada. Eles também acham pequena evidência para o efeito da taxa de juros real. A Figura 1 apresenta um diagrama que resume as implicações de causalidade de cada uma destas três hipóteses<sup>(3)</sup>.

### Figura 1: Hipóteses sobre a Relação Retornos-Inflação

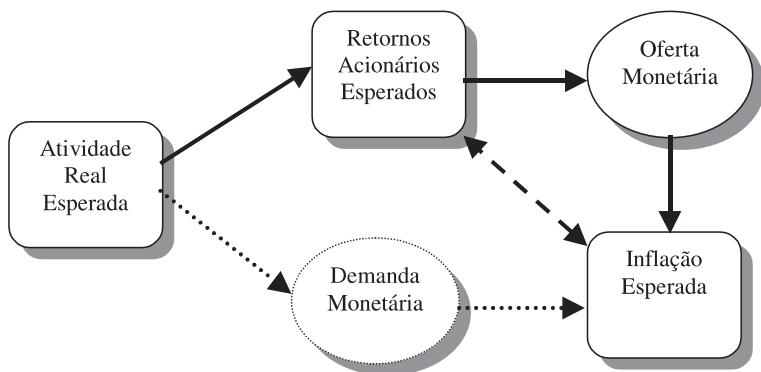
Hipótese de Efeitos Fiscais (Feldstein, 1980):



Hipótese Proxy (Fama, 1981):



Hipótese de Causalidade Inversa (Geske & Roll, 1983):



Um modo consistente para testar qual hipótese (Efeitos Fiscais, *Proxy* ou Causalidade Inversa) melhor explica a relação empírica entre inflação e retornos acionários é explorar as implicações de causalidade de cada modelo. Como apresentado na Figura 1, a direção da causalidade é uma indicação de qual explicação melhor se adapta aos dados. O estudo de Cozier e Rahman (1988) emprega a técnica de Granger (1969) para determinar a direção da causalidade entre inflação e retornos acionários. Os seus resultados sugerem apoio à Hipótese de Causalidade Inversa no Canadá. James et al. (1985) notam que o procedimento de estimação equação-por-equação de Geske-Roll é impróprio para o que é essencialmente um sistema de equações. Os autores investigam a Hipótese de Causalidade Inversa, utilizando a abordagem VARMA (*Vector Autoregression Moving Average*) para calcular conjuntamente as relações entre retornos acionários e inflação como também a direção da causalidade. Os autores encontram apoio para a Hipótese de Causalidade Inversa, consistente com Solnik (1983). Lee (1992) utiliza a abordagem de *innovation accounting* utilizando Auto-regressão Vetorial (VAR) para investigar a causalidade de Granger (1969) e as interações dinâmicas das variáveis nos EUA. Seus resultados apóiam a versão de Fama da Hipótese *Proxy* e, ao contrário de James et al. (1985), não podem apoiar a abordagem de Geske-Roll.

A maioria dos trabalhos empíricos emprega exclusivamente dados norte-americanos nas suas análises (por exemplo Bodie, 1976; Cochran & Defina, 1993; Ely & Robinson, 1992; Jaffee & Mandelker, 1976; James et al., 1985; Lee, 1992; Nelson, 1976). Alguns artigos estendem a investigação a outras amostras de países (por exemplo Amihud, 1996; Cozier & Rahman, 1988; Ely & Robinson, 1994; Gultekin, 1983; Liu, Hsueh, & Clayton, 1993; McCarthy et al., 1990; Solnik, 1983; Solnik & Solnik, 1997), mas somente uns poucos empregam dados de mercados emergentes (por exemplo Adrangi, Chatrath, & Raffiee, 1999; Kwon, Shin, & Bacon, 1997; Lee, 1998). Neste artigo, os trabalhos de James et al. (1985) e Lee (1992) são estendidos para uma amostra de múltiplos países. As relações causais entre inflação, retornos acionários reais, taxas reais de juros e atividade real são estudadas no contexto de sete países latino-americanos e os resultados são comparados àqueles obtidos para o Grupo dos Sete países industrializados, como também com as conclusões de outros estudos empíricos.

Estudos pioneiros sobre a Hipótese de Fisher no Brasil foram realizados por Contador (1974), Magalhães (1982) e Machado (1985). Contador (1974) encontra uma associação negativa e significativa entre os retornos das ações e a taxa esperada de inflação no período 1955-1971. Já Magalhães (1982), por sua vez, não consegue identificar uma relação significativa entre inflação esperada e retorno das ações no período 1972-1980, embora encontre uma relação significativa e positiva entre retornos e inflação inesperada. Por outro lado,

Machado (1985) conclui que as ações representam um bom *hedge* contra inflação no Brasil no período 1968-1983. Além disso, o autor também encontra evidências de que o efeito da inflação sobre o retorno das ações se deve principalmente às informações que transmitem sobre a expectativa de crescimento futuro da atividade econômica, o que vem em apoio à Hipótese *Proxy*. Todos esses estudos baseiam-se em análise de regressão, onde as variáveis exógenas são diversas variáveis representativas (*proxies*) de inflação esperada e inflação inesperada. Os resultados desses estudos são contraditórios, na medida em que não apresentam evidências fortes de que as ações representam efetivamente um *hedge* para inflação.

Este artigo contribui para o conhecimento de diversas formas: contrastando com a maioria dos estudos anteriores, que se concentram apenas nos mercados norte-americano ou desenvolvidos, ou ainda em apenas um país, o tema é explorado numa amostra multinacional, incluindo alguns dos principais mercados emergentes. Este estudo emprega variáveis **expectacionais**, o que está mais afinado com a teoria, ao invés de utilizar variáveis observadas. Ao invés de determinar arbitrariamente a ordem das Auto-regressões Vetoriais, os dados indicam a ordem ideal por meio de um critério objetivos de seleção. E, finalmente, testa-se para causalidade, utilizando múltiplas abordagens metodológicas.

O restante do estudo é organizado conforme segue: a próxima seção explica a metodologia, as variáveis utilizadas no estudo empírico, as fontes de dados e o modelo empírico. A seção subsequente apresenta e discute os resultados obtidos para os dados latino-americanos e os compara aos resultados obtidos para o Grupo dos Sete. A última seção resume o artigo e apresenta algumas observações finais.

## **METODOLOGIA, VARIÁVEIS E DADOS**

### **Análise de Auto-regressão Vetorial (VAR)**

Os métodos empíricos empregados neste artigo são ferramentas básicas obtidas da análise de Auto-regressão Vetorial (*Vector Autoregression – VAR*). Esta abordagem oferece uma especificação parcimoniosa mas engenhosa para tratar o problema em estudo. Embora alguns críticos observem que tal método pode assemelhar-se a econometria sem um apoio na teoria econômica (Pesaran & Wickens, 1995), a análise de VAR tem sido empregada em uma extensa gama de problemas econômicos, onde os impactos dinâmicos de choques devem ser calculados, principalmente em macroeconomia (Canova, 1995; Watson, 1994). Um típico modelo VAR( $p$ ) tem a seguinte formulação:

$$Z_t = \alpha + \beta L(p) Z_t + \lambda W_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

Onde  $L(p)$  é o operador de defasagem de ordem  $p$ ,  $p \geq 1$  é a ordem do sistema de VAR e  $\varepsilon_t$  representa a matriz de choques ao sistema exibindo todas as propriedades habituais desejadas. Em tal sistema, qualquer variável em  $Z_t$  é assumida como função de valores defasados de si própria e das outras variáveis endógenas em  $Z_t$ , além de outras variáveis exógenas definidas em  $W_t$ .

