



FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

AÇÕES COMO "HEDGE" CONTRA A INFLAÇÃO

TESE SUBMETIDA À CONGREGAÇÃO DA
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (EPGE)
DO INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA
PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE

DOCTOR EM ECONOMIA

POR

MARCOS FERNANDES MACHADO

RIO DE JANEIRO, RJ

Janeiro, 1985.

T/500-5
11/4/85

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS



**TESE DE DOUTORADO
APRESENTADA À EPGE**

POR: Marcos Fernandes Machado

EM: 21 de janeiro de 1985


Prof. Ney Cezar de Oliveira
DIRETOR ADM. EPGE/FGV

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DO INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA
DA FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

C I R C U L A R Nº 9/85

Assunto: Defesa Pública de Tese de
Doutoramento.

Comunicamos formalmente à Congregação da Escola que es
tá marcada para dia 07 de março de 1985 (5a. feira), às 15:30h, no
Auditório Eugenio Gudín (10º andar), a apresentação e defesa públi
ca da Tese de Doutorado, intitulada "AÇÕES COMO HEDGE CONTRA A IN-
FLACÃO", do candidato ao título de Doutor em Economia, Marcos Fer-
nandes Machado.

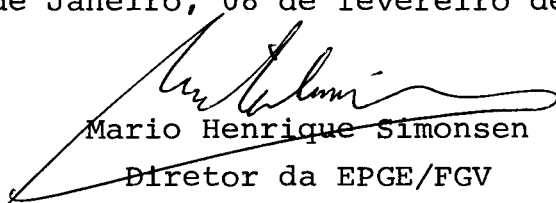
Remetemos, em anexo, aos membros da Congregação, cópia
da súmula da referida Tese, para que seja antecipadamente aprecia-
da pelos Professores desta EPGE.

A Banca-Examinadora "ad hoc" designada pela Escola se-
rá composta pelos doutores: José Luiz Carvalho, Fernando de Holan-
da Barbosa, Eduardo Novo Costa Pereira e Uriel de Magalhães (Presi-
dente).

Com esta convocação oficial da Congregação de Professo-
res da Escola, estão ainda convidados a participarem desse ato aca-
dêmico todos os alunos da EPGE, interessados da FGV e de outras ins-
tituições.

Rio de Janeiro, 08 de fevereiro de 1985

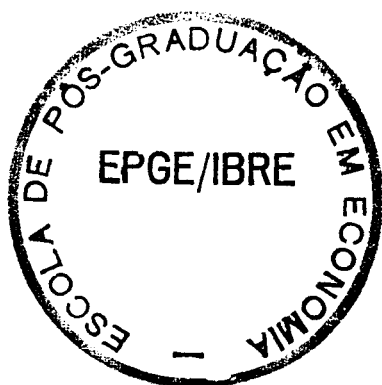




Mario Henrique Simonsen
Diretor da EPGE/FGV

LAUDO SOBRE TESE DOUTORAL

Tendo examinado o trabalho "AÇÕES COMO HEDGE CONTRA A INFLAÇÃO", submetido pelo Sr. Marcos Fernandes Machado à Congregação da EPGE, como Tese, para obtenção do título de Doutor em Economia, sou de parecer seja aprovado, outorgando-se ao candidato e autor deste trabalho o título pretendido.

Rio de Janeiro, 07 de março de 1985




José L. Carvalho
Professor da EPGE

LAUDO SOBRE TESE DOUTORAL

Como integrante da Banca Examinadora, designado pela EPGE para julgar a tese doutoral intitulada "AÇÕES COMO HEDGE CONTRA A INFLAÇÃO", do candidato ao título, MARCOS FERNANDES MACHADO, declaro que, face à cuidadosa abordagem teórica e empírica e ao senso de oportunidade do tema, que muito pode contribuir para o melhor entendimento da importância do mercado de ações no Brasil, considero a referida Tese aprovada e, conseqüentemente, sou de parecer que seja outorgado o título de Doutor em Economia, pretendido pelo autor deste trabalho.

Rio de Janeiro, 07 de março de 1985.



Eduardo Novo Costa Pereira

EDUARDO NOVO COSTA PEREIRA,
Professor convidado da EPGE

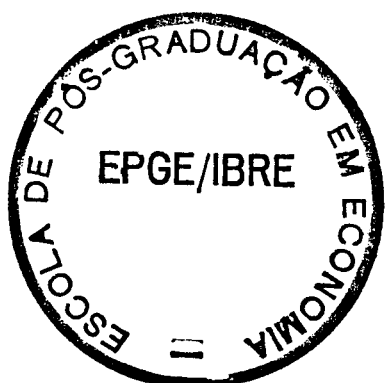
LAUDO SOBRE TESE DOUTORAL

Como integrante da Banca Examinadora, designado pela EPGE para julgar a tese de Doutorado intitulada "AÇÕES COMO 'HEDGE' CONTRA A INFLAÇÃO", do candidato ao título, Sr. MARCOS FERNANDES MACHADO, apresento as seguintes ponderações que justificam meu parecer e voto:

- 1) O autor contribuiu com a sua pesquisa para um melhor conhecimento do efeito da inflação sobre a rentabilidade das ações;
- 2) O autor demonstrou na sua pesquisa saber utilizar com proficiência a teoria econômica e os métodos econométricos na investigação de um tema bastante importante da economia brasileira.

Assim, e nessas condições, sou de parecer que a referida Tese seja aprovada e outorgado o título pretendido pelo candidato e autor deste trabalho.

Rio de Janeiro, 07 de março de 1985



F. Holanda

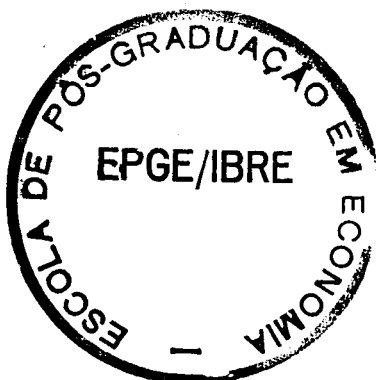
Fernando de Holanda Barbosa,
Subdiretor de Pesquisa/EPGE

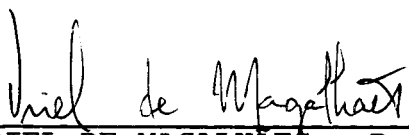
L A U D O

Tendo examinado a Tese de Doutorado de Marcos Fernandes Machado, intitulada "AÇÕES COMO HEDGE CONTRA A INFLAÇÃO", considero se tratar de um trabalho que espelha o uso adequado do instrumental de análise econômica, tendo sido realizado da forma mais abrangente possível, a ponto de oferecer uma clara visão geral do tema tratado. Em particular, louvo a competência e argúcia reveladas pelo candidato na abordagem do tema.

Assim, tendo em vista a importância desse tema e o grande esforço de análise teórica e investigação empírica realizado pelo candidato, considero sua Tese aprovada.

Rio de Janeiro, 07 de março de 1985




URIEL DE MAGALHÃES - Professor da EPGE
e Presidente da Banca Examinadora

Aos meus familiares, pela confiança, apoio e
estímulo de sempre.

CAPÍTULO VI: Conclusões e Considerações Finais..... 132

APÊNDICE I: 140

APÊNDICE II: 145

BIBLIOGRAFIA: 173

ÍNDICE DE TABELAS

TABELA	1:	Índices de Lucratividade de Ações e de Custo de Vida no Rio de Janeiro e São Paulo.....	8
TABELA	2:	Taxas Médias de Rentabilidades Reais das Ações no Brasil : 1968-1983.....	10
TABELA	3:	Retornos Nominais e Reais das Ações-EUA	16
TABELA	4:	Retornos Nominais Mensais e Taxas de Inflação Realizadas, para os EUA. Período: 1973-1981.....	18
TABELA	5:	Retornos Nominais das Ações e Taxas de Inflação Não-Esperadas para os EUA. Período: 1953-1974.....	20
TABELA	6:	Retornos Nominais das Ações e Inflação Esperada e Não-Esperada para os EUA e Brasil.....	24
TABELA	7:	Retornos Reais das Ações nos EUA e principais Variáveis Explicativas: Período: 1954-1976.....	25
TABELA	8:	Retornos Reais e Nominais das Ações no Brasil e principais Variáveis Explicativas. Período: 1955-1971.....	27

TABELA	18:	Rentabilidades Nominais das Ações e Taxas de Inflação Esperada e Não-Esperada; 1974-1983, Dados Mensais.....	80
TABELA	19:	Teste de Igualdade dos Coeficientes das Regressões, para os Períodos 1968-1973 e 1974-1983.....	88
TABELA	20:	Regressões entre Retornos Reais das Ações e Crescimento do Produto Industrial Futuro-IBV, Dados Mensais: 1968-1983.....	97
TABELA	21:	Regressões entre Retornos Reais, das Ações e Crescimento do Produto Industrial Futuro-IBOVESPA, Dados Mensais : 1968-1983.....	98
TABELA	22:	Regressões entre Retornos Reais das Ações e Crescimento do Produto Industrial Futuro-IBV, Dados Trimestrais : 1968-1983.....	99
TABELA	23:	Regressões entre Retornos Reais das Ações e Crescimento do Produto Industrial Futuro-IBOVESPA, Dados Trimestrais: 1968-1983.....	100
TABELA	24:	Rentabilidades Reais das Ações e Principais Variáveis Explicativas, 1968-1983: Dados Mensais Realizados.....	103

AGRADECIMENTOS

Mais do que o resultado de esforço pessoal, este trabalho é fruto da participação de diversos profissionais que a ele estiveram direta ou indiretamente ligados. Dentre esses, devo mencionar e agradecer, aos professores Uriel de Magalhães, José Luiz Carvalho, Fernando de Holanda Barbosa e Eduardo Novo Costa Pereira, que, na qualidade de orientadores e participantes da Banca de Tese, apresentaram sugestões, críticas e esclarecimentos que efetivamente contribuíram para a sua consecução e aprimoramento.

Do ponto de vista operacional, este trabalho foi beneficiado, ainda, com a eficiente colaboração de Benjamin Lemos dos Santos, programador da EPGE, de Severina Maria Venâncio, estagiária, e de Márcio José Monteiro da Silva, datilógrafo do Centro de Estudos Financeiros do IBMEC.

Finalmente, devo registrar o apoio financeiro e institucional do IBMEC, que, na pessoa do seu Vice-Presidente, o economista Paulo Guedes, garantiu e viabilizou a realização deste estudo.

INTRODUÇÃO

O processo inflacionário persistente e generalizado por todos os países nas últimas décadas, contribuiu, dentre outras coisas, para motivar o interesse de analistas e participantes do mercado de capitais, na avaliação dos efeitos da inflação sobre a rentabilidade dos ativos financeiros, em geral, e das ações em particular. Como exemplo desse interesse, pode-se mencionar a realização de uma série de estudos empíricos desenvolvidos para o mercado acionário de diversos países, com o objetivo de explicar a formação de preços das ações em um contexto inflacionário, ao mesmo tempo em que procuraram identificar se as ações foram capazes de oferecer proteção contra a inflação em um determinado período de tempo.

Os resultados apresentados por esses estudos para os Estados Unidos, países da Europa e Brasil, contrariaram

a visão prevalescente até meados da década de 70, de que as ações eram protetores típicos contra a inflação, seja pelo processo racional de ajustamento das rentabilidades nominais à inflação esperada, seja pela sua natureza de contrapartidas financeiras diretas de ativos reais. Esta visão, tomada assim em sua forma mais simples, teve seus fundamentos abalados por aqueles estudos, que não só apresentaram evidência empírica contrária, como também alertaram para a necessidade de melhor especificação de modelos de retornos de ativos com risco.

Uma contribuição adicional desses trabalhos consistiu no aperfeiçoamento do próprio conceito de proteção. Por exemplo, a interpretação convencional desse conceito define um ativo financeiro como protetor contra a inflação, quando este fôr capaz de garantir aos seus detentores retornos reais não-negativos ao final de um período de aplicação, considerando explicitamente o valor zero como o limite inferior da taxa de rentabilidade real do ativo, neste sentido.

Entretanto, esta concepção apresenta algumas limitações importantes, que se tornam evidentes quando comparadas com outras definições sugeridas posteriormente. Por exemplo, Reilly, Johnson e Smith (1970) argumentam que uma definição mais apropriada, deve levar em consideração os retornos normais apresentados pelo ativo financeiro em períodos não-inflacionários. Devido aos maiores riscos gerados pela inflação, as ações deveriam apresentar uma taxa de rentabilidade maior que a taxa dos períodos de estabilidade de preços, para que possam ser consideradas como protetores contra a inflação^{1/}. Caso uma ação apresente, ao fim de um período inflacionário, taxas de rentabilidade reais positivas, porém inferiores à taxa real requerida, poderá ser classificada apenas como um "protetor parcial" contra a inflação.

O critério descrito anteriormente é suficientemen

1/ A taxa de retorno dos períodos de estabilidade de preços incorpora o risco de negócios, devido à incerteza dos fluxos de caixa operacionais futuros, e o risco financeiro, devido à incerteza provocada pelos débitos das empresas. Com o aumento da taxa de inflação, não só esses riscos aumentam, como também surge um novo risco de preços ou de perdas de capital, que pode ser denominado como risco inflacionário.

te abrangente para incluir, inclusive, o critério convencional como uma forma particular de proteção. Entretanto, ele vem acompanhado de uma dificuldade evidente, que resulta da necessidade de se determinar uma taxa de rentabilidade normal como um parâmetro de referência.

Zvi Bodie (1976) critica o critério anterior, pelo fato de não considerar, simultaneamente, a combinação risco-retorno das aplicações financeiras. Em vista disso, ele propõe uma interpretação alternativa, que define como proteção, a capacidade de uma ação reduzir a variância dos retornos de uma carteira contendo títulos sem risco de não-reembolso, e cujo único risco seja o risco inflacionário. Caso as ações sirvam como protetores contra a inflação, a combinação de ações com um título desta natureza, constituiria uma carteira de risco mínimo, situada sobre a fronteira eficiente de risco-retorno.

Uma terceira interpretação, sugerida por Fama e

Schwert (1975), define como proteção a capacidade do ativo apresentar retornos nominais variando na mesma proporção que a inflação^{2/}. Assim, em uma regressão com a taxa nominal de retorno como variável dependente, e a taxa de inflação como variável explicativa, o coeficiente desta última variável deve ser positivo e estatisticamente igual à unidade. Vale notar que esta interpretação é compatível, inclusive, com uma situação em que o ativo apresenta taxas de retornos reais "ex post" negativas, desde que os seus retornos nominais variem proporcionalmente com a taxa de inflação.

Estas diferentes interpretações devem ser consideradas complementares, particularmente, aquelas sugeridas por Bodie e Fama. Isto porque, para que um ativo possa ser capaz de reduzir os riscos inflacionários de uma carteira de ativos e classificar-se como protetor no sentido de Bodie, ele deve, necessariamente, apresentar retornos positivamente correla-

2/ Isto é, que o retorno real esperado do ativo e a taxa esperada de inflação variem independentemente, ou que essas variáveis sejam não-correlacionadas.

cionados com a inflação^{3/}. O conceito de Fama é, na verdade, um caso particular do conceito de Bodie.

O desempenho das ações no Brasil, no período 1968-1983, será analisado ao longo desse estudo, sob os principais critérios descritos anteriormente. Em síntese, esse estudo será desenvolvido tendo em vista três objetivos complementares :

- i) Analisar o ajustamento das rentabilidades nominais e reais das ações à inflação no Brasil, para identificar se as ações representam adequados protetores contra a inflação;
- ii) Quantificar e identificar a influência de variáveis econômicas relevantes, sugeridas pela teoria, sobre os retornos reais e nominais das ações.
- iii) Identificar os possíveis canais de influência da inflação sobre os retornos das ações.

3/ Na hipótese de impossibilidade de vendas curtas.

Em função dos resultados obtidos, particularmente se a inflação afetar negativamente os retornos das ações, poder-se-á avaliar, também, se a inflação constitui um fator inibidor da demanda por esses títulos no Brasil. Em caso afirmativo, será possível concluir que a inflação vem impedindo esse mercado de alcançar dimensões adequadas, compatíveis com as necessidades de crescimento do setor privado da economia brasileira.

O estudo proposto abordará essas questões na seguinte sequência:

O primeiro capítulo será dedicado a uma descrição do arcabouço institucional do mercado, destacando as principais transformações ocorridas no período 1968-1983. Em seguida, serão calculadas taxas de rentabilidades reais "ex-post", fornecendo uma primeira visão do papel das ações como protetores contra a inflação.

O segundo capítulo será destinado à apresentação dos principais trabalhos empíricos que analisaram esta

questão para o Brasil e para os Estados Unidos.

O terceiro capítulo será dedicado à análise do comportamento dos retornos nominais das ações vis-à-vis as taxas de inflação realizadas passadas, presentes e futuras, bem como com relação às taxas de inflação esperadas. Esta análise representa um teste de adequabilidade do modelo de Fisher para explicar os retornos nominais das ações no Brasil.

O quarto capítulo será dedicado à estimação empírica de um modelo fundamentalista explicativo dos retornos reais das ações. Essas estimativas vão permitir analisar a influência de variáveis reais, consideradas simultaneamente com as taxas de inflação esperada e não-esperada.

O quinto capítulo apresentará os resultados das estimativas de um modelo-síntese de retornos nominais, resultante da integração do modelo de Fisher, com o modelo fundamentalista de retornos reais.

Finalmente, o sexto e último capítulo resumirá as principais conclusões obtidas ao longo deste estudo, relacionadas aos três objetivos descritos anteriormente.

CAPÍTULO I

EVOLUÇÃO E DESEMPENHO DO MERCADO DE AÇÕES NO

BRASIL : 1968-1983

A evolução do mercado de ações no Brasil, nas duas últimas décadas, reflete a influência de diversos fatores institucionais, em particular das medidas governamentais diretas ou indiretamente dirigidas ao setor.

Além das reformas financeiras de 1964-1965, que criaram um novo arcabouço institucional para esse mercado, foi implementado pelo Governo um elenco de medidas de caráter fiscal, visando estimular o seu desenvolvimento. Dentre essas medidas, podemos destacar:

(i) A criação dos fundos fiscais do Decreto-Lei nº 157, em fevereiro de 1967, com a finalidade de adquirir ações

ou debêntures conversíveis de empresas privadas nacionais não -financeiras, com recursos compulsórios deduzidos do imposto de renda do contribuinte, pessoa física. Embora tenham sido extintos ao final de 1983, durante o período 1968-1983, esses incentivos desempenharam um importante papel no mercado de ações brasileiro, tendo sido responsáveis, no ano de 1979, por 28% do movimento das Bolsas do Rio e São Paulo e por 14% das subscrições de ações realizadas nesse ano, aproximadamente.

(ii) A concessão de incentivos fiscais à aquisição voluntária de ações pelas pessoas físicas. Alguns desses incentivos foram extintos a partir de 1981, encontrando-se atualmente em vigor apenas na subscrição de ações de companhias abertas, de empresas do Nordeste e da Amazônia, e Cotas do FINOR (Fundo de Desenvolvimento do Nordeste) e do FINAM (Fundo de Desenvolvimento da Amazônia).

(iii) A criação de incentivos creditícios destinados a financiar a subscrição de ações, pelo Decreto-Lei nº

1.471, de 15/06/76, renovados sucessivamente até 1979. Este programa se baseava em recursos do BNDES, repassados aos mutuários pelos bancos de investimento (PROCAP) e pelos bancos de desenvolvimento (FINAC).

(iv) A criação de investidores institucionais para atuar no mercado de ações, através de medidas como a permissão de maior flexibilidade nas aplicações nos fundos fiscais 157 (Resolução nº 470, de 25/04/78, do Banco Central); com a criação das Sociedades de Investimento do D.L. nº 1.409, de 07 de maio de 1975, regulamentando a entrada de capital estrangeiro nas Bolsas de Valores do país; com a determinação às Seguradoras para aplicarem entre 30 e 45% de suas reservas técnicas em ações ou debêntures conversíveis de companhias abertas de capital privado nacional (Resolução nº 338, de 13 de agosto de 1975, do Banco Central); e com a determinação aos fundos de pensão e montepios de aplicarem entre 20 e 40% de suas reservas técnicas não-comprometidas em ações ou debêntures conversíveis de companhias abertas de capital privado na-

cional (Resolução nº 460, de 23 de fevereiro de 1978, do Banco Central). Posteriormente, em janeiro de 1983, as aplicações dos fundos de pensão passaram a ser realizadas com base em todos os recursos garantidores de suas reservas (Resolução nº 794, de 11 de janeiro de 1983), que veio ampliar substancialmente o volume de recursos aplicados no mercado por essas instituições.

Outras medidas de caráter mais geral, que exerceram reflexos positivos sobre o mercado, podem ser ainda mencionadas:

Por exemplo, a regulamentação da nova Lei das Sociedades Anônimas (Lei nº 6.404, de 15/12/76) e as adaptações na legislação do imposto de renda das empresas à nova Lei (Decreto-Lei nº 1:598, de 26/12/78). Diversas medidas inovadoras surgiram com essa Lei, que contribuíram para aumentar a transparência das negociações, reduzir riscos e aumentar as garantias do acionista minoritário. Dentre essas, destacam-se as normas estabelecidas sobre a prática do "Disclo-

sure", obrigando os administradores a comunicarem imediatamente à Bolsa de Valores e à comunidade financeira, através da imprensa, quaisquer fatos que possam interferir com a decisão dos investidores; a proibição do "insider trading", mediante atribuição de responsabilidade e anulação da negociação, ao administrador que se beneficiar de informações que não sejam do conhecimento do mercado; e a determinação de percentual mínimo na distribuição de dividendos na ordem de 25% do lucro líquido do exercício, ou de 50% desse lucro (deduzido de parcelas destinadas a constituição de reservas legal, de contingência, etc.), caso o estatuto da empresa seja omissivo a esse respeito.

Novas modalidades de ações também foram criadas pela Lei das S.A., como as ações escriturais e sem valor nominal, com o objetivo de simplificar o processo de emissão de ações e reduzir os custos para as empresas.

Todavia, em contraste com esses fatores, o mercado de ações brasileiro enfrentou circunstâncias extremamente adversas.

versas, a partir de 1973. Por exemplo, pode-se destacar a instabilidade nas taxas de crescimento econômico, ocasionada por fatores adversos com os "choques do petróleo" de 1973 e 1979, e das taxas de juros internacionais em 1980. Além disso, a própria inconstância na política de estabilização, que oscilou entre controles e liberação das taxas de juros, entre expurgos da correção monetária e indexação plena, combinada com uma política de controle de preços e de elevação nas alíquo - tas de imposto de renda das companhias abertas (em 1981), constituíram outros fatores adversos, que contribuíram para depri - mir a lucratividade das empresas, afetando negativamente o mercado de ações nesse período.

TAXAS. REAIS DE RENTABILIDADE DAS AÇÕES NO BRASIL:1968-1983

Os fatores institucionais descritos anteriormente, conjugados com a influência de variáveis econômicas específicas que interferem na formação dos preços das ações, condicionaram decisivamente o desempenho das ações no Brasil, no

período 1968-1983.

Uma primeira análise desse desempenho será efetuada nesta seção, através dos cálculos das taxas de rentabilidade reais médias das carteiras de ações que compõem os índices IBV e IBOVESPA. Esta análise permitirá, também, avaliar se as ações ofereceram proteção contra a inflação de acordo com o critério convencional, definido pela capacidade do ativo produzir retornos reais positivos durante um período inflacionário.

O desempenho das ações no Brasil pode ser avaliado, em primeiro lugar, através da evolução dos índices de lucratividade das carteiras de ações representativas do mercado, tais como os índices IBV, da Bolsa do Rio, e IBOVESPA da Bolsa de São Paulo. Esses índices representam indicadores de riqueza acumulada, e mostram os diferentes valores alcançados pelas carteiras de mercado nas datas específicas tomadas como referência. Por exemplo, os índices apresentados na Tabela 1, mostram que um investidor que tivesse efetuado aplicações nas

carteiras de ações dos índices IBV e IBOVESPA, no valor de Cr\$100,00, em janeiro de 1968, mantendo-as até dezembro de 1973, iria obter os montantes de Cr\$1.183, e de Cr\$1.070, respectivamente. Da mesma forma, se tivesse optado por manter essas aplicações até dezembro de 1983, obteria Cr\$ 218.839 pelo IBV, ou Cr\$ 203.500, pelo IBOVESPA.

TABELA 1

ÍNDICES DE LUCRATIVIDADE DE AÇÕES
E DE CUSTO DE VIDA NO RIO E SÃO PAULO

DATA	IBV	ICV-RJ	IBOVESPA	ICV-SP
Jan. 68	100	100	100	100
Dez. 73	1.182,9	278,5	1.070	281
Dez. 83	218.839,8	49.755,5	203.500	39.907,9

Mais interessante é avaliar o que representam es

ses resultados em termos de taxas de rentabilidade reais. Representando a inflação pelas variações dos índices de custo de vida do Rio e São Paulo, e deflacionando as taxas de rentabilidade nominais calculadas a partir dos índices de mercado, obtemos as taxas de rentabilidade reais descritas na Tabela 2. Considerando, inicialmente, o período 1968-1983, observamos que as rentabilidades reais dessas carteiras foram de 9,7% aa. e 10,7% aa., em média. Todavia, esse desempenho não foi uniforme durante todo o período. Considerando separadamente os sub-períodos 1968-1973 e 1974-1983, caracterizados por uma inflação em declínio no primeiro caso, e por uma inflação ascendente no segundo, observa-se uma extrema disparidade entre esses resultados, com uma acentuada redução das rentabilidades reais no segundo período, em contraste com as rentabilidades reais extremamente elevadas do primeiro período.

TABELA 2

TAXAS MÉDIAS DE RENTABILIDADES REAIS DAS AÇÕESNO BRASIL : 1968-1983

HORIZONTES DE APLICAÇÃO	P E R Í O D O S		
	1968-73	1974-83	1968-83
<u>TUDO O PERÍODO</u>			
Rentabilidade Acumulada (em %)			
IBV	324,7	3,4	339,8
IBOVESPA	280,8	33,9	410,0
Taxa Equivalente Mensal (em % a.m.)			
IBV	2,0	0,03	0,77
IBOVESPA	1,9	0,24	0,85
Taxa Equivalente Trimestral (em % a.t.)			
IBV	6,2	0,08	2,3
IBOVESPA	5,7	0,73	2,6
Taxa Equivalente Anual (em % aa)			
IBV	27,3	0,3	9,7
IBOVESPA	24,9	2,9	10,7
<u>Aplicações Mensais - Taxas</u> <u>Médias, em % ao Mês</u>			
IBV	2,79	0,65	1,72
	(12,5)	(11,4)	(34,1)
IBOVESPA	2,43	0,72	1,57
	(10,6)	(10,0)	(44,3)
<u>Aplicações Trimestrais-Taxas</u> <u>Médias, em % ao trimestre</u>			
IBV	10,73	1,33	6,03
	(31,0)	(22,8)	(43,4)
IBOVESPA	8,69	1,76	5,22
	(25,4)	(21,3)	(50,2)

NOTA: Os números entre parênteses representam o desvio-padrão das séries de rentabilidades reais. Os deflatores utilizados foram os índices de custo de vida do Rio e de São Paulo.

Um outro aspecto interessante evidenciado na Tabela 2, é sugerido pelos retornos médios reais das aplicações com horizontes mensais e trimestrais. Essas taxas de rentabilidade representam as médias das séries de rentabilidade obtidas a partir de aplicações mensais e trimestrais nos índices de mercado e refletem, aproximadamente, o desempenho das aplicações em ações com horizontes mais curtos, no período 1968-1983. Os desvios-padrões dessas séries, que indicam o risco de mercado dessas aplicações, também foram estimados e são apresentados entre parênteses na Tabela 2.

Interpretando esses resultados do ponto de vista apenas das rentabilidades reais, pode-se notar que os mesmos confirmam o que já se havia observado anteriormente, sobre a evidente superioridade das aplicações no período de inflação mais reduzida.

De um modo geral, entretanto, pode-se concluir que

as ações foram capazes de oferecer proteção contra a inflação no sentido convencional do termo, entendido como a capacidade das ações apresentarem retornos reais positivos. No sentido mais restrito, sugerido por Reilly, Johnson e Smith, que define um patamar mínimo de remuneração requerido, pode-se supor que as aplicações em ações tenham alcançado ou mesmo ultrapassado esse patamar, no período 1968-1973. Entretanto, o mesmo não se pode afirmar com relação as aplicações no período 1974-1983, cujos resultados foram bem inferiores aos do período anterior, tendo apresentado taxas médias de rentabilidades reais próximas de zero.

CAPÍTULO II

INFLAÇÃO E RENTABILIDADE DAS AÇÕES :

ESTUDOS EMPÍRICOS E ABORDAGENS ALTERNATIVAS

Inicialmente, vão ser considerados, neste capítulo, alguns dos principais estudos realizados para os Estados Unidos e para o Brasil, que procuraram avaliar, empiricamente, as relações entre inflação e retornos das ações. Em seguida será apresentada uma descrição das principais hipóteses formuladas para explicar, teoricamente, as possíveis relações existentes entre inflação e retorno das ações.

Convém notar, de início, que as preocupações teóricas relacionadas aos efeitos da inflação sobre os retornos dos ativos conferiram maior ênfase ao estudo das taxas de juros. Como um exemplo, cabe mencionar a teoria de Fisher,

que sugeriu uma relação de causalidade entre inflação e taxas de juros nominais, ao descrever esta última variável como resultante da interação de dois componentes independentes entre si, a taxa de juros real e a taxa de inflação esperada.

Quanto às interrelações entre os retornos das ações e inflação, pelo relativamente reduzido número de estudos, pode-se supor que não despertaram semelhante interesse. Assim, seja por razões lógicas, ou apenas para preencher a lacuna existente, prevaleceu uma adaptação da teoria de Fisher para explicar os retornos nominais das ações em um contexto inflacionário. Desse modo, como os retornos reais das ações estão diretamente vinculados aos retornos do capital físico, e os seus retornos nominais supostamente variariam com a inflação, as ações passaram a ser consideradas como protetores típicos contra a inflação.

O processo de incorporação da taxa de inflação esperada aos retornos nominais das ações, foi denominado por

efeito-Fisher, em analogia com as taxas de juros. A existência desse efeito garantiria que o valor real das ações de uma companhia sem dívida, seria invariante às flutuações dos níveis de preços. Caso a empresa apresentasse uma posição devedora em termos líquidos, e ocorresse uma elevação não-esperada na inflação, suas ações deveriam apresentar ganhos reais significativos.

Esta teoria predominou nos meios acadêmicos e financeiros, em geral, até meados da década de 60. A partir desse período, com a ascensão das taxas de inflação em países com mercados de capitais importantes, como Estados Unidos e países da Europa, gradativamente foi-se tornando evidente que as ações não estavam sendo capazes de cumprir o papel de garantir proteção contra a inflação que lhes era reservado pela teoria prevalescente.

A percepção desse fato motivou a realização de diversos estudos empíricos destinados a examinar mais detalhadamente os efeitos da inflação sobre os retornos das ações.

Um dos primeiros estudos nesse sentido, foi realizado por Ibbotson e Sinquefield (1977), e consistiu em calcular as taxas de rentabilidades reais de um grupo de ativos do mercado financeiro norte-americano, para o período 1926-1977, e alguns sub-períodos. Uma parte dos resultados desse trabalho, que se referem especificamente às ações, atualizados até 1980 por Douglas Pierce (1982), são reproduzidos na tabela adiante. Esses resultados evidenciaram o acentuado declínio nas rentabilidades reais das ações no período 1966-1980 nos Estados Unidos, coincidente com a elevação das taxas de inflação naquele país.

TABELA 3 :

RETORNOS NOMINAIS E REAIS DAS AÇÕES - EUA

RENTABILIDADE E INFLAÇÃO	1926-80	1926-50	1951-80	1951-60	1966-80
RENTAB. NOMINAL	9,4	7,7	10,9	15,2	6,7
INFLAÇÃO	2,9	1,3	4,2	1,6	6,9
RENTAB. REAL	6,5	6,4	6,7	13,6	-0,2

FONTES: IBBOTSON, R.G. e Sinquefield, R.A. "Stocks, Bonds, Bills and Inflation : Historical Returns (1926-1978); atualizado por Douglas Pierce, "The Impact of Inflation on Stock Prices" (1982).

Outros trabalhos empíricos se seguiram, com o pro

pósito específico de testar, para os Estados Unidos, a hipótese do efeito-Fisher no retornos das ações. Dentre esses, podemos destacar os trabalhos realizados por Jaffee e Mandelker (1976), Nelson (1976), Fama e Schwert (1977) e Fama (1981). Para o Brasil, podemos destacar os trabalhos de Contador (1975), com a finalidade mais ampla de testar um modelo explicativo dos retornos nominais e reais das ações, de Magalhães (1982) e Abranches (1983).

Jaffee e Mandelker testaram os efeitos da inflação realizada, esperada e não-esperada sobre os retornos nominais das ações, através de um modelo de regressão cujas variáveis explicativas foram, alternativamente, as taxas de inflação observadas defasadas 1, 2 e 3 períodos, consideradas separadamente e em conjunto; as taxas de inflação defasadas e avançadas quatro períodos; e taxas de inflação esperadas, representadas pelas taxas de juros nominais das letras do tesouro com um mês de prazo.

Essas estimativas foram realizadas com dados

mensais do período 1953-1971, e evidenciaram relações negativas entre os retornos das ações e taxas de inflação, contrariando a hipótese do efeito-Fisher. Uma segunda alternativa, com dados anuais do período 1897-1970, não produziu qualquer relação significativa entre o retorno das ações e as taxas passadas de inflação. Para uma melhor observação desses testes, algumas estimativas com dados mensais são reproduzidas na tabela apresentada a seguir.

TABELA 4 : RETORNOS NOMINAIS MENSALIS DE AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO REALIZADAS, PARA OS EUA. PERÍODO : 1953-1971.

VARIÁVEL EXPLICATIVA: TAXAS DE INFLAÇÃO PASSADAS	VARIÁVEL DEPENDENTE: RETORNOS NOMINAIS MENSALIS DE AÇÕES				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0,017	0,147	0,017	0,017	0,02
t-4	-	-	-		1,72 (1,25)
t-3	-3,33* (-2,78)	-	-		-2,52** (-1,83)
t-2		-1,94* (-1,96)	-		-0,86 (-0,60)
t-1			-2,97* (-2,46)		-1,10 (-0,77)
t					-2,34 (-1,64)
t+1				-3,01* (-2,49)	-4,84* (-3,39)
t+2					2,73** (1,9)
t+3					0,57 (0,4)
t+4					1,36 (0,96)
R ²	0,038	0,01	0,03	0,027	0,09
DW	1,63	1,71	1,71	1,75	1,68

A hipótese do efeito-Fisher no retorno das ações também não foi confirmada pelos resultados obtidos por Nelson. Os testes foram realizados para o mercado acionário norte-americano, e consistiram em associar retornos nominais das ações às taxas de inflação observadas (correntes, passadas e futuras) com dados mensais, para o período 1953-1974 e outros sub-períodos. Outro modelo foi estimado, também, com uma única variável explicativa, representada pela taxa de inflação não-esperada (obtida pela diferença entre as taxas de inflação observadas e as taxas de inflação esperada, geradas por um modelo ARIMA). Os resultados sugeriram a existência de uma relação negativa entre retornos nominais das ações e taxas de inflação não-esperada, conforme indicado na tabela apresentada a seguir.