Um das vantagens de uma especificação VAR é que esta permite a computação das funções de impulso de resposta (*Impulse Response Functions – IRF*), isto é, funções de resposta de qualquer variável endógena para um choque de um desvio padrão de qualquer outra variável endógena no sistema. Normalmente, tais funções são computadas utilizando uma decomposição de Cholesky da matriz de covariância dos choques. Os choques transformados possuem desvios padrão unitários e são ortogonais entre si – consequentemente a IRF é normalmente conhecida como **função impulso de resposta ortogonal**. Além disso, a variância dos erros de previsão pode ser alocada adequadamente a partir da IRF ortogonal – técnica conhecida como **decomposição da variância do erro de previsão** (*forecast error variance decomposition – FEVD*). De acordo com Lee (1992), a análise de VAR é um método mais apropriado para investigar a causalidade entre variáveis que um simples teste causal bivariado, por causa da intransitividade da ordenação causal e das interações dinâmicas em grandes sistemas de variáveis.

Um das desvantagens de tal abordagem é que a ordem na qual as variáveis entram no sistema possivelmente afeta tanto a IRF (ortogonal) quanto a FEVD (ortogonal). Para superar tal problema, Pesaran e Shin (1998) sugerem uma especificação alternativa, a IRF e a FEVD **generalizadas**. A vantagem principal de tal abordagem é não ser afetada pela ordem das variáveis. Uma desvantagem é que, em contraste com a FEVD ortogonal, a decomposição de variância generalizada para qualquer variável não soma necessariamente 100%. Uma vez que neste estudo é empregada uma VAR de 4 variáveis em 14 países diferentes<sup>(4)</sup>, a IRF e a FEVD generalizadas parecem portanto mais apropriadas.

## Variáveis e Dados

Este estudo enfoca as sete principais economias latino-americanas (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela, daqui em diante AL-7). Estes países respondem pela maior parte da população, produto interno, comércio exterior, capitalização de bolsas de valores e fluxos de capital internacionais da América Latina. Além disso, estes países experimentaram ambientes econômicos muito diversos em período relativamente curto de tempo: hiperinflação, recessão

profunda, medidas protecionistas generalizadas, abertura ao comércio internacional e aos fluxos de capital, planos de estabilização macroeconômica, privatização, desregulamentação e re-regulamentação.

Da mesma forma, a análise é reproduzida para o Grupo dos Sete países industrializados (Alemanha, Canadá, França, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos, daqui em diante G-7) como um grupo de controle<sup>(5)</sup>. A intenção aqui é comparar a dinâmica entre estes dois grupos de países como também entre países individuais, e especialmente contrastar os resultados com aqueles de estudos prévios focados sobre os EUA.

As fontes de dados são as seguintes: índices de mercado de ações para o AL-7 são oriundos do *Emerging Markets Database*<sup>®</sup> da *International Finance Corporation*, enquanto os índices para o G-7 referem-se ao *share price index* em moedas correntes locais obtidos na *International Financial Statistics*<sup>®</sup> (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI). Os índices de preço ao consumidor são obtidos da IFS para todos os países, excluindo a Argentina, cuja fonte é o INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censo, 2000), o órgão oficial de estatísticas argentino. As taxas de juros também são da IFS para todos os países, mas sua definição variou de acordo com a disponibilidade. Sempre que disponível, foi escolhido o rendimento dos títulos governamentais de curto prazo (Alemanha, Canadá, França, Itália, Reino Unido, e EUA). Taxas de depósito bancárias de curto prazo são utilizadas para Argentina, Brasil, Chile, México, Peru e Japão. Finalmente, a taxa de redesconto do banco central é utilizada para a Colômbia e Venezuela. Os critérios escolhidos sempre levam em conta o intervalo de tempo disponível de cada série para obter períodos mais longos de dados. Finalmente, os índices de produção industrial são da IFS para Colômbia, México e G-7. Para Chile e Peru é empregado o índice de produção de manufaturas obtido da IFS. Para a Argentina e Brasil, índices de produção industrial são providos respectivamente pela Macroeconomica<sup>®</sup> e Lopes Filho & Associados<sup>®</sup> disponíveis através do Datastream<sup>®</sup>. Finalmente, o índice de produção industrial da Venezuela é obtido através do Banco Central da Venezuela (2000). Os índices de produção industrial para o G-7 já estão ajustados sazonalmente pelo FMI, enquanto os índices para o AL-7 não o são. Para tornar as séries comparáveis, os índices de produção originais do AL-7 são ajustados sazonalmente, utilizando-se a rotina padrão do software Minitab<sup>®</sup>.

As variáveis empregadas neste estudo são apresentadas como taxas mensais computadas pelas diferenças logarítmicas naturais das séries originais, com a exceção de taxas de juros que são obtidas reescalando-se a taxa anualizada original em sua correspondente taxa efetiva nominal mensal. As estatísticas descritivas para as variáveis assim como o período de cobertura dos dados para cada país são apresentados na Tabela 1.

**Tabela 1: Descrição da Amostra por País**

<b>TAXA DE INFLAÇÃO</b>							
	Período	# Obs.	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<b>Argentina</b>	fev/85	out/99	177	6,80%	1,25%	14,15%	-0,75% 108,73%
<b>Brasil</b>	dez/82	out/99	203	11,85%	9,43%	11,63%	-0,53% 60,09%
<b>Chile</b>	jan/77	out/99	274	1,44%	1,23%	1,29%	-0,86% 8,34%
<b>Colômbia</b>	dez/87	abr/97	124	0,60%	0,29%	4,85%	-26,09% 31,86%
<b>México</b>	out/80	out/99	229	2,88%	2,04%	2,47%	0,42% 14,40%
<b>Peru</b>	jan/93	out/99	82	1,02%	0,78%	0,97%	-0,57% 4,71%
<b>Venezuela</b>	fev/97	out/99	33	2,14%	2,05%	0,73%	0,87% 3,70%
<b>Médias Latino-Americanas</b>			<b>160,3</b>	<b>3,82%</b>	<b>2,44%</b>	<b>5,15%</b>	<b>-3,93% 33,12%</b>
<b>Alemanha</b>	jul/75	dez/98	282	0,23%	0,19%	0,34%	-1,63% 1,95%
<b>Canadá</b>	jan/70	ago/00	368	0,42%	0,39%	0,41%	-0,78% 2,60%
<b>França</b>	jan/70	dez/98	348	0,49%	0,42%	0,40%	-0,31% 1,94%
<b>Itália</b>	mar/77	dez/98	262	0,67%	0,54%	0,51%	-0,42% 3,09%
<b>Japão</b>	jan/70	ago/00	368	0,32%	0,20%	0,72%	-1,07% 3,94%
<b>Reino Unido</b>	jan/70	mar/99	351	0,63%	0,49%	0,69%	-0,97% 4,26%
<b>Estados Unidos</b>	set/74	ago/00	312	0,40%	0,32%	0,32%	-0,50% 1,41%
<b>Médias Grupo dos Sete</b>			<b>327,3</b>	<b>0,45%</b>	<b>0,36%</b>	<b>0,49%</b>	<b>-0,81% 2,74%</b>
<b>TAXA DE RETORNO DO MERCADO DE AÇÕES</b>							
	Período	# Obs.	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<b>Argentina</b>	fev/85	out/99	177	8,04%	3,70%	24,94%	-49,55% 130,63%
<b>Brasil</b>	dez/82	out/99	203	12,90%	8,89%	20,28%	-53,03% 69,54%
<b>Chile</b>	jan/77	out/99	274	2,95%	2,12%	9,30%	-30,42% 51,25%
<b>Colômbia</b>	dez/87	abr/97	124	3,58%	2,67%	8,38%	-18,01% 33,68%
<b>México</b>	out/80	out/99	229	3,61%	3,96%	11,86%	-53,36% 35,81%
<b>Peru</b>	jan/93	out/99	82	1,81%	0,90%	9,14%	-30,56% 27,69%
<b>Venezuela</b>	fev/97	out/99	33	-0,37%	-0,67%	16,20%	-47,12% 30,02%
<b>Médias Latino-Americanas</b>			<b>160,3</b>	<b>4,65%</b>	<b>3,08%</b>	<b>14,30%</b>	<b>-40,29% 54,09%</b>
<b>Alemanha</b>	jul/75	dez/98	282	0,71%	1,02%	4,92%	-25,48% 13,75%
<b>Canadá</b>	jan/70	ago/00	368	0,65%	0,82%	4,87%	-25,64% 16,17%
<b>França</b>	jan/70	dez/98	348	0,75%	1,18%	6,77%	-28,02% 41,63%
<b>Itália</b>	mar/77	dez/98	262	1,26%	0,91%	7,58%	-39,07% 32,85%
<b>Japão</b>	jan/70	ago/00	368	0,59%	0,77%	4,21%	-14,66% 13,45%
<b>Reino Unido</b>	jan/70	mar/99	351	0,84%	1,18%	5,03%	-24,66% 35,22%
<b>Estados Unidos</b>	set/74	ago/00	312	0,98%	0,90%	3,51%	-14,26% 11,37%
<b>Médias Grupo dos Sete</b>			<b>327,3</b>	<b>0,82%</b>	<b>0,97%</b>	<b>5,27%</b>	<b>-24,54% 23,49%</b>