TABELA 5 : RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADAS PARA OS EUA. PERÍODO : 1953-1974.

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS: TAXAS DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADAS	VARIÁVEL DEPENDENTE: RETORNOS NOMINAIS MENSAIS	
	(1)	(2)
C	0,01 (3,87)	0,01 (3,84)
t-6	-2,44 (-1,41)	-2,51 (-1,46)
t-5	-2,56 (-1,47)	-2,28 (-1,31)
t-4	-3,57* (-2,06)	-3,51* (-2,04)
t-3	-3,07** (-1,76)	-3,46* (-2,0)
t-2	-0,47 (-0,27)	-0,62 (-0,32)
t-1	-3,65* (-2,11)	-3,06** (-1,76)
t	-2,72 (-1,57)	-3,32** (-1,92)
t+1	-	-3,40* (-1,97)
t+2	-	3,42* (1,99)
t+3	-	-1,64 (-0,95)
t+4	-	0,66 (0,38)
R ²	0,078	0,124
DW	1,78	1,81

FONTE : Nelson (1976).

Outro trabalho desenvolvido por Fama e Schwert' (1977), com a finalidade de testar a capacidade de diversos a tivos financeiros e não-financeiros oferecerem proteção contra a inflação, também obteve resultados contrários à hipótese efeito-Fisher no retornos das ações, nos EUA. Essas estima tivas foram feitas com dados mensais, trimestrais e semestrais do período 1953-1971, tendo como "proxy" para a taxa de infla ção esperada as taxas de juros nominais das letras do tesouro, e como "proxy" para a taxa de inflação não-esperada a diferen ça entre as taxas de inflação realizada e esperada.

Testes semelhantes foram realizados para o Bra- sil por Magalhães (1982), representando os retornos nominais das ações, alternativamente, pelas variações do IBV, IPBV e de uma carteira composta por 46 títulos negociados na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, com dados mensais, trimestrais e semestrais, do período 1972-1980. Embora a maioria dos re- sultados não tenham permitido confirmar o fato das ações ga-

rantirem proteção contra a inflação esperada e não-esperada , alguns ofereceram evidências ligeiramente favoráveis a essa hipótese. Por exemplo, as regressões tendo como variável de dependente as variações mensais e semestrais do IBV (deflacionado pelo ICV-RJ) produziram coeficientes positivos e significativos (ao nível de 5% de significância) para a variável inflação não-esperada. Outras regressões com dados mensais e semestrais, tendo como variável dependente a carteira de 46 ações, produziram coeficientes positivos e significativos (ao nível de 10%) para a variável inflação esperada.

Testes de um modelo semelhante, modificando apenas o critério de obtenção da taxa de inflação esperada (adotando um modelo autoregressivo de primeira ordem) também foram realizados por Abranches (1983). As regressões foram estimadas entre taxas de rentabilidade nominais, calculadas com base no IBV, e taxas de inflação esperadas e não-esperadas , obtidas com base no índice de custo de vida do Rio de Janeiro.

Alternativamente, foi estimado um modelo com variáveis realizadas, considerando variáveis "dummy" para captar os efeitos da concessão de incentivos a aquisição de ações em 1974, e a criação do mercado futuro de ações em 1979. Os resultados obtidos também foram ligeiramente favoráveis a hipótese de efeito-Fisher, com todos os coeficientes das regressões apresentando sinais positivos, embora, em nenhum caso, tenham sido significativos.

Para fins comparativos, é interessante apresentar esses principais resultados condensados em uma única tabela.

**TABELA 6 : RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E INFLAÇÃO ESPERADA
E NÃO-ESPERADA PARA OS EUA E BRASIL.**

VARIÁVEL DEPENDENTE: RETORNOS NO- MINAIS	C	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA	TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA	ESTATÍSTICAS
<u>1/</u>				
<u>EUA (1953-1971)</u>				$R^2=0,003$
Mensais	0,0028 (0,51)	-5,52* (-2,98)	-0,77 (-0,64)	
Trimestrais	0,057 (2,88)	-4,88* (-2,8)	-4,11* (-1,92)	$R^2=0,009$
Semestrais	0,122 (0,97)	-4,87 (-1,18)	-4,38 (-0,52)	$R^2=0,01$
<u>2/</u>				
<u>Brasil (1972-1980)</u>				$R^2=0,03$
Mensais	0,0015 (0,044)	0,269 (0,173)	1,608 (1,799)	DW=1,86
Trimestrais	0,0356 (0,32)	0,071 (0,05)	1,731 (1,21)	$R^2=0,055$ DW=2,73
Semestrais	0,07 (0,4)	-0,09 (-0,08)	1,69** (1,89)	$R^2=0,255$ DW=
<u>3/</u>				
<u>Brasil (1973-1981)</u>				$R^2=0,11$
Mensais	0,084 (0,04)	0,768 (1,07)	-	DW=1,67
(IBV/ICV)	2,00 (1,58)	-	1,39 (0,63)	$R^2=0,0037$ DW=1,66
	0,135 (0,06)	0,699 (0,89)	0,524 (0,22)	$R^2=0,001$ DW=1,67

FONTES : 1/ Fama e Schwert (1977); 2/ Magalhães (1982); 3/ Abranches (1983)

Outros trabalhos foram desenvolvidos visando explicar a variação dos retornos das ações, considerando também a influência de variáveis como o crescimento da renda e da base monetária que, de acordo com algumas hipóteses, também influenciam os retornos das ações. Um dos trabalhos mais importantes neste sentido, foi realizado por Fama (1981), cujos resultados confirmaram as conclusões descritas anteriormente, conforme se observa na tabela apresentada a seguir.

TABELA 7 : RETORNOS REAIS DAS AÇÕES NOS EUA E PRINCIPAIS VA-
RIÁVEIS EXPLICATIVAS. PERÍODO : 1954-1976.

VARIÁVEL DEPENDENTE	C	INFLAÇÃO ESPERADA	INFLAÇÃO NÃO-ESPER.	CRESC. DO PNB	CRESC. DA BASE MONET.	R ²
Retornos Reais	0,18 (4,7)	-0,458* (-4,16)	-	-	-	0,084
Mensais	0,006 (1,13)	-0,24 (-0,11)	-3,24* (-2,75)	0,19* (3,8)	-0,18 (-1,17)	0,188
	0,005 (1,05)	-2,38** (-1,95)	-3,20* (-2,71)	0,16* (3,79)		0,127
	0,006 (1,19)	-	-3,25* (-2,76)	0,20* (5,32)	-0,19* (-2,27)	0,131

FONTE : Fama (1981).

Finalmente, as relações entre retornos das ações e taxas de inflação, no Brasil, também foram analisadas com um modelo mais completo, em estudo realizado por Contador (1975). Neste trabalho, foram estimadas relações empíricas entre retornos das ações, representados, alternativamente, pelas variações nominais e reais do IBV, tendo como variáveis explicativas as variações da oferta monetária, as taxas de crescimento do produto real e dos lucros reais, e o retorno esperado das ORTN's, além da taxa de inflação esperada (gerada por um modelo ARIMA, com base no índice de preços por atacado). Os modelos foram estimados com dados mensais do período 1955-1971, e seus resultados evidenciaram fortes relações negativas dos retornos nominais e reais das ações com a taxa de inflação esperada. Uma síntese desses resultados é apresentada na tabela a seguir.

TABELA 8 : RETORNOS REAIS E NOMINAIS DAS AÇÕES NO BRASIL E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS. PERÍODO 1955-1971.

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VARIÁVEL DEPENDENTE					
	IBV NOMINAL			IBV REAL		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	0,022 (1,01)	0,005 (0,30)	-12,65* (-9,05)	0,013 (0,61)	-0,006 (-0,32)	-7,251* (-4,36)
RENDIA REAL	0,311* (2,25)	0,306* (2,20)	0,001 (1,23)	0,312* (2,25)	0,307* (2,19)	0,001 (1,23)
LUCROS REAIS	1,061* (2,28)	1,065* (2,26)	1,102* (5,31)	1,144* (2,46)	1,151* (2,41)	0,887* (3,74)
EXPECTATIVAS						
INFLAÇÃO	-4,861** (-1,76)	-4,905** (-1,77)	-5,107* (-2,12)	-9,107* (-3,30)	-9,099* (-3,26)	-9,087* (-3,64)
RETORNO DAS OTIN'S	-2,395* (-2,74)	-2,342* (-2,66)	-2,691* (-2,69)	-2,381* (-2,71)	-2,315* (-2,61)	-2,756* (-2,81)
OFERTA DE MOEDA						
t	-	-	0,795* (9,38)	-	-	0,050 (0,45)
t-1	0,672* (2,88)	0,822* (2,9)	-	0,516* (2,30)	0,637* (2,24)	-
t-2	0,438* (2,51)	0,254** (1,88)	-	0,291 (1,29)	0,133 (0,46)	-
t-3	-0,039 (-0,17)	-0,243 (-0,85)	-	-0,142 (-0,61)	-0,394 (-1,38)	-
t-4	-0,285 (-1,27)	-	-	-0,37 (-1,67)	-	-
SOMATÓRIO	0,786 (1,59)	0,833** (1,74)	-	0,295 (0,48)	0,377 (0,72)	-
R ²	0,167	0,175	0,998	0,197	0,209	0,982
DW	1,96	1,96	1,86	1,96	1,97	1,71

FONTE : Contador (1975). Os coeficientes da oferta de moeda de períodos passados, foram estimados através da técnica "Polinomial Distributed Lags (PDL)". O somatório indica a soma desses coeficientes.

Assim, podemos argumentar, em resumo, que os resultados para os Estados Unidos e também para países da Europa, conforme as evidências apresentadas por Cohn e Lessard (1981), têm sido unânimes em rejeitar a existência do efeito-Fisher nos retornos das ações. Entretanto, para o Brasil, os resultados têm sido contraditórios, não permitindo afirmar, inequivocamente, sobre a validade desse efeito, e, consequentemente, se as ações são capazes de garantir proteção contra a inflação.

CANAIS DE INFLUÊNCIA DA INFLAÇÃO SOBRE A RENTABILIDADE DAS AÇÕES

O conjunto sistemático de evidências para os EUA, resumido na seção anterior, contribuiu para rejeitar a hipótese do efeito-Fisher no retorno das ações, e, simultaneamente, a hipótese de que os retornos reais das ações não são afetados pela inflação. Ao mesmo tempo, porém, criaram uma lacuna ao deixarem inexplicado porque as ações não foram bons

protetores contra a inflação.

Diante desses fatos, diversas hipóteses foram formuladas para explicar como, e por quê, a inflação poderia afetar negativamente os retornos das ações. Tomando como ponto de partida a teoria de formação de preços das ações, que os descreve como o valor presente do fluxo de lucros ou dividendos esperados, descontado à taxa de juros apropriada para a classe de risco da firma, essas hipóteses se diferenciam entre si, de acordo com a ênfase atribuída a cada variável que interfere na formação de preços desses ativos.

Assim, podemos sistematizá-las em três grupos distintos, conforme ênfase conferida (i) aos aspectos contábeis internos da firma; (ii) ao comportamento da taxa de desconto durante o processo inflacionário; e (iii) à influência da atividade econômica sobre os retornos reais das ações.

Um argumento básico sugerido pelo primeiro grupo de hipóteses, consiste no efeito-tributário, resultante da

taxação de lucros fictícios gerados pela inflação. Esses lucros surgiriam, durante um processo inflacionário, devido à adoção, por parte das empresas, de métodos contábeis a preços históricos, que vão subestimar os custos de depreciação e de reposição de estoques. Conseqüentemente, o lucro apurado ao final de um exercício contábil será aumentado artificialmente, ficando exposto a uma taxaçoão indevida. Esse efeito descapitalizará as empresas, reduzindo sua capacidade de pagar dividendos ou de investir no futuro, repercutindo negativamente sobre os preços das ações.

Em contrapartida, argumenta-se que a inflação pode afetar favoravelmente a situação patrimonial da empresa, no caso de se tratar de uma inflação não-esperada. Este efeito favorável surgirá se a inflação for capaz de depreciar o valor real dos ativos e passivos financeiros das empresas, gerando ganhos para as firmas devedoras em termos

líquidos. Neste caso, se o mercado perceber a ocorrência desses ganhos, as ações devem apresentar retornos até mesmo mais elevados do que na situação de ausência de inflação.

Outra sugestão que pode ser incluída nesse grupo foi apresentada por Lintner (1975). Segundo esse autor, as expectativas e surpresas com relação à taxa de inflação, aumentam a necessidade de recursos externos por parte da firma, seja para financiar investimento ou capital de giro. Isto vai ocorrer em virtude da maior necessidade de saldos monetários e da elevação no valor das contas a receber da empresa, que aumentam a relação financiamento externo - financiamento interno da firma, e acarreta custos adicionais que não existiriam em situação não-inflacionária. Esse efeito será temporário, ocorrendo apenas na transição de taxas de inflação baixas para taxas de inflação altas. Após o período de ajustamento, o investimento em ações voltará a ser tão atrativo quanto antes, embora perdas substanciais terão ocorrido nesse período.

Uma outra perspectiva é sugerida pelo conjunto de hipóteses que enfatiza o comportamento da taxa utilizada pelos investidores, para descontar o fluxo de dividendos ou lucros esperados da empresa.

Uma dessas hipóteses, sugerida por Modigliani e Cohn (1979), supõe a existência de ilusão monetária por parte dos investidores. Por esta hipótese, os preços reais das ações cairiam durante um processo inflacionário, porque os investidores avaliariam as ações erroneamente, formulando previsões sobre os dividendos futuros em termos reais, mas utilizando uma taxa de desconto em termos nominais. Testes empíricos foram realizados por esses autores, com base em um modelo de retornos de ações em relação ao fluxo de lucros esperados, a taxa nominal de juros e a taxa de inflação esperada (representada pelas taxas de inflação passadas). Caso não houvesse ilusão monetária, o coeficiente da taxa de juros nominal e das taxas de inflação esperada deveriam apresentar

soma zero. Como isto não se verificou, os resultados foram interpretados como favoráveis à hipótese de ilusão monetária. Esses mesmos testes foram aplicados por Cohn e Lessard (1981) para países como Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda e Inglaterra, tendo chegado a conclusões semelhantes.

Uma sugestão alternativa à hipótese anterior, consiste na possibilidade dos investidores descontarem o fluxo de renda futura a uma taxa crescente, não por ilusão monetária, mas devido a um aumento nos riscos provocado pela inflação. Assim os preços das ações cairiam durante um processo inflacionário, sem que se necessite adotar qualquer hipótese arbitrária de ilusão monetária.

Douglas Pierce (1982) realizou testes da hipótese de elevação de riscos, estimando uma regressão entre o diferencial de juros de um título com risco médio e de um título do governo (sem risco de não-reembolso), com a taxa es-

perada de inflação, representada pelas taxas de inflação observadas no passado. Os resultados obtidos indicaram um efeito positivo da taxa de inflação sobre o diferencial de risco, sugerindo que um aumento de 1% na taxa de inflação eleva o diferencial de risco de 0,15%. Entretanto, o próprio autor observou que o aumento de risco não tende a crescer continuamente, não podendo ser inteiramente responsável pelo contínuo declínio nos preços reais das ações observado após 1966.

Uma terceira interpretação, que também privilegia o comportamento da taxa de desconto durante um processo inflacionário, considera aquela taxa como uma variável altamente volátil em função das variações nos níveis do consumo presente e futuro, provocadas pelas variações nos níveis da atividade econômica. Esta interpretação, devida a Grossman e Schiller (1981), sugere que a taxa de desconto utilizada pelos investidores é a taxa marginal de substituição do consumo presente por consumo futuro. Assim, sempre que o consu

mo presente for relativamente mais baixo, como nos períodos de recessão econômica, as taxas de desconto utilizadas pelos poupadores vão ser mais elevadas. Ao contrário, quando a economia atravessa uma fase de prosperidade, com o consumo presente em níveis relativamente altos, as preferências individuais deverão valorizar mais o futuro, adotando taxas de desconto mais reduzidas. Estas frequentes oscilações na taxa de desconto explicariam, inclusive, a grande variabilidade geralmente apresentada pelos preços das ações, mesmo quando os fluxos de dividendos permanecem relativamente estáveis.

Finalmente, temos o terceiro grupo de hipóteses, que destaca a influência direta da atividade econômica futura na determinação dos retornos reais das ações. A melhor formulação desse enfoque é devida a Fama (1981), ao sugerir que as relações negativas entre retornos reais das ações e taxas de inflação representam correlações espúrias. Segundo Fama, as verdadei

ras relações de causalidade existem, em primeiro lugar, entre os retornos reais das ações e o crescimento da atividade econômica real futura; e, em segundo lugar, entre inflação e crescimento da atividade real futura, com esta última variável afetando negativamente a primeira.

A relação entre retornos reais de ações e atividade real deve ser positiva, porque os retornos das ações estão diretamente condicionados por variáveis que refletem as expectativas de desempenho futuro da economia, tais como o investimento, a taxa média de retorno do capital, ou a taxa de crescimento do produto real (presente e futuro).

Por outro lado, a atividade real futura é considerada como uma variável que afeta negativamente a inflação presente. A relação entre essas variáveis será sempre negativa, segundo Fama, devido à influência das expectativas de crescimento da atividade real futura sobre a quantidade de moeda que os agentes econômicos vão demandar. Por essa

hipótese, os agentes econômicos formulam previsões sobre o crescimento da atividade real futura e determinam a quantidade real de moeda que vão demandar no presente. Um aumento no crescimento esperado da atividade futura, por exemplo, aumentará a demanda por moeda, provocando um declínio no nível de preços ou na taxa de inflação. Ao contrário, uma redução na atividade real futura reduz os saldos monetários demandados, provocando um efeito inverso na taxa de inflação. Desse modo, as taxas de inflação correntes (ou esperadas) e o crescimento da atividade real futura se apresentarão negativamente correlacionados.

Finalmente, o mercado, que formula expectativas racionais e conhece as relações descritas anteriormente, utiliza as taxas de inflação corrente e esperada para obter informações sobre o comportamento da atividade real futura, reagindo negativamente sempre que as expectativas forem de taxas de inflação mais altas.

Os testes propostos por Fama foram realizados em três etapas complementares: primeiro, foram estimadas regressões entre retornos nominais e taxas de inflação esperada e não-esperada; segundo, foram estimados modelos de inflação com a atividade real futura como variável explicativa, para testar a hipótese de relações negativas entre essas variáveis; e terceiro, foi estimado um modelo explicativo dos retornos reais das ações, em função das variáveis inflação esperada, inflação não-esperada e atividade real futura. Esta última etapa é fundamental como teste do argumento de Fama: se o seu argumento é correto, de que a correlação entre a taxa de inflação esperada e os retornos reais das ações é espúria, o coeficiente da primeira variável, estimado no modelo completo, deve perder a significância estatística. Na verdade, Fama confirmou tal resultado em seus estudos empíricos.

REFLEXÕES ACERCA DOS ESTUDOS EMPÍRICOS

Os argumentos sugeridos anteriormente, no sentido

de explicar o declínio dos preços reais das ações, observado em diversos países, nos últimos anos, suscitam alguns comentários, considerando o caso do Brasil, em particular.

O primeiro argumento destaca a existência de efeito tributário e ganhos de endividamento, em decorrência de métodos contábeis baseados em custos históricos, durante um processo inflacionário, e de inflação não-prevista sobre os débitos das empresas. Entretanto, o fato desses efeitos se compensarem total ou parcialmente, reduz sua influência como fator explicativo do declínio dos preços reais das ações em um contexto inflacionário. De fato, as evidências apresentadas para os Estados Unidos por autores como Modigliani e Cohn (1979), Cagan (1982) e Pierce (1982), dão fraco suporte a estes efeitos. Por exemplo, a observação da evolução das taxas de retorno do capital, calculadas antes e depois dos impostos, não evidencia um declínio significativo durante um período inflacionário. Outras evidências foram apresentadas por Douglas Pierce (1982) que estimou um modelo conside

rando como variáveis dependentes, alternativamente, a taxa de retorno do capital das empresas não-financeiras, antes e depois dos impostos, incluindo nos lucros contábeis os ajustes inflacionários; e como variáveis explicativas as taxas de inflação observadas, o hiato do produto e uma variável de tendência. Esses testes, realizados para os Estados Unidos nos períodos 1951-1965 e 1966-1980, sugeriram que a taxa de retorno após impostos se reduz apenas de 0,1% para cada 1% de aumento na inflação.

No caso específico do Brasil, é possível que a inflação possa afetar o mercado de ações ao influenciar as contas ativas e passivas das empresas. Entretanto, devido às práticas contábeis recomendadas na legislação brasileira, de aplicar a correção monetária em todos os elementos do ativo permanente, nos saldos das contas de depreciação, amortização e exaustão, nas provisões para perdas e, ainda, nas contas do patrimônio líquido, se não neutralizam, pelo

menos atenuam esses efeitos.

Naturalmente, sempre que a correção monetária for inferior à inflação, ocorrerá uma distorção na apuração dos resultados. Outra fonte de distorção resulta do fato da correção monetária não incidir sobre os estoques de mercadorias. Todavia, o fato desses estoques serem contabilizados ao custo médio (dado pela média dos preços de aquisição das mercadorias em diferentes pontos no tempo), e o fato de que empresas administradas racionalmente procuram reduzir seus estoques a quantidades ótimas (embora a inflação possa induzir a uma elevação nos estoques retidos), contribui para diminuir a importância dessa possível fonte de distorção.

O argumento sugerido por Lintner (1975), de elevação na relação financiamento externo - financiamento interno da empresa também apresenta alguns problemas. Em primeiro lugar, o aumento nas contas a receber nem sempre contribuirá para reduzir sua margem de lucro. Ao contrário, dependendo das

taxas de juros desses empréstimos, face a evolução da inflação, é possível que a empresa até se beneficie com ganhos adicionais. Por outro lado, essa hipótese não considera a possibilidade de que os aumentos nos saldos monetários, e nas contas a receber da empresa, ocorram apenas em termos nominais, e não em termos reais. Em particular, deve-se levar em conta, em um contexto inflacionário, que os saldos monetários reais retidos em poder da empresa deverão se reduzir face a uma elevação na taxa de inflação esperada, conforme sugere a teoria de demanda por moeda.

Outra hipótese descrita anteriormente, é a de ilusão monetária na taxa de desconto utilizada pelos investidores do mercado de ações. Esta hipótese apresenta problemas facilmente perceptíveis. O primeiro deles decorre de uma questão lógica: se os detentores de títulos de renda fixa exigem uma compensação pela inflação esperada, por que os detentores de ações não iriam também fazê-lo? Por outro lado, por que considerariam os dividendos em termos reais, simulta

neamente com a taxa de juros em termos nominais, que se eleva com a inflação? Não é lógico que manifestem ilusão monetária com relação aos juros e não o façam igualmente com relação aos dividendos.

No caso do Brasil, a possibilidade de ilusão monetária tem ainda menores chances de ocorrer. Isto porque não só as taxas de juros, na maioria dos casos, incorporam explicitamente a correção monetária, como também os próprios resultados das empresas são acompanhados de contas especiais, que registram o saldo das contrapartidas da correção monetária das contas do balanço, e a contrapartida da correção das contas a pagar e a receber em moeda estrangeira, ou sujeitas a correção monetária. Estas contas poderão apresentar saldos negativos, nulos ou positivos, revelando explicitamente os ganhos e perdas devidos à inflação.

A hipótese sugerida por Grossman e Schiller (1981), de variabilidade dos preços de ações em função da variabili-

dade da taxa de desconto utilizada pelo mercado, tem o mérito de considerar, indiretamente, a influência da atividade econômica sobre os preços das ações. Essa hipótese pode ser qualificada apenas, com a observação de que uma situação de recessão, acompanhada de baixos níveis de consumo presente, e por uma taxa de desconto elevada, não implica necessariamente preços reduzidos das ações no presente. Isto porque se os participantes do mercado estão otimistas quanto ao futuro da economia, e esperam níveis de renda e consumo elevados no futuro, eles vão se antecipar e adquirir ações, o que repercutirá favoravelmente sobre os seus preços.

A hipótese de Fama é certamente a mais lógica e plausível dentre todas as demais, tendo o mérito de considerar direta e explicitamente, a influência da atividade econômica sobre os preços reais das ações. Entretanto, é possível fazer uma restrição a essa hipótese, devido a sua rigidez em não considerar as diferentes combinações possíveis entre in-

inflação e atividade real, observadas ao longo dos ciclos econômicos. É possível, por exemplo, observar relações positivas entre inflação e crescimento econômico a curto prazo, ou nenhuma relação entre essas variáveis a longo prazo. Da mesma forma, é possível observar relações negativas entre inflação esperada e crescimento econômico futuro. A hipótese de Fama é muito restritiva porque se limita a considerar situações de "slumpflation" que podem ocorrer seja conforme os argumentos propostos pelo próprio autor, seja conforme sugere Friedman (1977), devido à influência de fatores políticos e econômicos imprevistos (como a crise do petróleo em 1973) ou à crescente variabilidade das taxas de inflação, conjugada com a crescente intervenção governamental sobre o sistema de preços.

Testes empíricos da hipótese formulada por Fama, requerem que as relações entre retornos das ações e taxas de inflação sejam negativas, que as relações entre inflação es

perada e atividade real também sejam negativas, e que o coeficiente da taxa de inflação esperada não seja significativamente diferente de zero, em um modelo completo explicativo dos retornos reais das ações. Todavia, como parece mais lógico reconhecer a possibilidade de existir qualquer relação entre taxas de inflação e crescimento da atividade real, dependendo das fases do ciclo econômico, é possível então obter-se coeficientes positivos ou negativos, nas relações entre taxas de retorno das ações e taxas de inflação esperada. Assim, um teste empírico da hipótese de Fama interpretada em termos mais amplos, consiste na estimação de um modelo completo de retornos reais das ações supondo-se, em primeiro lugar, que as taxas de inflação esperada e não-esperada sejam significativas em explicar os retornos reais das ações, quando consideradas isoladamente; e que deixem de ser significativas, quando consideradas simultaneamente com a taxa de crescimento da atividade real, como variáveis explicativas do modelo.

CAPÍTULO III

RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E INFLAÇÃO : O MODELO

DE FISHER

Conforme vimos no capítulo anterior, os testes do efeito-Fisher no retorno nominal das ações para o mercado norte-americano, foram unânimes em apresentar resultados contrários a essa hipótese, evidenciando relações negativas entre os retornos das ações e inflação. Para o Brasil, entretanto, os resultados já não foram tão evidentes, existindo inclusive, uma certa área de conflito entre os mesmos.

O objetivo deste capítulo é testar essa hipótese para o Brasil, na tentativa de se chegar a alguma conclusão mais definitiva sobre essa questão. Os testes propostos vão ser realizados por etapas, avaliando, primeiro, como

os retornos das ações variam com relação às taxas de inflação passadas e futuras, e por último, como esses retornos variam com relação à inflação esperada e não-esperada. Lembrando que a interpretação sugerida por Fama e Schwert (1977) considera um ativo como protetor contra a inflação quando os seus retornos nominais variam positiva e proporcionalmente com aquela variável, a análise a ser empreendida neste capítulo permitirá, principalmente, obter uma avaliação do papel das ações como protetores contra as taxas de inflação observadas, esperadas e não-esperadas.

RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO PASSADAS

A análise do desempenho das ações com relação às taxas de inflação passadas, pode ser conduzida através das estimativas de regressões entre os retornos nominais mensais e trimestrais das ações e as taxas de inflação contemporâneas e passadas. Os retornos nominais das ações são calculados com base no IBV, da Bolsa do Rio, e as taxas

de inflação, com base no índice de preços ao consumidor do Rio de Janeiro.

As regressões foram estimadas considerando a taxa contemporânea de inflação em primeiro lugar, sendo adicionadas, gradativamente, outras variáveis explicativas correspondentes às taxas de inflação até o 12º mês no passado. Outra regressão, com dados mensais defasados até o 12º mês no passado, foi estimada pela técnica "Polinomial Distributed Lags (PDL)", formulada por Shirley Almon. Esta técnica visa eliminar o efeito da multicolinearidade entre as variáveis explicativas, e consiste em estimar os coeficientes, supondo-se que os mesmos possam ser representados por um polinômio de um certo grau (fixado arbitrariamente, em geral, igual a 2, 3 ou no máximo 4), sendo estimados por uma regressão em função de outras variáveis explicativas, dadas pela soma de todas as variáveis explicativas originais, ponderadas

por números que dependem da ordem dos coeficientes.

Os resultados com dados mensais e trimestrais , obtidos para o Rio de Janeiro, encontram-se reunidos nas tabelas (9) e (10), apresentadas adiante. Uma primeira visão desses resultados, permite perceber que o coeficiente da taxa de inflação contemporânea na regressão dos retornos mensais e trimestrais, é positivo, significativamente diferente de zero e estatisticamente igual à unidade. Isto sugere, portanto, que as ações são capazes de garantir proteção contra a inflação corrente, no Brasil. Entretanto, nas demais regressões com as taxas de inflação passadas, especificamente a partir da quarta regressão, nenhum dos coeficientes é significativamente diferente de zero. Isto ocorre devido ao efeito de multicolinearidade nas variáveis explicativas, provocado pelo fato da inflação ser uma variável fortemente auto-correlacionada.

Para eliminar este efeito, a última regressão

T A B E L A 9 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS NOMINAIS DE AÇÕES E INFLAÇÃO - RIO DE JANEIRO : DADOS MENSIAIS, 1968-1983

RETARDO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	PDL
CONSTANTE	0,0072 (0,46)	0,0071 (0,44)	0,0039 (0,24)	0,0018 (0,11)	0,0019 (0,11)	0,0047 (0,28)	-0,0019 (0,28)	-0,0012 (0,069)	-0,0030 (-0,17)	-0,0065 (-0,36)	0,007 (-0,36)	-0,006 (-0,31)	0,042 (0,26)
0	1,24* (3,22)	1,45* (1,87)	1,33** (1,69)	1,09 (1,30)	1,14 (1,35)	0,96 (1,10)	0,74 (0,82)	0,75 (0,84)	0,69 (0,75)	0,70 (0,77)	0,66 (0,71)	0,74 (0,78)	-0,12 (-0,27)
1	-0,23 (-0,30)	-0,82 (-0,84)	-0,81 (1,01)	-0,71 (-0,72)	-0,59 (-0,57)	-0,51 (-0,49)	-0,55 (-0,52)	-0,59 (-0,55)	-0,55 (-0,51)	-0,70 (-0,64)	-0,66 (-0,60)	-0,69 (-0,62)	-0,014 (-0,05)
2		0,81 (1,01)	0,81 (1,01)	0,36 (0,35)	0,35 (0,34)	0,03 (0,03)	0,03 (0,03)	0,10 (0,09)	0,02 (-0,22)	0,03 (0,03)	-0,04 (-0,04)	-0,05 (-0,05)	0,07 (0,49)
3				0,65 (0,74)	1,15 (1,08)	1,31 (1,21)	1,11 (0,10)	1,06 (0,95)	0,99 (0,86)	0,75 (0,64)	0,81 (0,69)	0,84 (0,70)	0,14* (2,03)
4					-0,71 (-0,81)	-1,46 (-1,37)	-1,30 (-1,19)	-1,24 (-1,11)	-1,23 (-1,08)	-1,34 (-1,16)	-1,44 (-1,22)	-1,45 (-1,22)	0,19** (1,97)
5						1,10 (1,22)	0,42 (0,39)	0,38 (0,34)	0,23 (0,20)	0,22 (0,20)	0,28 (0,24)	0,33 (0,27)	0,22 (1,50)
6							1,08 (1,12)	1,11 (0,98)	1,22 (1,07)	0,99 (0,86)	0,96 (0,82)	1,00 (0,83)	0,23 (1,30)
7								-0,05 (-0,05)	-0,57 (-0,49)	-0,33 (-0,29)	-0,32 (-0,27)	-0,32 (-0,26)	0,23 (1,21)
8									0,85 (0,85)	-0,20 (-0,17)	-0,20 (-0,16)	-0,16 (-0,13)	0,21 (1,16)
9										1,65 (1,64)	1,47 (1,23)	1,42 (1,17)	0,17 (1,34)
10											0,28 (0,27)	0,57 (0,47)	0,11 (1,00)
11												-0,47 (-0,45)	0,04 (0,33)
12													
Σ	1,24* (3,22)	1,22* (3,04)	1,32* (3,20)	1,39* (3,20)	1,34* (3,04)	1,43* (3,32)	1,53* (3,98)	1,52* (3,15)	1,6* (3,36)	1,76* (4,21)	1,80* (2,70)	1,75* (3,43)	1,48* (3,32)
R^2	0,052	0,05	0,06	0,06	0,07	0,08	0,08	0,08	0,085	0,099	0,10	0,10	0,56
F	10,37	5,33	3,89	3,05	2,67	2,46	2,27	1,94	1,79	1,87	1,68	1,53	3,70
DW	1,29	1,29	1,31	1,29	1,27	1,29	1,28	1,28	1,30	1,29	1,29	1,27	1,32
SE	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,12
Nº OBS.	191	190	189	188	187	186	185	184	183	182	181	180	191

NOTA: Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes são significativos aos níveis de 5% e 10%, para valores de "t" superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente. PDL ("Polynomial Distributed Lags") - Coeficientes estimados por um polinômio de segunda ordem sem restrições nas extremidades.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

TABELA 10 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS NOMINAIS DE AÇÕES E INFLAÇÃO - RIO DE JANEIRO :
DADOS TRIMESTRAIS, PERÍODO 1968-1983.