Obs.: a tabela apresenta as estatísticas descritivas dos dados para cada país da amostra.

**(continuação)**  
**Tabela 1: Descrição da Amostra por País**

<b>TAXA DE JUROS</b>								
	Período	# Obs.	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	
<b>Argentina</b>	fev/85	out/99	177	6,29%	1,37%	10,75%	0,49%	82,93%
<b>Brasil</b>	dez/82	out/99	203	14,36%	11,08%	13,71%	1,44%	69,00%
<b>Chile</b>	jan/77	out/99	274	2,10%	1,82%	1,30%	0,30%	7,86%
<b>Colômbia</b>	dez/87	abr/97	124	0,78%	0,80%	0,12%	0,62%	1,10%
<b>México</b>	out/80	out/99	229	2,98%	2,68%	1,43%	0,96%	8,12%
<b>Peru</b>	jan/93	out/99	82	1,55%	1,22%	0,70%	0,99%	3,63%
<b>Venezuela</b>	fev/97	out/99	33	3,58%	3,99%	0,48%	2,72%	3,99%
<b>Médias Latino-Americanas</b>			<b>160,3</b>	<b>4,52%</b>	<b>3,28%</b>	<b>4,07%</b>	<b>1,08%</b>	<b>25,23%</b>
<b>Alemanha</b>	jul/75	dez/98	282	0,45%	0,43%	0,16%	0,24%	0,95%
<b>Canadá</b>	jan/70	ago/00	368	0,74%	0,73%	0,18%	0,41%	1,36%
<b>França</b>	jan/70	dez/98	348	0,71%	0,71%	0,24%	0,26%	1,45%
<b>Itália</b>	mar/77	dez/98	262	0,99%	0,96%	0,29%	0,25%	1,64%
<b>Japão</b>	jan/70	ago/00	368	0,24%	0,29%	0,13%	0,00%	0,49%
<b>Reino Unido</b>	jan/70	mar/99	351	0,79%	0,81%	0,19%	0,36%	1,32%
<b>Estados Unidos</b>	set/74	ago/00	312	0,56%	0,49%	0,21%	0,24%	1,32%
<b>Médias Grupo dos Sete</b>			<b>327,3</b>	<b>0,64%</b>	<b>0,63%</b>	<b>0,20%</b>	<b>0,25%</b>	<b>1,22%</b>
<b>TAXA DE CRESCIMENTO DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL</b>								
	Período	# Obs.	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	
<b>Argentina</b>	fev/85	out/99	177	0,19%	0,04%	5,89%	-14,34%	20,92%
<b>Brasil</b>	dez/82	out/99	203	0,18%	-0,03%	5,04%	-27,14%	25,60%
<b>Chile</b>	jan/77	out/99	274	0,27%	0,60%	4,94%	-13,05%	15,71%
<b>Colômbia</b>	dez/87	abr/97	124	0,26%	0,18%	4,07%	-10,24%	16,76%
<b>México</b>	out/80	out/99	229	0,21%	0,26%	2,84%	-8,09%	10,17%
<b>Peru</b>	jan/93	out/99	82	0,23%	-0,05%	5,19%	-14,89%	17,14%
<b>Venezuela</b>	fev/97	out/99	33	-0,49%	-1,51%	5,64%	-8,09%	19,81%
<b>Médias Latino-Americanas</b>			<b>160,3</b>	<b>0,12%</b>	<b>-0,07%</b>	<b>4,80%</b>	<b>-13,69%</b>	<b>18,02%</b>
<b>Alemanha</b>	jul/75	dez/98	282	0,13%	0,21%	1,80%	-9,58%	11,34%
<b>Canadá</b>	jan/70	ago/00	368	0,23%	0,25%	1,28%	-4,43%	7,15%
<b>França</b>	jan/70	dez/98	348	0,15%	0,00%	1,48%	-5,07%	5,17%
<b>Itália</b>	mar/77	dez/98	262	0,12%	0,12%	2,83%	-13,71%	13,34%
<b>Japão</b>	jan/70	ago/00	368	0,24%	0,20%	1,55%	-4,55%	4,46%
<b>Reino Unido</b>	jan/70	mar/99	351	0,11%	0,13%	1,57%	-8,29%	9,34%
<b>Estados Unidos</b>	set/74	ago/00	312	0,23%	0,33%	0,79%	-4,30%	3,39%
<b>Médias Grupo dos Sete</b>			<b>327,3</b>	<b>0,17%</b>	<b>0,18%</b>	<b>1,62%</b>	<b>-7,13%</b>	<b>7,74%</b>

Obs.: a tabela apresenta as estatísticas descritivas dos dados para cada país da amostra.

## Modelo Empírico

Este artigo emprega um sistema VAR de quatro variáveis para explorar as relações de causalidade entre inflação, retornos reais de ações, taxas reais de juros e atividade real. Recordando Fisher (1930), se as ações ordinárias são uma proteção (*hedge*) contra inflação, seu retorno real *ex-ante* deveria ser insensível a qualquer inflação **esperada**. Note que isto é diferente de postular um coeficiente zero para  $\pi_t$  na regressão de  $r_t$ , uma vez que tal formulação definiria a relação *ex-post*. Tal aspecto teórico tem implicações empíricas importantes. McCarthy, Najand e Seifert (1990), por exemplo, argumentam que testes prévios da Hipótese *Proxy* são mal-especificados, porque utilizaram valores realizados em vez de valores esperados para as variáveis.

Portanto, para testar a teoria corretamente, é preciso analisar variáveis **esperadas** em lugar de variáveis realizadas. Este é um problema comum enfrentado pelas pesquisas empíricas, porquanto é difícil mensurar expectativas. Algumas suposições têm que ser feitas para tornar este problema empiricamente tratável. Uma maneira simples de evitar este problema seria assumir que variáveis realizadas servem como estimadores para variáveis esperadas. Porém, neste caso, não há espaço para erros de previsão e expectativas equivocadas<sup>(6)</sup>. A previsão da inflação com a taxa de juros a curto prazo (ou suas mudanças), é uma solução empregada por muitos investigadores (Domian, Gilster, & Louton, 1996; James et al., 1985; Randall & Suk, 1999; Solnik, 1983, entre outros). Porém tal solução assume uma taxa de juros real fixa, o que é uma suposição bastante forte. De fato, Lee (1992) oferece evidências de um efeito da taxa de juros real não desprezível. Outra solução é utilizar dados de levantamentos de opinião sobre expectativas (Hasbrouck, 1984) ou a reação do mercado aos anúncios oficiais (Amihud, 1996). Disponibilidade de dados de levantamentos confiáveis, porém, é um problema, e a reação do mercado aos anúncios só é possível em dados de freqüência diária. Finalmente, um modo comum para lidar com este problema é assumir que as expectativas são formadas de acordo com alguma regra simples, como expectativas racionais. Vários estudos prévios apóiam-se em técnicas de série temporais para gerar variáveis expectacionais (por exemplo Adrangi et al., 1999; Cozier & Rahman, 1988; B-S. Lee, 1992; U. Lee, 1998; Liu et al., 1993; McCarthy et al., 1990, entre outros). As técnicas usualmente empregadas são ARIMA, ARCH/GARCH, Filtro de Hodrick-Prescott e Filtro de Kalman.

Este estudo opta pelo Filtro de Kalman<sup>(7)</sup> comum em uma especificação VAR( $p$ ) com quatro variáveis endógenas (inflação, retornos acionários nominais, a taxa de juros nominal e o crescimento de atividade real) para calcular variáveis nominais esperadas. A ordem ( $p$ ) da VAR é determinada para cada país, utilizando-se o Critério de Schwarz-Bayes (*Schwarz-Bayesian Information Criterion – SBIC*),

de acordo com Schwarz (1978). Tal critério é escolhido porque, de acordo com Pesaran e Pesaran (1996), o SBIC normalmente seleciona especificações mais parcimoniosas que o Critério de Akaike (*Akaike Information Criterion – AIC*, conforme Akaike, 1974)<sup>(8)</sup>. O SBIC seleciona dois períodos de defasagem para o Chile e México e uma defasagem para todos os demais países.

Uma vez que as variáveis nominais esperadas foram calculadas, pode-se obter as variáveis **reais** que devem entrar na especificação final. Variáveis reais esperadas são computadas simplesmente subtraindo-se a inflação esperada da variável nominal esperada estimada previamente. Ou seja:

$$RERET_{it} = ERET_{it} - EINF_{it} \quad [3]$$

$$REINT_{it} = EINT_{it-1} - EINF_{it} \quad [4]$$

Em resumo, as quatro variáveis que são incluídas na VAR final são a taxa de inflação esperada ( $EINF_{it}$ ), os retornos acionários reais esperados ( $RERET_{it}$ ), a taxa de juros real esperada ( $REINT_{it}$ ) e o crescimento esperado da atividade real ( $EGIP_{it}$ ) para cada país  $i$  em cada período  $t$ . Uma constante é utilizada como variável exógena exclusiva. Note que o modelo empírico inclui, além de retornos acionários reais esperados e inflação esperada, atividade real esperada e a taxa de juros real esperada. Esta está incluída por causa das Hipóteses *Proxy* e Causalidade Reversa que requerem uma medida de atividade real para apontar a correlação **espúria** empiricamente observada. Aquela entra pela documentação de Lee (1992) de um efeito significativo da taxa de juros real para os EUA. Novamente, a ordem de cada sistema de VAR é determinada de acordo com o SBIC conforme a Tabela 2.

**Tabela 2: Seleção do Número Ótimo de Defasagens (*Lags*) para Cada País**

AL-7	Defasagens	G-7	Defasagens
Argentina	2	Alemanha	2
Brasil	2	Canadá	3
Chile	3	França	2
Colômbia	1	Itália	1
México	2	Japão	3
Peru	2	Reino Unido	3
Venezuela	1	Estados Unidos	3

Obs.: a tabela apresenta o resultado da seleção do número ótimo de defasagens (*lags*) segundo o Critério de Schwarz-Bayes (SBIC).

O modelo empírico final é então dado por:

$$\begin{bmatrix} EINF_{it} \\ RERET_{it} \\ REINT_{it} \\ EGIP_{it} \end{bmatrix} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^P \beta_p \begin{bmatrix} EINF_{it-p} \\ RERET_{it-p} \\ REINT_{it-p} \\ EGIP_{it-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad [5]$$

Todas as séries são estacionárias. Elas são testadas para raiz unitária com o teste de Dickey-Fuller Aumentado (*Augmented Dickey-Fuller – ADF*), e a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada para todas elas, com a exceção da taxa de juros real esperada da Venezuela, retornos acionários reais esperados e mudanças esperadas na produção industrial<sup>(9)</sup>. Este resultado pode ser devido ao (demasiadamente) curto intervalo de dados venezuelanos, que cobrem menos de três anos. Dado este fato, resultados para a Venezuela devem ser considerados com precaução.

## RESULTADOS EMPÍRICOS

### Resultados de Estimação

O modelo é calculado de acordo com a especificação VAR(p) determinada na Eq. 5. A estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (*Ordinary Least Squares – OLS*) é empregada. Uma vez que valores defasados das variáveis dependentes estão presentes no lado direito em todas as equações do sistema, a estimação por OLS é consistente e eficiente (Hall & Cummins, 1997). Erros-padrão são computados de acordo com o método robusto para heterocedasticidade de White (1980)<sup>(10)</sup>. A especificação em geral provê um bom ajuste para todas as variáveis em todos os países (resultados não informados). Essa especificação adapta-se ligeiramente melhor ao AL-7 do que ao G-7, com exceção de retornos acionários reais esperados, que são mais previsíveis para o G-7 do que para o AL-7. Porém a abordagem VAR não se desempenha homogeneamente entre países e variáveis, adequando-se melhor para alguns do que para outros. Este é o caso para atividade real, que é menos explicada pelo modelo do que as demais variáveis.

É notável que valores defasados da taxa de inflação tenham pouca significância para explicar os retornos acionários na presença de uma medida real de atividade. Esta evidência pesa a favor da Hipótese *Proxy* (Fama, 1981). Outra

regularidade empírica interessante é que, para a maioria dos países, os coeficientes da taxa de inflação são negativos (embora geralmente insignificantes) na equação de retornos acionários reais. Isto pode ser interpretado como uma confirmação de que ações são um *hedge* pobre contra inflação nestes países – pelo menos no curto período analisado. Desde que para a maioria dos países os coeficientes de inflação são insignificantes, a conclusão é que taxas inflacionárias esperadas têm pequeno efeito sobre os retornos acionários reais esperados.

Em geral, valores defasados da taxa de inflação parecem ser mais significativos para o AL-7 que para o G-7, ao explicar a taxa de juros real e a atividade real, fato que sugere que o nível mais alto da volatilidade da taxa de inflação na América Latina desempenha um papel econômico real mais importante do que em países industrializados mais estáveis.