R E T A R D O	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CONSTANTE	0,0167 (0,235)	0,0002 (0,002)	-0,0024 (-0,03)	-0,023 (-0,29)	-0,035 (-0,43)	-0,033 (-0,42)	-0,059 (-0,74)	-0,040 (-0,50)	-0,043 (-0,51)
0	1,42* (2,55)	0,47 (0,39)	0,25 (0,19)	-0,17 (-0,13)	0,06 (0,05)	0,45 (0,34)	0,34 (0,26)	0,27 (0,21)	0,43 (0,31)
1		1,12 (0,92)	0,92 (0,63)	0,43 (0,29)	0,79 (0,54)	1,06 (0,74)	1,25 (0,89)	1,39 (0,98)	1,31 (0,90)
2			0,49 (0,35)	-0,28 (-0,18)	0,10 (0,06)	0,59 (0,40)	0,39 (0,26)	0,32 (0,21)	0,28 (0,18)
3				2,03 (1,39)	1,88 (1,25)	2,34 (1,58)	2,43 (1,65)	2,72** (1,80)	2,79** (1,81)
4					-0,95 (-0,64)	-0,51 (-0,33)	-0,37 (-0,24)	-0,28 (-0,18)	-0,23 (-0,15)
5						-2,35 (-1,57)	-3,04** (-1,96)	-2,89** (-1,83)	-2,76** (-1,70)
6							0,78 (0,52)	1,41 (0,88)	1,54 (0,93)
7								-1,41 (-0,93)	-1,38 (-0,84)
8									-0,51 (-0,32)
Σ	1,44* (2,55)	1,59* (2,65)	1,66* (2,62)	2,00* (2,89)	1,84* (2,51)	1,55** (1,85)	1,72* (2,62)	1,49** (1,87)	1,43* (2,57)
R ²	0,096	0,11	0,11	0,14	0,16	0,23	0,27	0,28	0,29
F	6,51	3,64	2,35	2,20	2,09	2,49	2,57	2,31	2,01
DW	1,44	1,49	1,50	1,36	1,54	1,53	1,49	1,50	1,46
SE	0,32	0,32	0,33	0,33	0,32	0,31	0,30	0,30	0,31
Nº OBS..	63	62	61	60	59	58	57	56	55

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os Coeficientes são significativos aos níveis de 5% e 10% para valores de "t" superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente. PDL ("Polinomial Distributed Lags") - Coeficientes estimados por um polinômio de segunda ordem sem restrições nas extremidades.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

foi estimada através da técnica de Almon (PDL), supondo que os coeficientes possam ser estimados por um polinômio de segundo grau, sem qualquer restrição nas extremidades. Os resultados foram ligeiramente diferentes daqueles obtidos nas três primeiras regressões, sobressaindo a influência das taxas de inflação do terceiro e quarto meses no passado. Todavia, independente desta alteração em relação aos resultados anteriores, o fato importante a se notar é que a soma de todos os coeficientes é sempre significativa, positiva e estatisticamente igual à unidade.

Estes resultados sugerem, então, que os retornos das ações no Brasil são afetados pela inflação passada, ou, então, que os retornos nominais podem ser parcialmente previstos por informações passadas e perfeitamente conhecidas. Este fato supostamente contraria a hipótese de mercados eficientes, onde os preços dos títulos em cada momento devem refletir todas as informações disponíveis, devendo variar ape-

nas em função de novas informações. Com a ressalva de que a capacidade preditiva das regressões é muito pequena, convém assinalar que existem outros testes de eficiência mais apropriados, que se baseiam na análise do comportamento das próprias séries de retornos, em particular, na análise de suas autocorrelações; e que as evidências de influência da inflação passada podem estar indicando, apenas, a utilização dessas informações na formação de expectativas do mercado, que, efetivamente, influenciam os retornos nominais das ações.

Por outro lado, esses resultados devem ser interpretados com alguma precaução, devido às indicações de autocorrelação serial positiva de primeira ordem nos resíduos, que podem superestimar a influência das variáveis explicativas nas regressões^{4/}. Todavia, esse problema pode estar sendo o-

4/ Embora as estimativas dos parâmetros calculados por mínimos quadrados Ordinários (OLS) sejam não-viesadas, suas variâncias provavelmente vão subestimar as verdadeiras variâncias dos parâmetros, produzindo estatísticas ("t") viesadas para cima.

casionado, simplesmente, pela omissão de outras variáveis explicativas que afetam os retornos das ações. Se essas variáveis forem autocorrelacionadas, sua ausência será captada pelos resíduos da regressão que se tornarão, por este motivo, também, autocorrelacionados.

RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO FUTURAS

Um enfoque interessante, neste tipo de análise, consiste na avaliação de como as taxas de inflação futuras afetam os retornos nominais das ações. Considerando os índices IBV e IBOVESPA para calcular os retornos nominais das ações, e os índices de preços ao consumidor do Rio e São Paulo para obter as correspondentes taxas de inflação (Ver Apêndice I), é possível estimar regressões com os retornos nominais das ações como variável dependente, acrescentando, gradativamente, as taxas de inflação futuras como variáveis explicativas.

Os resultados obtidos são apresentados nas tabelas 11 e 12, com dados mensais, e nas tabelas 13 e 14, com dados trimestrais. Na regressão (1) da tabela 11, observa-se que as taxas de inflação correntes afetam os retornos das ações, com a indicação de coeficientes positivos, significativos e estatisticamente iguais à unidade; porém, ao contrário da análise anterior, verifica-se, nas demais regressões, que as taxas de inflação futuras vão perdendo poder explicativo. As somas dos coeficientes foram não significativas em diversas regressões, inclusive na regressão estimada pela técnica de Almon (PDL), sugerindo que a inflação futura observada não afeta os retornos das ações.

Todavia, dois problemas importante podem ser detectados nessas regressões.

O primeiro consiste nas indicações de correlação serial de primeira ordem dos resíduos, sugeridas pelas estatísticas DW. Este problema decorre, certamente, da o-

T A B E L A 11 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO FUTURA : IBV, DADOS MENSAIS : 1968-1983

AVANÇOS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	PDL
C	0,007 (0,16)	0,012 (0,77)	0,013 (0,85)	0,019 (1,22)	0,027** (1,71)	0,026 (1,63)	0,021 (1,29)	0,023 (1,43)	0,023 (1,38)	0,022 (1,32)	0,022 (1,29)	0,025 (1,48)	0,036 (2,3)
0	1,23 (3,22)*	1,42** (1,84)	1,53* (1,97)	1,48** (1,77)	1,52** (1,84)	1,61** (1,90)	1,95* (2,17)	1,86* (2,05)	1,81** (1,95)	1,88* (2,01)	1,90* (1,99)	1,98* (2,03)	0,28 (0,62)
1	-0,38 (-0,50)	-0,76 (-0,80)	-0,76 (-0,80)	-0,43 (-0,44)	-0,43 (-0,43)	-0,48 (-0,48)	-0,82 (-0,81)	-1,12 (-1,06)	-1,09 (1,01)	-1,16 (-1,05)	-1,17 (-1,05)	-1,38 (-1,22)	-0,09 (0,3)
2			0,19 (0,25)	-0,74 (0,78)	1,11 (1,17)	1,36 (1,34)	1,50 (1,47)	1,60 (1,56)	1,53 (1,44)	1,62 (1,49)	1,62 (1,44)	1,56 (1,39)	-0,64 (-0,3)
3				-1,05 (-1,30)	-0,26 (-0,27)	-0,48 (-0,48)	-0,51 (-0,49)	-0,49 (-0,47)	-0,52 (-0,50)	-0,24 (-0,22)	-0,24 (-0,21)	0,08 (0,07)	-0,17 (-1,0)
4					-1,46 (-1,84)	-1,21 (-1,24)	-1,44 (-1,44)	-1,67 (-1,60)	-1,63 (-1,54)	-1,60 (-1,50)	-1,57 (-1,43)	-1,85 (-1,67)	-0,24 (-1,2)
5						-0,28 (-0,34)	-0,73 (-0,75)	-0,44 (-0,44)	-0,56 (-0,53)	-0,67 (-0,62)	-0,66 (-0,61)	-1,03 (-0,92)	-0,26 (-1,2)
6							0,78 (0,94)	0,57 (0,57)	0,64 (0,62)	1,00 (0,92)	0,99 (0,90)	1,06 (0,96)	-0,24 (-1,1)
7								0,30 (0,36)	0,06 (0,06)	-0,24 (-0,23)	-0,20 (-0,18)	-0,09 (-0,08)	-0,17 (-0,9)
8									0,36 (0,43)	0,93 (0,91)	0,90 (0,84)	0,52 (0,47)	-0,67 (-0,4)
9										-0,84 (-0,99)	-0,77 (-0,75)	-0,37 (-0,34)	0,08 (0,5)
10											0,11 (-0,13)	-0,45 (-0,43)	0,28 (1,1)
11												0,48 (0,55)	0,51 (1,22)
$\sum_{i=0}^1$	1,23* (3,22)	1,04* (2,67)	0,96* (2,40)	0,74** (1,84)	0,48 (1,19)	0,52 (1,33)	0,73** (1,81)	0,61 (1,55)	0,62 (1,46)	0,68 (1,43)	0,91** (1,93)	0,51 (1,08)	0,03 (0,08)
R ²	0,05	0,04	0,04	0,03	0,05	0,05	0,08	0,07	0,07	0,08	0,08	0,09	0,09
F	10,37	4,14	2,62	1,64	1,92	1,68	2,06	1,71	1,52	1,50	1,32	1,36	0,53
DW	1,29	1,34	1,37	1,42	1,41	1,40	1,38	1,38	1,38	1,38	1,36	1,38	1,37
SE	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	2,35
Nº OBS:	191	190	189	188	187	186	185	184	183	182	181	180	179

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes são significativos aos níveis de 5% ou 10%, para valores de "t" superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente. PDL ("Polinomial Distributed Lags") - Coeficientes estimados por um polinômio de segunda ordem sem restrições nas extremidades.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 12 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO FUTURA: IBOVESPA, DADOS MENSIAIS.
1968-1983

AVANÇOS	(1)	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	PDL
C	0,009 (0,69)	0,007 (0,55)	0,011** (0,81)	0,016 (1,21)	0,020 (1,48)	0,019 (1,36)	0,017 (1,23)	0,017 (1,17)	0,015 (1,04)	0,017 (1,17)	0,020 (1,34)	0,025 (1,67)	0,35 (2,50)
0	1,16* (3,51)	0,65 (1,30)	0,92* (1,79)	0,85 (1,50)	0,67 (1,16)	0,71 (1,22)	0,98 (1,52)	0,95 (1,44)	0,87 (1,30)	0,94 (1,39)	0,83 (1,21)	0,79 (1,15)	0,52 (1,23)
1	0,51 (1,04)	0,39 (0,70)	0,77 (1,37)	0,91 (1,50)	0,91 (1,50)	1,08** (1,74)	1,01 (1,62)	0,94 (1,39)	1,00 (1,45)	1,11 (1,59)	1,21** (1,71)	1,07 (1,51)	0,35 (1,26)
2			-0,31 (-0,62)	-0,21 (-0,38)	0,01 (0,02)	0,22 (0,37)	0,31 (0,50)	0,32 (0,50)	0,34 (0,51)	0,30 (0,43)	0,43 (0,61)	0,59 (0,83)	0,19 (1,07)
3				-0,61 (-1,11)	-0,39 (-0,66)	-0,56 (-0,92)	-0,46 (-0,74)	-0,44 (-0,69)	-0,47 (-0,73)	-0,39 (-0,56)	-0,51 (-0,72)	-0,28 (-0,39)	-0,07 (0,43)
4					-0,55 (-1,01)	-0,42 (-0,71)	-0,51 (-0,84)	-0,58 (-0,92)	-0,50 (-0,77)	-0,47 (-0,73)	-0,57 (-0,81)	-0,73 (-1,03)	-0,03 (-0,19)
5						-0,30 (-0,54)	-0,18 (-0,31)	-0,20 (-0,33)	-0,25 (-0,39)	-0,37 (-0,58)	-0,31 (-0,47)	-0,38 (0,55)	-0,11 (-0,57)
6							-0,33 (-0,56)	-0,41 (-0,66)	-0,48 (-0,76)	-0,33 (-0,51)	-0,45 (-0,68)	-0,35 (-0,52)	-0,16 (-0,83)
7								0,24 (0,40)	0,15 (0,24)	0,24 (0,37)	0,29 (0,44)	0,09 (0,13)	-0,19 (-0,07)
8									0,20 (0,34)	0,43 (0,69)	0,56 (0,87)	0,70 (1,08)	-0,19 (-1,27)
9										-0,63 (-1,06)	-0,51 (-0,80)	-0,31 (-0,48)	-0,16 (-1,06)
10											-0,26 (-0,44)	0,02 (0,03)	-0,11 (-0,48)
11												-0,67 (-1,10)	-0,04 (-0,96)
Al	1,16*	1,16*	1,00	0,80	0,65	0,73	0,83	0,82*	0,86*	0,83	0,73	0,55	0,14
Zb ₁	(3,51)	(3,33)	(2,86)	(1,90)	(1,81)	(1,27)	(1,93)	(2,05)	(2,05)	(1,60)	(1,18)	(1,20)	(0,35)
Z	0,06	0,06	0,05	0,05	0,04	0,05	0,06	0,05	0,06	0,07	0,07	0,07	0,01
R	12,34	5,54	3,42	2,41	1,57	1,65	1,56	1,25	1,16	1,20	1,17	1,02	0,56
F	1,25	1,27	1,36	1,41	1,39	1,40	1,40	1,40	1,39	1,39	1,41	1,43	1,37
DW	0,11	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
SE	191	190	189	188	187	186	185	184	183	182	181	180	179
Nº OBS:													

NOTAS : Os valores entre parênteses representam a estatística "t". Os coeficientes são significativos aos níveis de 5% ou 10%, para valores de "t" superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente. PDL ("Polinomial Distributed lags") - Coeficientes estimados por um polinômio de segunda ordem, sem restrições nas extremidades.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 13 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO FUTURA :
IBV, DADOS TRIMESTRAIS, 1968-1983.

AVANÇOS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0,017 (0,24)	0,07 (1,18)	0,074 (1,13)	0,08 (1,16)	0,109 (1,55)
0	1,42* (2,55)	1,77** (1,71)	2,12** (1,76)	2,15** (1,72)	1,63 (1,26)
1		-1,08 (-1,07)	-0,73 (-0,60)	-0,75 (-0,56)	-0,90 (-0,67)
2			-0,65 (-0,59)	-0,47 (-0,37)	-1,20 (-0,90)
3				-0,25 (-0,22)	-0,19 (-0,15)
4					0,87 (0,73)
Σ	1,42* (2,55)	0,76 (1,52)	0,81 (1,48)	0,76 (1,27)	0,32 (0,45)
R ²	0,10	0,06	0,06	0,06	0,06
F	6,51	1,87	1,23	0,82	0,64
DW	1,44	1,57	1,57	1,54	1,48
SE	0,32	0,27	0,28	0,28	0,28
Nº OBS:	53	62	61	60	59

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 2 e 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 14 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO FUTURA :
IBOVESPA, DADOS TRIMESTRAIS, 1968-1983.

AVANÇOS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0,09 (0,13)	0,055 (0,97)	0,047 (0,79)	0,052 (0,84)	0,097 (1,52)
0	1,46* (2,70)	1,34 (1,40)	2,03 (1,54)	2,30** (1,69)	1,60 (1,17)
1		-0,54 (-0,58)	-0,52 (-0,46)	-0,13 (-0,09)	0,08 (0,06)
2			-0,56 (-0,51)	-0,12 (-0,10)	-1,66 (-1,19)
3				-1,09 (-0,96)	-0,25 (-0,21)
4					0,53 (0,47)
Σ	1,55 (2,70)	0,86 (1,79)	1,00 (1,87)	1,01 (1,73)	0,40 (0,62)
R ²	0,11	0,06	0,06	0,07	0,05
F	7,32	1,86	1,29	1,10	0,52
DW	0,62	1,79	1,79	1,73	1,70
SE	0,30	0,25	0,25	0,25	0,24
Nº OBS:	63	62	61	60	59

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 2 e 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

missão de variáveis explicativas, possivelmente auto-correlacionadas, importantes na explicação dos retornos das ações.

O segundo problema é mais grave, e pode estar sendo responsável por uma estimativa tendenciosa dos valores dos coeficientes das taxas de inflação futuras. Com efeito, as regressões anteriores representam uma abordagem inadequada à explicação dos retornos das ações, devido ao fato dessas variáveis não serem conhecidas pelos participantes do mercado. Desse modo, o seu uso nas regressões só faz sentido como representantes de variáveis esperadas, que, efetivamente, devem condicionar os retornos nominais das ações. Porém, como dificilmente as taxas de inflação esperadas ("ex-ante") vão coincidir com as taxas de inflação futuras observadas ("ex-post"), estas últimas vão apresentar erros de medidas que fazem surgir uma correlação entre a variável explicativa e os resíduos das regressões.

Por exemplo, seja a verdadeira regressão

$$R_t = b_0 + b_1 E(I_t) + \tilde{n}_t$$

onde, R_t é o retorno nominal das ações, $E(I_t)$ a expectativa de inflação do período $t-1$ para o período t , e \tilde{n} o resíduo aleatório da regressão.

A inflação observada no período t pode ser definida pela soma entre a taxa de inflação esperada e um erro de previsão, de acordo com a expressão

$$I_t = E(I_t) + \tilde{\epsilon}_t$$

Se for estimada uma regressão com a taxa de inflação observada em lugar da taxa de inflação esperada, teremos

$$R_t = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 (I_t - \bar{\epsilon}_t) + u_t$$

$$\text{ou, } R_t = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 I_t + \tilde{u}_t - \hat{b}_1 \tilde{\epsilon}_t$$

$$\text{definindo, } \tilde{w}_t = \tilde{u}_t - \hat{b}_1 \tilde{\epsilon}_t$$

A variável I_t e o resíduo \tilde{w}_t serão correlacionados. O efeito deste vínculo entre a variável explicativa

e o resíduo da regressão é bem conhecido: os coeficientes da regressão serão tendenciosos positiva ou negativamente, dependendo da covariância entre os resíduos, e da relação entre as variâncias do resíduo e da variável observada. O viés do coeficiente pode ser quantificado com base na expressão

$$\text{Plim } \hat{b}_1 = \beta - \beta \frac{\text{Var}(\tilde{\epsilon}_t) + \text{Cov}(\tilde{\epsilon}_t, \tilde{u}_t)}{\text{Var}(I_t) \cdot \text{Var}(I_t)},$$

sendo β o verdadeiro valor do coeficiente que se deseja estimar^{5/}.