### **Teste de Não-Causalidade em Bloco**

Um teste de razão de verossimilhança (*Likelihood Ratio* – LR) é empregado para testar se quaisquer das variáveis endógenas e seus valores defasados em cada bloco de equações é relevante para explicar as demais variáveis endógenas, sob a hipótese nula de que possuem coeficiente zero. Os resultados são informados na Tabela 3. O resultado mais importante deste teste é que ele fortemente rejeita a hipótese de que a mudança na atividade real esperada não causa (no sentido de Granger) as demais variáveis no sistema para todos os países na amostra. Para níveis de significância convencionais, esse teste não consegue rejeitar a não-causalidade da taxa de inflação em cinco países (Colômbia, Peru, Itália, Japão e Reino Unido). Com relação aos retornos acionários reais, o teste não rejeita não-causalidade para a Colômbia, Peru e França, enquanto rejeita a não-causalidade da taxa de juros real para todos os países exceto Colômbia e Japão.

**Tabela 3: Teste de Razão de Verossimilhança de Não-Causalidade**

Países	Ordem VAR	g.l.	Inflação Esperada	Retornos		Atividade Real Esperada
				Acionários Reais	Juros Esperada	
<b>Argentina</b>	2	6	48,5992 ** 0,000	149,3722 ** 0,000	58,4672 ** 0,000	30,0249 ** 0,000
<b>Brasil</b>	2	6	88,5730 ** 0,000	59,1753 ** 0,000	21,2725 ** 0,002	19,7367 ** 0,003
<b>Chile</b>	3	9	49,1644 ** 0,000	88,1343 ** 0,000	37,8352 ** 0,000	38,1570 ** 0,000
<b>Colômbia</b>	1	3	0,5120 0,916	4,4543 0,216	0,6210 0,892	12,2494 ** 0,007
<b>México</b>	2	6	22,5526 ** 0,001	63,3341 ** 0,000	29,6602 ** 0,000	20,2576 ** 0,002
<b>Peru</b>	2	6	5,4297 0,490	3,9135 0,688	15,0761 * 0,020	13,5954 * 0,034
<b>Venezuela</b>	1	3	14,5667 ** 0,002	8,3872 * 0,039	14,5651 ** 0,002	10,4878 * 0,015
<b>Alemanha</b>	2	6	20,8603 ** 0,002	30,2531 ** 0,000	28,5093 ** 0,000	23,2406 ** 0,001
<b>Canadá</b>	3	9	22,2872 ** 0,008	68,4929 ** 0,000	18,4907 * 0,030	19,1415 * 0,024
<b>França</b>	2	6	19,7010 ** 0,003	10,7411 0,097	23,8566 ** 0,001	13,2415 * 0,039
<b>Itália</b>	1	3	2,5012 0,475	24,3153 ** 0,000	17,0585 ** 0,001	16,2612 ** 0,001
<b>Japão</b>	3	9	8,9641 0,441	18,8251 * 0,027	16,4195 0,059	45,6826 ** 0,000
<b>Reino Unido</b>	3	9	15,0711 0,089	78,2676 ** 0,000	22,6144 ** 0,007	22,6732 ** 0,007
<b>Estados Unidos</b>	3	9	33,6774 ** 0,000	54,1924 ** 0,000	36,2652 ** 0,000	26,0372 ** 0,002

Auto-regressão Vetorial da taxa de inflação esperada, retornos acionários reais esperados, taxas reais de juros esperadas e atividade real esperada. A estatística testa a hipótese nula de que os coeficientes dos valores defasados da variável indicada sobre cada coluna é zero no bloco de equações que explicam as demais variáveis na VAR, e possui distribuição  $\chi^2(g.l.)$ ; valores de probabilidade em itálico; \*significativo ao nível de 5%; \*\*significativo ao nível de 1%.

Oito países rejeitam a não-causalidade das quatro variáveis endógenas na especificação da VAR: Argentina, Brasil, Chile, México, Venezuela, Alemanha, Canadá e Estados Unidos. Estes resultados sugerem que inflação e retornos acionários podem ser determinados simultaneamente nestes oito países, o que apóia a Hipótese *Proxy*. Além disso, na América Latina os países maiores são aparentemente mais bem representados por estas quatro variáveis do que os países menores. A especificação não se adapta bem à Colômbia onde apenas a mudança na atividade real parece causal.

Em geral, os testes de causalidade sugerem um papel fundamental para a medida

de atividade real para todos os países. Os retornos acionários reais e a taxa de juros real parecem ter uma pequena influência dentre os vários países, mas eles ainda são variáveis importantes (sendo os retornos ligeiramente mais relevantes para os países industrializados do que para a América Latina). Finalmente, a taxa de inflação parece ser um fator menos importante que as variáveis reais em alguns países, embora permaneça relevante para a maioria deles, incluindo os maiores países do AL-7, a Alemanha e os Estados Unidos. Quanto à comparação entre mercados desenvolvidos e emergentes, não se observa nenhuma diferença sistemática no comportamento causal das variáveis entre estes dois grupos.

### **Análises de Resposta de Impulso e de Decomposição de Variância Generalizadas**

O próximo passo é examinar a função de resposta de impulso (IRF) e a decomposição de variância de erro de previsão (FEVD) entre as variáveis, para entender melhor em que medida os choques em uma variável influenciam as demais. A análise de IRF gera um volume apreciável de informações. Tipicamente, por conveniência os resultados são apresentados em gráficos. Esses gráficos delineiam a resposta de cada variável no sistema para um choque de um desvio padrão em determinada variável. Neste estudo, cada país gera pelo menos quatro gráficos (um para cada variável endógena), o que significa 56 gráficos no total. Dadas as limitações de espaço disponível para este artigo, os gráficos são omitidos por concisão. Não obstante, eles estão disponíveis mediante solicitação ao autor.

Inspecionando os gráficos da IRF para choques sobre a taxa de inflação, pode ser observado que a resposta da taxa de inflação para seu próprio choque é positiva e persistente. Como esperado, choques para inflação normalmente têm forte efeito negativo sobre os retornos acionários, embora reversões de sinal e mesmo respostas positivas não sejam incomuns para alguns períodos no curto prazo (Argentina, Chile, México, Peru, Canadá, França e Itália). Além disso, choques sobre a inflação provocam uma resposta contemporânea positiva, porém pequena, da atividade real na maioria dos países (Brasil, Chile, Peru, Alemanha, França, Itália, Japão e Estados Unidos). Aparentemente, isto contradiz a Hipótese *Proxy*.

Retornos acionários reais respondem positivamente aos seus próprios choques, mas o efeito desaparece mais rápido no AL-7 do que no G-7, onde parece mais persistente. As outras variáveis têm uma resposta menor a choques sobre os

retornos acionários reais, embora um pequeno efeito positivo possa ser observado para atividade real (Brasil, Chile, México, Peru, Venezuela, Japão e Reino Unido), e para a taxa de inflação no caso da Argentina, México, França e Itália.

A inspeção das IRF da taxa de juros real revela que o efeito de seus choques sobre a taxa de inflação é negativo e bastante persistente, enquanto a resposta dos retornos acionários reais é principalmente positiva (embora reverta de sinal rapidamente em alguns casos) nos primeiros períodos. Canadá e França exibem um grande efeito positivo, de longa duração. A resposta da atividade real é em geral pequena e positiva nos primeiros períodos, mas de curta duração.

Finalmente, com respeito às respostas para choques sobre a atividade real, a inflação responde com um efeito positivo moderado, enquanto os retornos acionários reais exibem notável efeito negativo nos primeiros períodos, ou até mesmo um efeito persistentemente negativo como no caso da França e dos Estados Unidos (com a exceção de Canadá, onde o efeito é positivo até a 6<sup>a</sup> defasagem, depois do qual se torna persistentemente negativo). Este fato levanta sérias dúvidas na validade da Hipótese *Proxy*.

A decomposição da variância é outra ferramenta que pode esclarecer a direção de causalidade. As Tabelas 4 e 5 apresentam a FEVD generalizada de 24-meses para cada país em termos de porcentagem. Uma porcentagem grande de variância de erro de previsão explicada para uma determinada variável (nas linhas) por meio de choques em outra variável (nas colunas) indica o grau de influência de uma variável sobre a outra. Normalmente, a maioria da variância de previsão de uma variável pode ser explicada pelos choques à própria variável (os elementos da diagonal principal). Observe que, em contraste com a FEVD ortogonalizada, a FEVD generalizada não soma 100%, como mencionado anteriormente.

Ignorando os elementos das diagonais principais (grandes efeitos próprios), a taxa de juros real sobressai como fator importante para explicar a variância da taxa de inflação em todos os países. Além disso, ela também é importante para explicar as outras variáveis reais, especialmente para o AL-7. Por outro lado, a atividade real não ajuda muito a explicar a variância de qualquer outra variável no sistema (nem é explicada substancialmente pelos choques às outras variáveis). Em particular, não há nenhuma evidência forte de que retornos acionários reais e atividade real sejam causados por um ou outro, em qualquer direção. Isto contradiz o argumento central da Hipótese *Proxy*.

**Tabela 4: Análise de Decomposição da Variância do Erro de Previsão Generalizada (FEVD)****PAÍSES LATINO-AMERICANOS (AL-7)**

		Brasil						Chile						Colômbia					
		Por Choques em:			Por Choques em:			Por Choques em:			Por Choques em:			Por Choques em:					
		Inflação	Acionários	Retornos	Atividade	Juros	Taxa de juros	Atividade											
Inflação	58,99%	18,15%	20,64%	0,66%	67,21%	4,79%	14,21%	8,98%	82,41%	3,72%	46,31%	1,50%	98,08%	10,56%	98,05%	0,59%			
Retornos	4,31%	83,95%	11,51%	5,38%	16,99%	88,49%	9,86%	1,85%	9,64%	92,55%	7,12%	1,34%	10,71%	95,88%	10,73%	3,00%			
Acionários																			
Taxa de Juros	26,29%	14,86%	64,18%	2,02%	33,71%	2,87%	51,31%	7,96%	44,56%	12,88%	64,32%	3,84%	98,43%	10,62%	98,44%	0,59%			
Atividade	12,34%	1,98%	16,85%	71,70%	27,58%	10,68%	6,96%	68,41%	2,52%	2,10%	4,48%	92,31%	0,11%	5,16%	0,11%	99,68%			
Real																			
		Mexico	Peru	Venezuela															
		Por Choques em:			Por Choques em:			Por Choques em:			Por Choques em:			Por Choques em:					
		Inflação	Acionários	Retornos	Atividade	Juros	Taxa de juros	Atividade											
Inflação	81,77%	6,95%	63,34%	1,32%	72,91%	1,95%	66,84%	3,86%	34,80%	6,03%	22,92%	10,20%							
Retornos	4,32%	83,77%	6,35%	4,84%	6,96%	83,86%	7,58%	4,70%	15,76%	71,41%	7,09%	3,57%							
Acionários																			
Taxa de Juros	71,66%	8,64%	80,24%	2,89%	93,41%	1,32%	95,00%	6,70%	17,67%	5,53%	15,04%	9,79%							
Atividade	4,08%	8,71%	4,41%	92,37%	1,81%	3,30%	1,79%	95,25%	12,97%	5,89%	5,04%	37,26%							
Real																			

Auto-regressão Vetorial (VAR) da taxa de inflação esperada, retornos acionários reais esperados, taxas reais de juros esperadas, e atividade real esperada. As porcentagens informadas abaixo indicam a proporção da variação do erro de previsão de uma determinada variável (indicada em cada linha) em um intervalo de 24 meses adiante que pode ser contabilizada por um choque em outra variável (indicada sobre cada coluna) no sistema.

A taxa de inflação é uma variável explicativa importante para a taxa de juros real, o que sugere que elas podem ser determinadas simultaneamente. Retornos acionários reais não são tão importantes para explicar a variância das outras variáveis, excluindo-se talvez a taxa de inflação da Argentina. Além disso, a porcentagem da variância da previsão dos retornos acionários, explicada por choques à taxa de inflação, é freqüentemente maior para o AL-7 do que para o G-7, com exceção dos Estados Unidos. Este fato sugere que a magnitude e volatilidade da taxa de inflação, mais altas para o AL-7, podem ser importantes para explicar o efeito de Fisher<sup>(11)</sup>.

Em geral, a importância do efeito da taxa de juros real está alinhada com os resultados de Lee (1992), especialmente no que tange à explicação da variância de previsão da inflação. Tal efeito é mais pronunciado dentro do G-7 (países com baixa inflação) do que no AL-7 (países com alta inflação). Note que James et al. (1985) negligenciam tal efeito, pois assumem implicitamente em seu modelo uma taxa de juros real constante. Choques sobre a atividade real não parecem explicar substancialmente a variância dos retornos acionários reais, com a possível exceção dos Estados Unidos (10,07%). Finalmente, com respeito à relação retornos-inflação, a inflação parece um fator importante no Brasil, Chile, Colômbia, Venezuela e Estados Unidos, enquanto retornos reais parecem relevantes na Argentina, Japão e Reino Unido.

Estes resultados sugerem que cada explicação alternativa seja mais bem adequada aos seguintes países:

- . Hipótese de Efeitos Fiscais: Brasil, Chile, Peru, Venezuela, Canadá e Estados Unidos;
- . Hipótese *Proxy*: Colômbia, México, Alemanha e França;
- . Hipótese de Causalidade Inversa: Argentina, Itália, Japão e Reino Unido.

Em resumo, algum suporte empírico para cada uma das três hipóteses explicativas principais é encontrado entre os 14 países estudados. Apesar das diferenças óbvias entre o AL-7 e o G-7, o suporte ou a rejeição para cada hipótese é distribuído mais ou menos uniformemente entre estes dois grupos. Estes resultados têm duas implicações: primeiro, diferenças entre mercados desenvolvidos e emergentes não são tão agudas quanto presumidas; segundo, as teorias existentes para o anômalo efeito de Fisher não têm alcance universal. De fato, parece que o relativo sucesso empírico da Hipótese *Proxy* em prévios estudos é contingente às características específicas do ambiente econômico norte-americano.