Duas alternativas podem ser adotadas diante deste problema:

A primeira consiste em estimar as regressões utilizando variáveis instrumentais em conjunto com as va-

5/ Ver Nelson (1976).

riáveis explicativas, que apresentam erros de medida. Entretanto, uma tentativa que empreendemos de reestimar algumas regressões com variáveis futuras observadas, adotando como variáveis instrumentais as taxas de inflação passadas, não produziu resultados diferentes dos obtidos anteriormente: as taxas de inflação corrente continuaram significativas, enquanto as taxas futuras permaneceram não-significativas.

A segunda alternativa consiste em estimar, a través de algum método apropriado, as expectativas de inflação, e considerá-las como variáveis explicativas nas regressões. Estas relações vão definir o modelo de Fisher, que passamos a descrever em seguida.

O MODELO BÁSICO DE FISHER E A VERSÃO DE FAMA E SCHWERT

Pelo modelo de Fisher, o retorno nominal de um ativo, estabelecido pelo mercado para um determinado período, é dado pela soma do retorno real de equilíbrio mais a taxa esperada de inflação para esse período. Os retornos

reais são determinados, por hipótese, por variáveis como a produtividade do capital, preferências intertemporais e risco, independentemente das taxas de inflação esperadas. Então, dadas as informações vigentes ao final do período $t-1$, o retorno nominal das ações esperado para o período t , será definido por:

$$E(\tilde{R}_t) \equiv E(\tilde{r}_t) + E(\tilde{I}_t)$$

Por outro lado, essas variáveis podem ser relacionadas linearmente da forma.

$$R_t = a_0 + a_1 E(\tilde{r}_t) + E(\tilde{I}_t) + \mu_t$$

onde,

R_t : retorno nominal das ações, observado
ao final do período t .

$E(\tilde{r}_t)$: retorno real esperado das ações, para
o período t .

$E(\tilde{I}_t)$: taxa de inflação esperada, para o pe
ríodo t .

μ_t : resíduo aleatório

\sim : indicando variável aleatória

A forma convencional de se testar empiricamente o modelo de Fisher, consiste em associar taxas de retornos nominais observadas, "ex-post", às taxas de inflação esperada ("ex-ante"). Uma variante desse modelo foi sugerida por Fama e Schwert (1977), considerando uma variável explicativa adicional, representada pela taxa de inflação não-esperada (medida pelos desvios entre a taxa de inflação observada e a taxa de inflação esperada), com o objetivo de mensurar como o mercado reage às surpresas na taxa de inflação.

Assim, obtendo-se uma estimativa da taxa de inflação esperada, através de algum método apropriado, pode-se estimar o modelo básico de Fisher e sua versão modificada, através das regressões.

$$R_t = a_{01} + a_{11} E(\tilde{I}_t) + \tilde{\mu}_t \quad (1)$$

$$R_t = a_{02} + a_{12} E(\tilde{I}_t) + a_{22} (\tilde{I}_t - E\tilde{I}_t) + \tilde{\gamma}_t \quad (2)$$

onde,

R_t : retorno nominal das ações no período⁶
t.

$E(\tilde{I}_t)$: taxa de inflação esperada para o pe-
ríodo t.

$I_t - E(\tilde{I}_t)$: taxa de inflação não-esperada, do pe-
ríodo t.

\tilde{u}_t e \tilde{y}_t : resíduos aleatórios das regressões.

Inclusive, a omissão da variável retorno real não causa problema ao coeficiente da variável explicativa mantida no modelo. Como as variáveis retornos reais e taxas de inflação esperada são ortogonais, por hipótese, o único efeito desta omissão será no sentido de aumentar o resíduo não-explicado da regressão^{6/}.

O coeficiente da inflação esperada no modelo

6/ Caso retornos reais e inflação esperada não fossem ortogonais, a omissão da primeira variável provocaria um viés no coeficiente da segunda, na magnitude do produto entre o coeficiente da variável omitida e o coeficiente angular da regressão entre as duas variáveis. Ver Koutsouyiannis (31).

(1), será, no limite, dado pela expressão

$$\text{Plim } \hat{b}_{11} = \beta_{11} + \frac{\text{Cov}(E(\tilde{P}_t), \mu_t)}{\text{Var } E(\tilde{P}_t)}$$

onde,

$E(\tilde{P}_t)$: taxa de inflação esperada, para o período t .

μ_t : resíduo da regressão.

Se o verdadeiro parâmetro da regressão for igual à unidade ($\beta=1$), conforme sugere a hipótese, de forma estrita, de Fisher, o valor do coeficiente estimado também será, no limite, igual a unidade. O termo $\text{Cov}(E(\tilde{P}_t), \mu_t)$ será certamente nulo, com o valor estimado do coeficiente tendendo assintoticamente para o verdadeiro valor do coeficiente.

O modelo (2) poderá apresentar um problema de vies no coeficiente da taxa de inflação não-esperada, se esta variável estiver correlacionada com o resíduo da regressão. Assim, uma outra alternativa, consiste em considerar as taxas de inflação não-esperada defasadas de um período, na ten

tativa de reduzir a possibilidade desta fonte de distorção .

A estimação dos modelos de regressão (1) e (2) permite avaliar se o ativo oferece proteção contra a inflação esperada e não-esperada e, simultaneamente, testar a hipótese de independência dos retornos reais. Esta hipótese conjunta será confirmada se os coeficientes forem significativos, positivos e estatisticamente iguais à unidade^{7/}.

O modelo de Fisher é essencialmente um modelo de equilíbrio entre os retornos de ativos financeiros e ativos reais, garantido por um processo de arbitragem em mercados eficientes. Como nesses mercados os preços dos ativos in

7/ Outra questão de interesse, discutida com base neste modelo, é se os retornos nominais de um determinado ativo financeiro podem servir como "proxy" para a taxa de inflação esperada pelo mercado, para o período seguinte, o que será possível caso as expectativas de inflação sejam eficientes e a taxa de juros real básica do ativo em questão for constante. Esta questão pode ser analisada através de um modelo de Fisher reverso, onde a variável dependente é representada pela inflação observada, e a variável explicativa, pela taxa de juros nominal de um ativo financeiro com rendimento pré-fixado. Essas hipóteses serão confirmadas se o coeficiente da variável explicativa (retornos nominais) for estatisticamente igual a 1 e se os resíduos da regressão não forem autocorrelacionados. Ver, a propósito, Fama (1975) e Brito (1979).

corporam todas as informações disponíveis no início do período, as estimativas dos modelos (1) e (2) serviriam também como testes de eficiência de mercado. Caso os coeficientes estimados sejam significativos, positivos e estatisticamente iguais à unidade, ter-se-ia comprovada, também, a hipótese de eficiência de mercado.

Entretanto, deve-se assinalar que esses modelos não são os mais adequados para testar essa particular hipótese, pelo fato de omitirem variáveis relevantes que afetam os preços das ações. Por exemplo, dependendo da fase do ciclo econômico, elevações nas taxas de inflação podem ser interpretadas pelo mercado como sinais de declínio na atividade real futura. Se os retornos das ações sofrerem influência desta variável, como sugerem modelos teóricos de formação de preços das ações, um valor negativo para o coeficiente da variável inflação esperada vai indicar que o mercado antecipa o declínio da atividade real futura, e que, portanto, processa eficientemente as informações contidas na taxa

de inflação.

Desta forma, pode-se concluir que as estimativas desses modelos, particularmente os sinais e a magnitude do coeficiente da taxa de inflação esperada, servem, basicamente, para avaliar como o mercado interpreta as informações contidas na taxa de inflação, e, não necessariamente, como testes de eficiência do mercado.

Os modelos (1) e (2) vão ser testados com da dos mensais e trimestrais, cobrindo o período 1968-1983, com as variações percentuais do IBV e IBOVESPA representando os retornos nominais das ações. As variáveis explicativas, dadas pelas taxas de inflação esperada e não-esperada, foram gera das por modelos ARIMA, identificados com base nas séries de índices de preços ao consumidor do Rio de Janeiro e São Paulo (ver Apêndice II). As estimativas empíricas obtidas com da dos mensais e trimestrais são apresentadas nas tabelas (15) e (16), adiante.

As regressões (1), (2), (7), (8), (9) e (10)

T A B E L A 15 : RENTABILIDADES NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO ESPERADA E NÃO-ESPERADA: 1968-1983.
DADOS MENSIAIS

VARIÁVEIS NOMINAIS DOS ÍNDICES	C	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA			TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA		ESTATÍSTICAS
		t	t+1	t+2	t	t-1	
(1) IBV	0,036* (2,17)	0,257 (0,65)	-	-	-	-	R ² =0,12 F(1,188)=26,2 DW=1,89 SE=0,12
(2) IBOVESPA	0,038* (2,52)	0,081 (0,22)	-	-	-	-	R ² =0,18 F(1,188)=40,5 DW=1,88 SE=0,09
(3) IBV	-0,004 (-0,18)	1,28* (2,58)	-	-	1,63* (3,07)	-	R ² =0,16 F(2,187)=18,19 DW=1,88 SE=0,11
(4) IBOVESPA	0,012 (0,71)	0,79** (1,82)	-	-	1,10* (2,62)	-	R ² =0,20 F(2,187)=23,73 DW=1,88 SE=0,095
(5) IBV	0,007 (0,40)	1,033* (2,26)	-	-	-	1,38* (2,78)	R ² =0,15 F(2,187)=16,9 DW=1,89 SE=0,11
(6) IBOVESPA	0,018 (1,14)	0,62 (1,5)	-	-	-	0,96* (2,37)	R ² =0,200 F(2,187)=23,09 DW=1,86 SE=0,09
(7) IBV	0,006 (0,34)	-	1,17* (2,41)	-	-	-	R ² =0,145 F(1,188)=32,0 DW=1,89 SE=0,11
(8) IBOVESPA	0,02 (1,2)	-	0,68 (1,58)	-	-	-	R ² =0,187 F(1,188)=43,2 DW=1,87 SE=0,09
(9) IBV	0,005 (0,28)	-	-	1,19* (2,49)	-	-	R ² =0,146 F(1,188)=32,14 DW=1,89 SE=0,11
(10) IBOVESPA	0,010 (0,59)	-	-	1,02* (2,45)	-	-	R ² =0,20 F(1,188)=46,9 DW=1,88 SE=0,09

Continua....

.2

VARIÁÇÕES NOMINAIS DOS ÍNDICES	C	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA		ESTATÍSTICAS
		t	t+1	t+2	t	
(11) IBV	-0,001 (-0,03)	-0,709 (-1,46)	1,12 (1,34)	0,87 (1,14)	-	$R^2=0,16$ $F(3,186)=11,65$ $DW=1,89$ $SE=0,11$
(12) IBOVESPA	0,006 (0,36)	-0,46 (-1,18)	0,42 (0,86)	1,096* (2,21)	-	

NOTA : Coeficientes estimados pelo método iterativo Cochrane - Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 16 : RENTABILIDADES NOMINAIS DE AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO ESPERADA E NÃO-ESPERADA: 1968-1983 .
DADOS TRIMESTRAIS.

VARIÁVEIS NOMINAIS DOS ÍNDICES	C	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA	TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA		ESTATÍSTICAS
			t	t-1	
(1) IBV	0,106 (1,61)	0,52 (1,06)	-	-	$R^2=0,05$ $F(1,60)=3,31$ $DW=1,66$ SE=0,32
(2) IBOVESPA	1,147* (2,59)	-0,047 (-0,13)	-	-	$R^2=0,02$ $F(1,60)=1,27$ $DW=1,64$ SE=0,30
(3) IBV	-0,008 (-0,12)	1,47* (2,66)	1,73* (2,73)	-	$R^2=0,15$ $F(2,59)=5,23$ $DW=1,70$ SE=0,30
(4) IBOVESPA	-0,006 (-0,09)	1,42* (2,75)	1,74* (3,32)	-	$R^2=0,16$ $F(2,59)=5,48$ $DW=1,69$ SE=0,28
(5) IBV	-0,002 (-0,031)	1,38* (2,83)	-	1,97* (3,52)	$R^2=0,21$ $F(2,58)=7,69$ $DW=1,80$ SE=0,29
(6) IBOVESPA	0,13* (2,35)	0,12 (0,33)	-	0,68** (1,92)	$R^2=0,08$ $F(2,58)=2,41$ $DW=1,69$ SE=0,30

NOTA : Coeficientes estimados pelo método interativo Cochrane - Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 2 e 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

com dados mensais, e as regressões (1) e (2), com dados trimestrais, configuram testes da hipótese do efeito-Fisher no retorno das ações no Brasil. A diferença básica entre as regressões do primeiro grupo, reside apenas nos períodos para os quais se consideram as expectativas de inflação: as expectativas são geradas do período $t-1$ para o período t (regressões 1 e 2), para o período $t+1$ (regressões 7 e 8) e para o período $t+2$ (regressões 9 e 10).

Os resultados da tabela 15 são, até certo ponto, curiosos: os coeficientes da taxa de inflação esperada para o período t não são significativos, enquanto as taxas de inflação esperada para os períodos $t+1$ (no caso do IBV) e para o período $t+2$ (em ambos os casos) são positivos, significativos e estatisticamente não-distintos da unidade. Estes resultados, em princípio, são incompatíveis com a lógica de formação das taxas de retornos nominais das ações e de quaisquer outros ativos. Entretanto, é possível que tenham sido

provocados pelo procedimento de se apurar os preços dos produtos e serviços que compõem os índices somente até o dia 25 de cada mês. Desse modo, uma parte da inflação ocorrida em um determinado mês é contabilizada apenas no mês seguinte, criando a aparência de que a inflação daquele mês influencia os retornos do mês anterior. Todavia, as causas que poderiam estar provocando o resultado com relação às expectativas de dois meses à frente, já não são tão evidentes. Ao mesmo tempo, as três variáveis de expectativas de inflação, consideradas simultaneamente nas equações (11) e (12), não apresentam coeficientes significativos.

As regressões (3), (4), (5) e (6), com dados mensais, e (3), (4), (5) e (6), com dados trimestrais, representam testes do modelo de Fisher reinterpretado por Fama e Schwert. Estes resultados são amplamente favoráveis à hipótese do efeito-Fisher, com todos os coeficientes positivos, significativos e estatisticamente não-distintos da unidade,

tanto para as taxas de inflação esperada, quanto para as taxas não-esperadas.

Assim, ao contrário do que ocorreu para os EUA, esses resultados permitem inferir sobre a validade do efeito-Fisher no mercado acionário brasileiro, no período 1968-1983, indicando que as ações são bons protetores contra a inflação esperada e não-esperada. Consequentemente, pode-se inferir, também, sobre a independência dos retornos reais das ações com relação às taxas de inflação.

Finalmente, se acredita-se que a aplicação desses modelos representa também um teste de eficiência do mercado de ações, ao medirem a capacidade dos retornos das ações incorporarem prontamente as expectativas de inflação, os resultados obtidos podem ser interpretados, também, como uma evidência em favor dessa hipótese^{8/}.

8/ Esta última conclusão, na verdade, deve ser vista de modo cauteloso, uma vez que, originalmente, ao se estimar os coeficientes das equações mencionadas pelo método de mínimos quadrados ordinários, houve evidência de uma certa autocorrelação serial nos resíduos

OS SUB-PERÍODOS 1968-1973 E 1974-1983

O período 1968-1983, analisado neste estudo, engloba dois ciclos econômicos perfeitamente distintos: o sub-período 1968-1973, em que as taxas de crescimento do produto foram ascentes e as taxas de inflação declinantes, e o sub-período 1974-1983, com comportamentos opostos de ambas variáveis. Por esta razão, é interessante considerar esses dois sub-períodos separadamente, para verificar se os resultados obtidos para o período como um todo se mantêm.

As estimativas dos modelos (1) e (2), com da dos mensais, são reproduzidas nas tabelas (17) e (18). As conclusões a que se pode chegar, tendo em vista esses resultados, são as seguintes:

Os resultados obtidos para os anos 1968-1973 são, de um modo geral, não-significativos, impedindo que se façam inferências mais afirmativas sobre as relações entre os retornos nominais das ações e a inflação, nesse período. Entretanto, duas excessões podem ser notadas:

T A B E L A 17 : RENTABILIDADES NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO ESPERADA E NÃO-ESPERADA; 1968-1973
DADOS MENSAIS.

VARIÁVEIS NOMINAIS DOS ÍNDICES	C	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA		ESTATÍSTICAS
		t	t+1	t+2	t	
(1) IBV	0,019 (0,74)	0,037 (0,23)	-	-	-	R ² =0,20 F(1,68)=17,07 DW=1,84
(2) IBOVESPA	0,025 (1,25)	-0,71 (-0,70)	-	-	-	R ² =0,20 F(1,68)=16,92 DW=1,85
(3) IBV	0,002 (0,04)	1,54 (0,60)	-	-	1,34 (0,57)	R ² =0,20 F(2,67)=8,61 DW=1,84
(4) IBOVESPA	0,018 (0,67)	-0,28 (-0,18)	-	-	0,54 (0,39)	R ² =0,20 F(2,67)=8,42 DW=1,86
(5) IBV	0,013 (0,48)	0,71 (0,44)	-	-	1,99 (0,88)	R ² =0,21 F(2,67)=8,89 DW=1,80
(6) IBOVESPA	0,011 (0,54)	0,05 (0,05)	-	-	2,30* (2,08)	R ² =0,25 F(2,67)=11,04 DW=1,79
(7) IBV	0,016 (0,50)	-	0,58 (0,30)	-	-	R ² =0,20 F(1,68)=17,12 DW=1,84
(8) IBOVESPA	0,042 (1,87)	-	-2,05** (-1,75)	-	-	R ² =0,23 F(1,68)=20,2 DW=1,83
(9) IBV	-0,000 (-0,01)	-	-	2,02 (1,06)	-	R ² =0,21 F(1,68)=18,38 DW=1,85
(10) IBOVESPA	0,02 (0,90)	-	-	-0,20 (-0,16)	-	R ² =0,19 F(1,68)=16,4 DW=1,84
(11) IBV	-0,018 (-0,42)	0,31 (0,19)	1,13 (0,57)	2,25 (1,14)	-	R ² =0,22 F(3,66)=6,10 DW=1,84
(12) IBOVESPA	-0,084* (2,5)	-1,54 (-1,47)	-3,13* (-2,35)	-1,42 (-1,10)	-	R ² =0,26 F(3,66)=7,79 DW=1,81

NOTA : Regressões estimadas pelo método iterativo Cochrane-Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% e 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 2 e 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 18 : RENTABILIDADES NOMINAIS DAS AÇÕES E TAXAS DE INFLAÇÃO ESPERADA E NÃO-ESPERADA; 1974-1983
DADOS MENSAIS.