**Tabela 5: Análise de Decomposição da Variância do Erro de Previsão Generalizada (FEVD)****PAÍSES INDUSTRIALIZADOS (G-7)**

Variância Explícada	Alemanha					Canadá					França					Itália				
	Por Choques em:					Por Choques em:					Por Choques em:					Por Choques em:				
Inflação	87,42%	2,77%	84,67%	2,16%	92,56%	1,26%	88,55%	2,62%	87,64%	1,70%	78,73%	4,63%	86,33%	1,47%	78,64%	1,96%				
Retornos Acionários	5,07%	95,18%	4,68%	0,89%	5,43%	92,63%	4,98%	1,84%	2,31%	96,03%	1,87%	2,25%	0,58%	97,20%	0,75%	2,85%				
Taxa de Juros	87,95%	2,59%	89,93%	1,71%	86,58%	0,90%	92,50%	1,82%	90,30%	0,16%	97,62%	1,36%	93,37%	3,74%	96,63%	1,11%				
Atividade Real	0,70%	1,20%	0,72%	95,47%	11,14%	9,28%	10,00%	85,23%	2,24%	1,08%	1,78%	93,55%	0,48%	9,38%	0,30%	97,24%				
Variância Explícada	Japão					Reino Unido					Estados Unidos									
	Por Choques em:					Por Choques em:					Por Choques em:					Por Choques em:				
Inflação	89,79%	9,75%	89,28%	7,35%	82,10%	8,03%	77,66%	0,73%	86,17%	5,47%	74,51%	5,26%								
Retornos Acionários	6,81%	97,14%	6,60%	1,00%	0,93%	94,29%	0,82%	2,99%	16,38%	94,32%	12,73%	10,07%								
Taxa de Juros	93,97%	10,21%	94,35%	5,15%	95,40%	3,03%	95,07%	1,03%	79,31%	4,60%	86,70%	3,07%								
Atividade Real	9,32%	11,02%	9,10%	82,67%	1,34%	0,67%	1,22%	98,08%	5,58%	9,08%	2,44%	75,24%								

O regressão Veturial (VAR) da taxa de inflação esperada, retornos acionários reais esperados, taxas reais de juros esperadas, e atividade real esperada. As porcentagens informadas abaixo indicam a proporção da variação do erro de previsão de uma determinada variável (indicada em cada linha) em um intervalo de 24 meses adiante que pode ser contabilizada por um choque em outra variável (indicada sobre cada coluna) no sistema.

## OBSERVAÇÕES FINAIS

Este artigo emprega uma abordagem de VAR para investigar as relações de causalidade entre taxas inflacionárias esperadas, retornos acionários reais esperados, taxas reais de juros esperadas, e mudanças esperadas na atividade real em uma amostra de sete países latino-americanos em desenvolvimento e sete países industrializados. A metodologia é principalmente baseada em análise de VAR, mas outras técnicas são empregadas para verificar a robustez dos resultados. Os resultados principais confirmam a pobre característica das ações como *hedge* para inflação que tem sido observada em estudos empíricos prévios. Além disso, há menos diferenças entre países desenvolvidos e em desenvolvimento do que se poderia presumir inicialmente, dadas as diferenças profundas nos níveis e volatilidade das variáveis entre esses dois grupos de países. Algum suporte é encontrado para as três hipóteses principais, embora a robustez destes resultados seja relativamente fraca. Expectativas de mudanças na atividade real e na taxa de juros real parecem ter um papel central em tal relação que não foi completamente reconhecido em estudos prévios. Em geral, os resultados deste artigo sugerem que as teorias existentes sobre o efeito de Fisher são incapazes de explicar o fenômeno adequadamente, e maiores investigações teóricas são necessárias para o futuro.

Entretanto alguns comentários relativo aos métodos empíricos empregados aqui devem ser feitos. Primeiro, é importante notar que os dados norte-americanos utilizados em algumas pesquisas anteriores cobrem um período muito maior que os dados utilizados neste estudo (por exemplo, James et al., 1985, cobrem o período de 1962-1981 enquanto Lee, 1992, cobre o período de 1947-1987). As comparações feitas aqui devem ser portanto tomadas com precaução. O número de observações para cada país do AL-7 varia de apenas 33 (para a Venezuela) para 274 (para o Chile), enquanto o número de observações para o G-7 é maior e mais equilibrado (de 262 para a Itália para 368 para o Canadá e Japão). Ainda, James et al. (1985) utilizam 240 observações<sup>(12)</sup> enquanto Lee (1992) tem cerca de 492 observações com uma especificação semelhante. Também, a robustez dos resultados apresentados neste estudo com respeito a diferentes ordens do sistema de VAR não é conhecida precisamente, e deveria ser uma questão empírica interessante a ser investigada no futuro. Este estudo tem a vantagem de determinar as ordens da VAR, empregando critérios objetivos de seleção em vez de defini-las arbitrariamente como feito pela maioria das pesquisas anteriores. Porém uma análise adicional nas propriedades de tais técnicas é necessária antes que qualquer conclusão definitiva possa ser afirmada. Igualmente, a sensibilidade dos resultados informados aqui, considerando-se períodos de amostragem diferentes, não é explorada, principalmente por limitações na disponibilidade das séries temporais. Seria interessante verificar

como tais resultados se comportam, quando intervalos de tempo diferentes são adotados. Em particular para o AL-7, é importante investigar se estes resultados são robustos em períodos de hiperinflação em comparação com períodos de maior estabilidade monetária. Finalmente, e talvez mais importante, os dados empregados aqui são essencialmente versões das primeiras diferenças das medidas econômicas subjacentes (índice de preços ao consumidor, índice de produção industrial e índice do mercado de ações). Se estas séries são integradas, então está-se ignorando informação potencialmente útil, relativa ao ajuste de equilíbrio de longo prazo<sup>(13)</sup>. Portanto técnicas de co-integração podem ser úteis para a exploração adicional deste problema<sup>(14)</sup>. Estes aspectos são deixados como sugestão para pesquisas adicionais.

Para finalizar, parece claro nos resultados empíricos deste artigo que, até o momento, os modelos teóricos existentes são incapazes de prover uma boa explicação universal aos fenômenos observados empiricamente. O desenvolvimento de novos modelos teóricos, portanto, é o desafio principal que emerge deste exercício empírico.

**Artigo recebido em 30.05.2004. Aprovado em 08.09.2004.**

## AGRADECIMENTOS

Agradeço à Fundação CAPES pelo apoio financeiro e aos Srs. Cristiano Kessler Wagner e Maico Volnei Bosi (bolsistas de iniciação científica) pelo auxílio na realização desta pesquisa. Também sou grato aos organizadores e participantes do XXVI Encontro Anual da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, ENANPAD, realizado de 22 a 25 de setembro de 2002 em Salvador, BA, pelos comentários recebidos. Todos os erros remanescentes são de minha responsabilidade.

## NOTAS

<sup>1</sup> Este é o caso de Brasil e Israel, por exemplo.

<sup>2</sup> No sentido de que os retornos reais das ações servem como prepostos (*proxies*) para medidas de atividade real.

<sup>3</sup> Excluindo-se Feldstein (1980), Fama (1981), e Geske e Roll (1983), outros autores também desenvolveram explicações alternativas para a anômala relação inflação-retornos (por exemplo Day, 1984; Giovannini & Kaul, 1987; Labadie, 1991; Marshall, 1992; Stultz, 1986;). Porém as três hipóteses discutidas acima são aquelas que receberam maior atenção dos pesquisadores empíricos até o presente.

<sup>4</sup> O número possível de diferentes combinações de ordens é 24 em um sistema VAR de 4 variáveis. Nesta amostra de 14 países, seriam 336 cenários potencialmente diferentes para a IRF e a FEVD.

<sup>5</sup> Com certeza, este não é um grupo de controle no sentido estatístico usual. Os resultados para o G-7 são de fato *benchmarks* (para efeito de comparação) contra os resultados dos países latino-americanos para se observar as diferenças – se presentes – entre mercados desenvolvidos e emergentes.

<sup>6</sup> Erros de previsão podem ser particularmente relevantes em ambientes econômicos, onde grandes e inesperadas mudanças nominais nas variáveis são freqüentes, que é o caso de muitos países latino-americanos da amostra estudada.