VARIÁVEIS NOMINAIS	C	TAXAS DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA		ESTATÍSTICAS
		t	t+1	t+2	t	
(1) IBV	0,046 (2,23)	0,047 (0,11)	-	-	-	R ² =0,062 F(1,116)=7,65 DW=1,89
(2) IBOVESPA	0,051 (2,48)	-0,064 (-0,15)	-	-	-	R ² =0,127 F(1,116)=16,88 DW=1,82
(3) IBV	-0,011 (-0,38)	1,271* (2,16)	-	-	1,566* (2,69)	R ² =0,115 F(2,115)=7,49 DW=1,88
(4) IBOVESPA	0,013 (0,53)	0,755 (1,38)	-	-	1,038* (2,11)	R ² =0,156 F(2,115)=10,6 DW=1,81
(5) IBV	-0,004 (-0,16)	1,146** (1,92)	-	-	-	R ² =0,098 F(2,115)=6,26 DW=1,90
(6) IBOVESPA	0,024 (0,95)	0,518 (0,95)	-	-	0,745 (1,51)	R ² =0,142 F(2,115)=9,48 DW=1,83
(7) IBV	0,0008 (0,029)	-	1,139** (1,92)	-	-	R ² =0,089 F(1,116)=11,4 DW=1,89
(8) IBOVESPA	0,008 (0,34)	-	1,011** (1,87)	-	-	R ² =0,15 F(1,116)=20,6 DW=1,82
(9) IBV	-0,006 (-0,22)	-	-	1,281* (2,24)	-	R ² =0,097 F(1,116)=12,5 DW=1,91
(10) IBOVESPA	0,0004 (0,01)	-	-	1,196* (2,27)	-	R ² =0,159 F(1,116)=22,0 DW=1,84
(11) IBV	-0,014 (-0,51)	-0,794 (-1,63)	1,083 (1,034)	1,029 (1,19)	-	R ² =0,118 F(3,114)=5,08 DW=1,91
(12) IBOVESPA	-0,010 (-0,39)	-0,616 (-1,45)	0,83 (1,35)	1,165** (1,91)	-	R ² =0,18 F(3,114)=8,43 DW=1,84

NOTA : Regressões estimadas pelo método iterativo Cochrane-Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores em itálicas representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% e 10% quando os valores de "t" forem superiores a 1,98 e 1,658, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

A primeira pode ser vista nos resultados da regressão 6 (tabela 17), onde o coeficiente da taxa de inflação não-esperada do mês anterior é positivo, significativo e estatisticamente igual a 2. Este resultado denota a ocorrência de um super-ajustamento dos retornos nominais à inflação não-esperada do mês anterior, implicando, em última instância, que os retornos reais aumentam devido aos erros de expectativa de inflação passados.

Como um possível canal de influência da inflação não-esperada sobre os retornos nominais ou reais das ações ocorre através de ganhos de endividamento das empresas, esse resultado pode ser interpretado como uma evidência nesse sentido. Esses ganhos poderiam ter sido provocados, por exemplo, através de créditos subsidiados que beneficiaram muitas empresas, nesse período, ou da subestimativa da correlação monetária com relação à inflação, nos empréstimos tomados por essas empresas.

Uma investigação indireta desta hipótese pode

ser realizada estimando-se modelos de regressão, que consideram a taxa de inflação não-esperada juntamente com outras variáveis, como o crescimento do produto real e a taxa de juros. Essas novas estimativas foram as seguintes:

$$RS_t = 0,014 - 0,07 (dy_t) + 2,36^{**} (INE_{t-1});$$

(0,061) (-0,48) (1,89)

$$R^2 = 0,24, F(3,50) = 5,43, DW = 1,80$$

$$RS_t = 0,014 - 0,07 (dy_t) - 0,15 (dr_t) + 2,31^{**} (INE_{t-1})$$

(0,60) (-0,44) (-0,11) (1,71)

$$R^2 = 0,24, F(2,51) = 8,3, DW = 1,80$$

Onde, RS_t : retornos nominais mensais das ações (IBOVESPA)

dy_t : taxa de crescimento esperado do produto industrial

dr_t : variação na taxa de juros real esperada.

INE_{t-1} : taxa de inflação não-esperada, do período anterior.

A influência da variável inflação não-esperada permanece praticamente inalterada, o que representa uma forte evidência favorável à existência de ganhos de endividamento pelas empresas, no período 1968-1973.

A segunda exceção ocorreu com os coeficientes da taxa de inflação esperada para o período $t+1$ (com base em informações disponíveis do período $t-1$). Este resultado, contrário à hipótese do efeito-Fisher, indica que os retornos nominais se reduzem com aumentos na taxa esperada de inflação, ou que os retornos reais são negativamente afetados pela inflação esperada.

Esse resultado pode ser atribuído a uma das seguintes causas: ou o mercado utilizou a taxa de inflação para inferir (em sentido inverso) a respeito do crescimento econômico futuro, ou ocorreu algum fato adverso sobre os resultados das empresas, como por exemplo, o efeito tributário, os custos extras induzidos pela inflação, ou ainda, controles de preços num contexto de inflação elevada (ainda que em declínio).

Alguns testes foram realizados considerando as variáveis mais relevantes que afetam os retornos das ações, sugeridas pela teoria, como as expectativas de crescimento

do produto e as variações das taxas de juros reais, juntamente com a expectativa de inflação. Os resultados são descritos pelas regressões:

$$RS_t = 0,06 - 0,099 (dy_t) - 0,22 (dr_t) - 3,34^{**} (E(I_{t+1}))$$

(1,89) (-0,06) (-0,17) (1,89)

$$R^2 = 0,26, F(3,50)=5,7, DW=1,83$$

$$RS_t = 0,06 - 0,04 (dy_{t+1}) - 0,27 (dr_t) - 3,37^{**} (E(I_{t+1}))$$

(1,96) (-0,23) (-0,21) (-1,92)

$$R^2 = 0,26, F(3,50)=5,7, DW=1,84$$

onde, RS_t : retornos nominais das ações

dy_t : taxa de crescimento esperado do produto industrial

dr_t : variação na taxa de juros real esperada

$E(I_{t+1})$: expectativa de inflação para o mês $t+1$, com base nas informações do período $t-1$.

Mesmo na presença das demais variáveis, que não foram significativas, o efeito negativo da taxa de inflação esperada para o mês $t+1$, praticamente não se alterou. Este resultado representa uma evidência em favor das condições adversas aos resultados das empresas, tais como o efeito-tribun

tário, custos extras, ou o efeito controle de preços, no período 1968-1973.

Os resultados para o período 1974-1983, ao contrário, confirmaram a hipótese do efeito-Fisher no retorno das ações no Brasil, e são basicamente semelhantes aos obtidos para o período como um todo: os coeficientes das taxas de inflação esperada e não-esperada são positivos, significativos e estatisticamente iguais à unidade.

Finalmente, cabe indagar se esses resultados, ou se os coeficientes das regressões com a mesma especificação, para os sub-períodos 1968-1973 e 1974-1983, apresentadas nas tabelas 17 e 18, são estatisticamente diferentes entre si. Se esta hipótese for confirmada, pode-se concluir que o efeito-Fisher no retorno nominal das ações é válido apenas para o segundo período, sugerindo algum tipo de mudança estrutural ocorrida no mercado de ações brasileiro, entre esses períodos.

Esta questão pode ser examinada através do teste de Chow, que consiste em estimar regressões para o período como um todo, e para os dois sub-períodos em que o mesmo for dividido. Com base nas somas dos quadrados dos resíduos dessas regressões, calcula-se as estatísticas F, através da fórmula

$$F_c = \frac{SSE_1 - (SSE_2 + SSE_3) / k}{(SSE_2 + SSE_3) / n_1 + n_2 - 2k}$$

com $(k, n_1 + n_2 - 2k)$ graus de liberdade,

onde,

SSE_1 : soma dos quadrados dos resíduos da regressão para todo o período.

SSE_2 : soma dos quadrados dos resíduos da regressão para o primeiro sub-período.

SSE_3 : soma dos quadrados dos resíduos da regressão para o segundo sub-período.

k : número de parâmetros estimados pela regressão.

n_1 : número de observações do primeiro sub-período.

n_2 : número de observações do segundo sub-período.

Os resultados obtidos com a aplicação desta fórmula, comparados com a estatística F tabelada, ao nível de 5% de significância, são apresentados na tabela 19. Como as estatísticas F calculadas foram quase sempre superiores às estatísticas F tabeladas, pode-se concluir que as regressões são diferentes nos dois períodos considerados. Consequentemente, deve-se aceitar como válida a hipótese do efeito-Fisher no retorno das ações no segundo período (1974-1983), rejeitando-a para o primeiro período (1968-1973).

T A B E L A 19 : TESTE DE IGUALDADE DOS COEFICIENTES DAS REGRESSÕES, PARA OS PERÍODOS 1968-1973 E 1974-1983

REGRESSÕES	1968-1983			1968 - 1973		1974 - 1983		F _c	F _t
	SSE	df	K	SSE	df	SSE	df		
(1) 1BV	2,555	184	2	0,792	68	1,623	116	5,38	3,04
(2) 1BOVESPA	1,747	184	2	0,530	68	1,153	116	3,55	3,04
(3) 1BV	2,437	182	3	0,788	67	1,531	115	3,00	2,65
(4) 1BOVESPA	1,693	182	3	0,529	67	1,115	115	1,77	2,65
(5) 1BV	2,465	182	3	0,783	67	1,560	115	3,08	2,65
(6) 1BOVESPA	1,703	182	3	0,497	67	1,134	115	2,67	2,65
(7) 1BV	2,487	184	2	0,792	68	1,575	116	4,62	3,04
(8) 1BOVESPA	1,726	184	2	0,510	68	1,122	116	5,22	3,04
(9) 1BV	2,486	184	2	0,78	68	1,561	116	5,538	3,04
(10) 1BOVESPA	1,698	184	2	0,533	68	1,110	116	3,00	3,04
(11) 1BV	2,45	180	4	0,776	66	1,529	114	2,77	2,42
(12) 1BOVESPA	1,684	180	4	0,489	66	1,081	114	3,11	2,42

SSE : Soma dos quadrados dos resíduos;

df : Nº de graus de liberdade da regressão;

K : Nº de parâmetros estimados na regressão.

CAPÍTULO IV

O MODELO FUNDAMENTALISTA DE RETORNOS REAIS DAS AÇÕES

Em modelos de regressão corretamente especificados, os resíduos representam erros aleatórios da variável dependente; caso haja omissão de variáveis no modelo, os resíduos vão refletir, também, suas variações. Os modelos estimados no Capítulo III, podem ser considerados como um exemplo deste caso, por omitirem algumas variáveis importantes na determinação dos retornos nominais das ações.

A estimação empírica de modelos completos é fundamental para se avaliar a influência das principais variáveis que afetam os retornos reais das ações. Além disso, essas estimativas tornam possível testar hipóteses acerca

dos canais de influência da inflação sobre os retornos nominais ou reais das ações.

O Capítulo anterior apresentou algumas indicações a esse respeito, sugerindo que as taxas de inflação esperada e não-esperada foram inteiramente incorporadas nos retornos nominais das ações no período 1968-1983. Esses resultados também serviram para confirmar a hipótese de independência dos retornos reais das ações com relação à taxa de inflação.

Essas questões vão ser analisadas neste Capítulo, através de um modelo completo, que inclua as principais variáveis que afetam os retornos reais das ações. Além disto, pretende-se explorar mais detalhadamente algumas das hipóteses descritas no Capítulo 2, que sugerem alguns canais de influência da inflação sobre os retornos reais das ações.

As diferentes estimativas realizadas são formuladas de modo a se testar diretamente a hipótese de que a inflação afeta os retornos das ações, por transmitirem, ao

mercado, informações a respeito do crescimento econômico futuro. Esta hipótese será confirmada se os coeficientes das variáveis inflação esperada e não-esperada forem significativos, quando consideradas isoladamente nas regressões dos retornos reais; e se perderem significância estatística quando consideradas simultaneamente com as taxas de crescimento esperado do produto real. Porém, se as taxas de inflação esperada e não-esperada mantiverem significância estatística, juntamente com a taxa de crescimento esperado do produto real, outros canais de influência deverão ser considerados.

Por exemplo, caso o coeficiente da inflação esperada mantenha a significância estatística (com sinal negativo), pode-se suspeitar da ocorrência de efeitos adversos aos lucros das empresas, como o efeito-tributário, ou custos extras induzidos pela inflação, ou, ainda, dos efeitos de uma política de controle de preços.

Por outro lado, se o coeficiente da taxa de inflação não-esperada mantiver a significância estatística,

com sinal positivo (ou negativo) pode-se supor a ocorrência de ganhos (ou perdas) de endividamento por parte das firmas.

O MODELO FUNDAMENTALISTA DE FORMAÇÃO DE PREÇOS DAS AÇÕES

Um dos critérios mais relevantes adotados para explicar os preços das ações, em um contexto de certeza e sem inflação, define seus preços de mercado pela diferença entre os lucros futuros gerados pela empresa, e as despesas de investimento necessárias à geração desses lucros. Definindo o lucro bruto por ação no período t por X_t , o investimento bruto por ação por ΔK_t , e a taxa de juros requerida pelos investidores por r , e supondo uma firma com duração infinita, esse critério pode ser traduzido formalmente pela expressão

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{X_t - \Delta K_t}{(1+r)^t} \quad (1)$$

O critério anterior pode ser reinterpretado, definindo-se o preço de mercado de uma ação como o valor presente

sente do fluxo de lucros por ação, produzido pelos ativos existentes na empresa, mais o valor presente dos lucros gerados pelas novas oportunidades de investimento, com retornos superiores à taxa de juros de mercado. Esse critério resulta de transformações algébricas das variáveis explicitadas na fórmula anterior. Para os propósitos deste trabalho, é interessante deduzir sua representação formal:

Supondo uma firma com duração infinita, a taxa de juros constante ao longo do tempo, e que os investimentos feitos pela firma em períodos futuros gerem taxas de retorno iguais a r_1^* , r_2^* , ..., r_t^* , os lucros por ação nesses períodos, vão ser iguais a

$$x_2 = x_1 + r_1^* (\Delta K_1)$$

$$x_3 = x_2 + r_2^* (\Delta K_2) = x_1 + r_1^* (\Delta K_1) + r_2^* (\Delta K_2)$$

$$x_t = x_1 + \sum_{i=1}^{t-1} r_i^* (\Delta K_i)$$

Substituindo a expressão genérica de x_t na fórmula

mula (1), obtém-se

$$p_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{X_1}{(1+r)^t} + \sum_{t=1}^{\infty} \Delta K_t \left(\sum_{i=t+1}^{\infty} \frac{r_t^*}{(1+r)^i} - \frac{1}{(1+r)^i} \right) \quad (2)$$

O primeiro termo representa o valor presente de uma perpetuidade uniforme, que pode ser expressa por

$$\sum_{t=1}^{\infty} \frac{X_1}{(1+r)^t} = \frac{X_1}{r}$$

Por outro lado, o somatório interno do segundo termo pode ser reescrito como

$$\begin{aligned} \sum_{i=t+1}^{\infty} \frac{r_t^*}{(1+r)^i} &= \left(\sum_{i=1}^{\infty} \frac{r_t^*}{(1+r)^i} \right) \frac{1}{(1+r)^t} \\ &= \frac{r^*}{r} \cdot \frac{1}{(1+r)^t} \end{aligned}$$

Esta transformação permite simplificar substancialmente o segundo termo da expressão (2), que se tornará

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^{\infty} \Delta K_t \left(\frac{r_t^*}{r} \cdot \frac{1}{(1+r)^t} - \frac{1}{(1+r)^t} \right) &= \\ &= \sum_{t=1}^{\infty} \Delta K_t \left(\frac{r_t^* - r}{r} \right) \left(\frac{1}{(1+r)^t} \right) \end{aligned}$$

A expressão completa pode ser reescrita, fi-

nalmente, por

$$p_0 = \frac{X_1}{r} + \sum_{t=1}^{\infty} \Delta K_t \left(\frac{r_t^* - r}{r} \right) \left(\frac{1}{(1+r)^t} \right) \quad (3)$$

Esta fórmula torna evidente que a realização de investimentos com taxas de retorno acima do custo de capital, é fundamental na determinação dos preços das ações. Ela sugere, ainda, as relações empíricas ou modelos a serem adotados para explicar os preços ou retornos reais das ações.