<sup>7</sup> O Filtro de Kalman é apropriado neste caso, porque, sendo um procedimento recursivo, replica razoavelmente bem a tomada de decisão de um agente racional, quando novas informações são reveladas.

<sup>8</sup> Dada a limitação da gama de informações de alguns países, uma especificação empírica parcimoniosa é desejável.

<sup>9</sup> Resultados não informados por questões de concisão, mas disponíveis mediante solicitação ao autor.

<sup>10</sup> Dados os diferentes regimes econômicos dos países latino-americanos durante grande parte do período da amostra, antecipa-se a presença de heterocedasticidade.

<sup>11</sup> Com certeza, isto é difícil de reconciliar com a evidência para os Estados Unidos, que não apresentam um alto nível de volatilidade para a inflação dentre o G-7.

<sup>12</sup> Os autores observam que, devido às variáveis adiantadas (*leads*) e defasadas (*lags*) empregadas na sua especificação, os resultados reportados se referem apenas a 199 observações.

<sup>13</sup> Sou grato a John W. Galbraith por sublinhar este ponto.

<sup>14</sup> Observe, porém, que Ely e Robinson (1994) empregam análises de co-integração precisamente para o mesmo tipo de problema – o Efeito de Fisher em uma amostra de múltiplos países – e seus resultados fortemente rejeitam a hipótese de desequilíbrio a curto prazo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Adrangi, B., Chatrath, A., & Raffiee K. (1999, Fall).

Inflation, output, and stock prices: evidence from two major emerging markets. *Journal of Economics and Finance*, 23(3), 266-278.

Akaike, H. (1974, December).

A new look at the statistics model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.

Amihud, Y. (1996, February).

Unexpected inflation and stock returns revisited: evidence from Israel. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(1), 22-33.

Banco Central de Venezuela (2000).

*Boletín mensual*. Recuperado em 7 fevereiro, 2001, de <http://www.bcv.org.ve>

- Bodie, Z. (1976, May). Common stocks as a hedge against inflation. *Journal of Finance*, 31(2), 459-470.
- Canova, F. (1995). The economics of VAR models. In K. D. Hoover (Ed.). *Macroeconometrics: developments, tensions, and prospects* (Chapter 3, pp.57-98). Boston: Kluwer.
- Cochran, S. J., & DeFina, R. H. (1993, February). Inflation's negative effects on real stock prices: new evidence and a test of the proxy effect hypothesis. *Applied Economics*, 25(2), 263-274.
- Contador, C. R. (1974, julho/setembro). Política monetária, inflação e o mercado de ações no Brasil: uma síntese das conclusões. *Revista Brasileira de Economia*, 28(3), 3-34.
- Cozier, B., & Rahman, A. (1988, November). Stock returns, inflation, and real activity in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 21(4), 759-774.
- Day, T. E. (1984, June). Real stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 39(2), 493-502.
- Domian, D. L., Gilster, J. E., & Louton, D. A. (1996, November). Expected inflation, interest rates, and stock returns. *Financial Review*, 31(4), 809-830.
- Ely, D. P., & Robinson, K. J. (1992, Summer). Stock returns and inflation: further tests of the role of the Central Bank.
- Journal of Macroeconomics*, 14(3), 525-543.
- Ely, D. P., & Robinson, K. J. (1994, June). Are stocks a hedge against inflation? International evidence using cointegration analysis. *Federal Reserve Bank of Dallas Financial Industry Review*, p.71.
- Fama, E. F. (1981, September). Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Feldstein, M. (1980, December). Inflation and the stock market. *American Economic Review*, 70(5), 839-847.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.
- Geske, R., & Roll R. (1983, March). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 38(1), 1-33.
- Giovannini, A., & Labadie, P. (1991, December). Asset prices and interest rates in cash-in-advance models. *Journal of Political Economy*, 99(6), 1215-1251.
- Granger, C. W. J. (1969, July). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.

- Gultekin, N. B. (1983, March). Stock market returns and inflation: evidence from other countries. *Journal of Finance*, 38(1), 49-65.
- Hall, B. H., & Cummins, C. (1997). *TSP version 4.4 user's guide*. Palo Alto: TSP International.
- Hasbrouck, J. (1984, December). Stock returns, inflation, and economic activity: the survey evidence. *Journal of Finance*, 39(5), 1293-1310.
- Instituto Nacional de Estadística y Censo (2000). *Índice de Precios al Consumidor Nacional*. Recuperado em 30 janeiro, 2001, de <http://www.indec.mecon.ar>
- Jaffe, J. F., & Mandelker, G. (1976, May). The 'Fisher effect' for risky assets: an empirical investigation. *Journal of Finance*, 31(2), 447-458.
- James, C., Koreisha, S., & Partch, M. (1985, December). A VARMA analysis of the causal relations among stock returns, real output, and nominal interest rates. *Journal of Finance*, 40(5), 1375-1384.
- Kaul, G. (1987, June). Stock returns and inflation: the role of the monetary sector. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 18, 253-276.
- Kwon, C. S., Shin, T. S., & Bacon, F. W. (1997, Fall). The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets. *Multinational Business Review*, 5(2), 63-70.
- Lee, B.-S. de (1992, September). Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *Journal of Finance*, 47(4), 1591-1603.
- Lee, U. (1998, Summer). A test of the proxy-effect hypothesis: evidence from the pacific basin countries. *Quarterly Journal of Business Economics*, 37(3), 40-52.
- Liu, A. Y., Hsueh, L. P., & Clayton, R. J. (1993, Fall). A re-examination of the proxy hypothesis. *Journal of Financial Research*, 16(3), XVI, 261-268.
- Machado, M. F. (1985). *Ações como "Hedge" contra a Inflação*. Tese de Doutorado, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, RJ.
- Magalhães, U. de (1982, outubro/dezembro). Retornos de ativos e inflação. *Revista Brasileira de Economia*, 36(4), 445-472.
- Marshall, D. A. (1992, September). Inflation and asset returns in a monetary economy. *Journal of Finance*, 47(4), 1315-1342.
- McCarthy, J., Najand, M., & Seifert, B. (1990, May). Empirical tests of the proxy hypothesis. *Financial Review*, 25(2) 251-263.

- Nelson, C. R. (1976, May).  
Inflation and rates of return on common stocks. *Journal of Finance*, 31(2), 471-483.
- Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1996).  
*Working with microfit 4.0: interactive econometric analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998, January).  
Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*, 58(1), 17-29.
- Pesaran, M. H., & Wickens, M. R. (1995).  
*Handbook of applied econometrics* (Vol. I). Oxford: Blackwell.
- Randall, M. R., & Suk, D. Y. (1999, January).  
Inflationary concerns and stock returns: an alternative perspective. *American Business Review*, 17(1), 123-126.
- Schwarz, G. (1978, March).  
Estimating the Dimensions of a Model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Solnik, B. (1983, March).  
The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence. *Journal of Finance*, 38(1), 35-48.
- Solnik, B., & Solnik, V. (1997, December).  
A multi-country test of the Fisher model for stock returns". *International Financial Markets, Institutions & Money*, 7(4), 289-301.
- Stultz, R. M. (1986, March).  
Asset pricing and expected inflation. *Journal of Finance*, 41(1), 209-223.
- Watson, M. W. (1994).  
Vector autoregressions and cointegration. In R. F. Engle, & D. L. McFadden (Ed.). *Handbook of Econometrics* (Vol. 4, Chapter 47, pp. 2843-2915). Amsterdam: Elsevier.
- White, H. (1980, May).  
A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.