Um desses modelos pode ser definido pela relação entre os retornos reais das ações com as variações nas taxas de investimento e nas taxas reais de juros. Por outro lado, o fato do investimento estar diretamente associado com a atividade econômica, conforme sugerem modelos macroeconômicos do tipo acelerador flexível, por exemplo, permite redefinir esta relação substituindo as taxas de investimento pelas taxas de crescimento da renda ou do produto real. É possível, então, formular um modelo explicativo dos retornos reais das ações na ausência ou presença de in-

flação, pelas relações

$$RS_t = a_{04} + a_{14} dy_t - a_{24} dr_t + \tilde{\epsilon}_t \quad (4)$$

$$RS_t = a_{05} + a_{15} dy_t - a_{25} dr_t + a_{35} E(I_t) + a_{45} (I_t - E(I_t)) + \tilde{\eta}_t \quad (5)$$

onde, RS_t representa a taxa de retorno real das ações no período t ; dy_t , crescimento da renda ou produto real, dr_t , a variação na taxa real de juros, $E(I_t)$, a taxa de inflação esperada, e $(I_t - E(I_t))$ a taxa de inflação não-esperada; a_{ij} ($i=0, \dots, 4$; $j=4, 5$) são constantes, tendo a_{i4} e a_{i5} ($i=1, 2$) sinais esperados positivos.

ESTIMATIVAS EMPÍRICAS DOS MODELOS : 1968-1983

Devido ao interesse em se examinar a influência temporal da renda sobre os retornos reais das ações, vamos realizar alguns testes preliminares das relações entre essas variáveis, considerando as taxas de crescimento da atividade real futura calculadas pelos índices mensais de produção industrial do IBGE, distribuídas no tempo até doze meses à frente.

Os retornos reais das ações foram obtidos

com base nas variações dos índices IBV e IBOVESPA, deflacionados pelas taxas de inflação do Rio e São Paulo, calculadas com base nos respectivos índices de custo de vida, enquanto as variáveis explicativas vão ser definidas pelas taxas de crescimento do produto industrial correntes e avançadas até doze meses à frente (ver Apêndice I).

As estimativas das regressões, com dados mensais, são apresentadas nas tabelas 20 e 21, e das regressões com dados trimestrais, nas tabelas 22 e 23.

À excessão das regressões (1) e (2), nas tabelas (20) e (21), as demais regressões indicam, em geral, que os retornos reais das ações, de um dado mês, são influenciados pelo crescimento do produto industrial do mês corrente e dos dois meses seguintes. A estimação da regressão (12) pela técnica de Almon (para eliminar a multicolinearidade entre as variáveis explicativas), confirma que os retornos reais das ações são influenciados pelo crescimento do produto industrial de apenas três meses. Os resultados das regressões

T A B E L A 20 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS REAIS DAS AÇÕES E CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL FUTURO - IBV, DADOS
MENSALIS REALIZADOS : 1968-1983

AVANÇOS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	POL
C	0,013 (1,59)	0,011 (1,23)	0,003 (0,40)	0,0006 (0,07)	-0,0001 (-0,13)	-0,0005 (-0,06)	-0,0001 (-0,02)	0,0001 (0,008)	-0,0007 (-0,07)	-0,005 (-0,47)	-0,006 (-0,58)	-0,006 (-0,57)	-0,002 (-0,11)
0	0,05 (0,40)	0,10 (0,70)	0,13 (0,95)	0,12 (0,92)	0,13 (0,99)	0,14 (1,03)	0,15 (1,09)	0,15 (1,04)	0,18 (1,26)	0,21 (1,40)	0,25** (1,67)	0,25 (1,61)	0,35* (2,69)
1		0,03 (0,23)	0,22 (1,59)	0,25** (1,80)	0,25** (1,84)	0,25** (1,80)	0,26** (1,90)	0,25** (1,70)	0,28** (1,82)	0,33* (2,08)	0,33* (2,09)	0,30** (1,89)	0,26* (2,34)
2			0,54* (4,03)	0,60* (4,35)	0,62* (4,58)	0,62* (4,56)	0,62* (4,53)	0,62* (4,42)	0,66* (4,42)	0,71* (4,61)	0,75* (4,74)	0,75* (4,59)	0,12** (1,79)
3				0,07 (0,50)	0,09 (0,66)	0,08 (0,60)	0,08 (0,58)	0,08 (0,55)	0,11 (0,79)	0,18 (1,22)	0,21 (1,33)	0,20 (1,22)	0,12 (1,2)
4					-0,05 (-0,35)	-0,06 (-0,41)	-0,07 (-0,49)	-0,68 (-0,49)	-0,06 (-0,44)	-0,04 (-0,24)	0,03 (0,02)	0,002 (0,01)	0,02 (0,77)
5						0,03 (0,02)	-0,001 (-0,01)	0,002 (0,01)	0,006 (0,05)	0,04 (0,25)	0,06 (0,43)	0,06 (0,37)	0,05 (0,42)
6							0,05 (0,35)	0,04 (0,29)	0,07 (0,44)	0,08 (0,51)	0,10 (0,66)	0,09 (0,58)	0,04 (0,36)
7								-0,04 (-0,26)	0,005 (0,03)	0,03 (0,19)	0,04 (0,24)	0,03 (0,20)	0,04 (0,38)
8									0,08 (0,53)	0,15 (0,97)	0,16 (1,01)	0,16 (1,33)	0,06 (0,6)
9										0,20 (1,38)	0,22 (1,39)	0,22 (1,33)	0,08 (0,59)
10											0,09 (0,63)	0,10 (0,65)	0,13 (1,2)
11												-0,002 (-0,02)	0,19 (1,5)
11													
Zbi co	0,05 (0,40)	0,13 (0,59)	0,89* (3,30)	1,04* (3,25)	1,03* (2,15)	1,03* (2,51)	1,09* (2,38)	0,42* (2,33)	1,33* (1,95)	1,88* (2,35)	2,21* (2,48)	2,15* (2,05)	1,59 (1,43)
R ²	0,001	0,03	0,08	0,10	0,11	0,11	0,11	0,11	0,12	0,13	0,14	0,14	0,04
F	0,16	0,25	5,72	5,10	4,49	3,74	3,19	2,73	2,55	2,48	2,42	2,24	2,74
DW	1,27	1,33	1,32	1,38	1,36	1,36	1,36	1,35	1,37	1,37	1,34	1,34	1,46
SE	0,12	0,12	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11
Nº OSS:	191	190	189	188	187	186	185	184	183	182	181	180	179

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes são significativos aos níveis de 5% ou 10%, para valores de "t" superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente. PDL ("Polynomial Distributed Lags") - Coeficientes estimados por um polinômio de segunda ordem, sem restrições nas extremidades.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 21 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS REAIS DE AÇÕES E CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL FUTURO - IBOVESPA,
DADOS MENSÁIS REALIZADOS : 1968-1983

AVANÇOS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	PDL
C	0,31 (1,4)	0,003 (1,14)	0,002 (0,23)	-0,0009 (-0,13)	-0,003 (-0,46)	-0,004 (-0,57)	-0,004 (-0,57)	-0,003 (-0,43)	-0,005 (-0,62)	-0,009 (-1,15)	-0,01 (-1,24)	-0,01 (-1,13)	0,0004 (0,05)
0	0,11 (3,23)	0,15 (1,29)	0,19** (1,70)	0,19** (1,68)	0,21** (1,88)	0,21** (1,93)	0,26* (2,25)	0,25* (2,13)	0,30* (2,44)	0,33* (2,67)	0,34* (2,73)	0,33* (2,57)	0,27* (2,43)
1	0,04 (0,33)	0,21 (1,76)	0,23 (2,01)	0,23 (2,01)	0,23 (2,0)	0,23 (1,96)	0,25 (2,13)	0,23 (1,84)	0,29 (2,26)	0,35 (2,64)	0,36* (2,66)	0,31* (2,26)	0,21* (2,16)
2			0,41* (3,63)	0,47* (4,06)	0,48* (4,2)	0,48* (4,18)	0,49* (4,3)	0,49* (4,2)	0,51* (4,05)	0,57* (4,41)	0,59* (4,42)	0,60* (4,35)	0,15** (1,71)
3				0,06 (0,51)	0,11 (0,96)	0,10 (0,88)	0,10 (0,85)	0,09 (0,78)	0,11 (0,92)	0,19 (1,53)	0,21 (1,61)	0,18 (1,36)	0,11 (1,2)
4					0,12 (1,07)	0,11 (0,92)	0,10 (0,89)	0,10 (0,89)	0,12 (1,01)	0,15 (1,24)	0,17 (1,36)	0,16 (1,21)	0,07 (0,79)
5						0,001 (0,01)	0,04 (0,32)	0,04 (0,30)	0,05 (0,44)	0,09 (0,77)	0,10 (0,86)	0,09 (0,56)	0,04 (0,49)
6							0,16 (1,36)	0,14 (1,12)	0,15 (1,19)	0,17 (1,33)	0,18 (1,42)	0,16 (1,21)	0,33 (0,32)
7								-0,06 (-0,48)	-0,002 (0,01)	0,04 (0,28)	0,04 (0,33)	0,02 (0,18)	0,32 (0,26)
8									0,10 (0,79)	0,19 (1,43)	0,20 (1,49)	0,19 (1,41)	0,03 (0,3)
9										0,23** (1,88)	0,25** (1,89)	0,25** (1,26)	0,04 (0,5)
10											0,06 (0,53)	0,07 (0,53)	0,05 (0,7)
11												-0,03 (-0,25)	0,10 (0,8)
Σ	0,12 (0,99)	0,19 (1,00)	0,81* (3,52)	0,95* (3,52)	1,15* (3,83)	1,13* (2,21)	1,40* (2,98)	1,28* (2,78)	1,63* (2,36)	2,30* (3,38)	2,49* (3,23)	2,32* (2,58)	1,14 (1,17)
R ²	0,005	0,009	0,08	0,10	0,11	0,11	0,12	0,12	0,12	0,14	0,14	0,15	0,34
F	0,99	0,84	5,49	5,00	4,46	3,70	3,41	2,98	2,65	2,77	2,54	2,35	2,14
DW	1,22	1,26	1,34	1,38	1,36	1,36	1,34	1,34	1,37	1,36	1,33	1,36	1,48
SE	0,10	0,99	0,93	0,91	0,90	0,91	0,90	0,91	0,90	0,89	0,90	0,89	0,09
Nº OBS:	191	190	189	188	187	186	185	184	183	182	181	180	179

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes são significativos aos níveis de 5% ou 10%, para valores de "t" superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente. PDL ("Polynomial Distributed Lags") - Coeficientes estimados por um polinômio de segunda ordem, sem restrições nas extremidades.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 22 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS REAIS DAS AÇÕES E CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL FUTURO - 18V,
DADOS TRIMESTRAIS REALIZADOS : 1968-1983

AVANÇOS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0,015 (0,46)	-0,0,22 (-0,74)	-0,02 (-0,69)	-0,019 (-0,53)	-0,0135 (-0,90)
0	0,53 (1,21)	1,19* (2,68)	1,19* (2,62)	1,16* (2,43)	1,07* (2,08)
1		0,41 (0,92)	0,41 (0,88)	0,39 (0,79)	0,49 (0,99)
2			0,009 (0,02)	-0,009 (-0,02)	0,07 (0,14)
3				-0,13 (-0,26)	0,09 (0,16)
4					0,33 (0,60)
Σ	0,64 (1,21)	1,58* (2,36)	1,59* (1,77)	1,39* (1,11)	2,01* (1,40)
R ²	0,02	0,11	0,11	0,11	0,12
F	1,46	3,73	2,40	1,76	1,47
DW	1,41	1,55	1,54	1,52	1,49
SE	0,26	0,21	0,21	0,22	0,22
Nº OBS:	63	62	61	60	59

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" form superiores a 2 e 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 23 : REGRESSÕES ENTRE RETORNOS REAIS DE AÇÕES E CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL
FUTURO - IBOVESPA, DADOS TRIMESTRAIS REALIZADOS : 1968-1983

AVANÇOS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0,019 (0,59)	-0,019 (-0,70)	-0,023 (-0,79)	-0,02 (-0,46)	-0,033 (-0,95)
0	0,40 (0,8)	0,97* (2,34)	0,99* (2,34)	0,91* (2,07)	0,86** (1,82)
1		0,46 (1,12)	0,49 (1,13)	0,43 (0,95)	0,54 (1,19)
2			0,22 (0,52)	0,16 (0,36)	0,24 (0,53)
3				-0,32 (-0,7)	-0,07 (-0,14)
4					0,29 (0,57)
Σ	0,42 (0,8)	1,41* (2,24)	1,68* (2,00)	1,66 (1,43)	1,83 (1,40)
R ²	0,01	0,09	0,10	0,11	0,11
F	0,65	3,03	2,03	1,62	1,32
DW	1,53	1,74	1,74	1,66	1,65
SE	0,25	0,20	0,20	0,20	0,20
Nº OBS:	63	62	61	60	59

NOTA : Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 2 e 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

trimestrais também demonstram este fato, apresentando coeficientes significativos apenas na variável crescimento industrial do trimestre corrente. Salvo algumas exceções, a soma dos coeficientes das regressões é, em geral, significativa - mente diferente de zero, sugerindo que o crescimento do produto industrial futuro afeta os retornos reais das ações.

Entretanto, esses resultados devem ser interpretados com algumas reservas, por dois motivos: primeiro, porque as estatísticas DW denotam a existência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos; caso este problema fosse corrigido, a significância dos coeficientes se reduziria, podendo, inclusive, torná-los não significativos. E, segundo, pelo fato das variáveis futuras servirem como substitutas imperfeitas das variáveis esperadas, contendo erros de medida. Esses erros, como vimos no capítulo anterior, provocam um viés nos coeficientes das regressões, dependendo da

correlação entre os erros de medida e os resíduos da regressão. Como o crescimento não-esperado do produto (o erro de medida) e o retorno real não-esperado das ações (os resíduos da regressão) devem ser positivamente correlacionados, os coeficientes das variáveis explicativas vão estar superestimados.

Apesar dos percalços de se adotar variáveis futuras realizadas, em lugar das variáveis de expectativa, vamos efetuar algumas estimativas com variáveis futuras realizadas, apenas como uma primeira aproximação ao estudo da determinação dos retornos reais das ações. Os modelos (4) e (5) vão ser estimados com relação ao crescimento do produto industrial, às variações nas taxas de juros correntes e às taxas de inflação observadas. Nas estimativas com dados mensais, essas variáveis vão ser consideradas até dois meses à frente.

Os resultados com dados mensais e trimestrais são apresentados nas tabelas 24 e 25, respectivamente. En-

T A B E L A 24 : RENTABILIDADES REAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS, 1968-1983 . DADOS
MENSIS REALIZADOS.

VARIÁVEIS REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL		VARIÁÇÕES DAS TAXAS REAIS DE JUROS		TAXAS DE INFLAÇÃO REALIZADAS		ESTATÍSTICAS
		t	t+1	t	t+1	t	t+1	
(1) IBV	0,014 (1,08)	0,12 (1,09)	-	-0,47 (-1,09)	-	-	-	R ² =0,13 F(2,86)=13,58 DW=1,88 SE=0,11
(2) IBOVESPA	0,011 (1,02)	0,17** (1,85)	-	-0,05 (-0,13)	-	-	-	R ² =0,15 F(2,86)=16,05 DW=1,89 SE=0,09
(3) IBV	0,003 (0,15)	0,13 (1,12)	-	-0,42 (-0,94)	-	0,31 (0,63)	-	R ² =0,13 F(3,185)=9,15 DW=1,88 SE=0,11
(4) IBOVESPA	0,009 (0,47)	0,17** (1,84)	-	-0,007 (-0,02)	-	0,08 (0,17)	-	R ² =0,15 F(3,185)=10,65 DW=1,89 SE=0,09
(5) IBV	0,014 (1,12)	-	-0,15 (-1,30)	-	-0,21 (-0,48)	-	-	R ² =0,11 F(2,185)=11,85 DW=1,87 SE=0,11
(6) IBOVESPA	0,012 (1,16)	-	-0,14 (-1,45)	-	-0,40 (-1,08)	-	-	R ² =0,13 F(2,185)=13,67 DW=1,86 SE=0,09
(7) IBV	0,02 (0,93)	-	-0,15 (-1,31)	-	-0,24 (-0,53)	-	-0,16 (-0,33)	R ² =0,11 F(3,184)=7,89 DW=1,87 SE=0,11
(8) IBOVESPA	0,003 (0,18)	-	-0,14 (-1,46)	-	-0,25 (-0,57)	-	0,29 (0,63)	R ² =0,13 F(3,184)=9,21 DW=1,87 SE=0,09
(9) IBV	0,008 (0,74)	-	-	-	-	0,20 (0,46)	-	R ² =0,17 F(2,184)=18,40 DW=1,86 SE=0,11
(10) IBOVESPA	0,007 (0,75)	-	-	-	-	0,15 (0,42)	-	R ² =0,15 F(2,184)= DW=1,86 SE=0,09

Continua...

VARIÁÇÕES REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL		VARIÁÇÕES DAS TAXAS REAIS DE JUROS		TAXAS DE INFLAÇÃO REALIZADAS		ESTATÍSTICAS
		t	t+1	t	t+1	t	t+1	
(11) IBV	-0,002 (-0,11)	-	-	-	-	-	-	$R^2=0,17$ $F(3,183)=12,39$ $DW=1,87$ $SE=0,11$
(12) IBOVESPA	0,002 (0,15)	-	-	-	-	-	-	$R^2=0,15$ $F(3,183)=10,77$ $DW=1,86$ $SE=0,09$
(13) IBV	-0,0015 (-0,069)	0,19 (1,47)	0,24 (1,56)	-0,47 (-0,79)	-0,08 (-0,11)	-0,17 (-0,21)	-0,88 (-1,06)	$R^2=0,19$ $F(9,177)=4,77$ $DW=1,88$ $SE=0,11$
(14) IBOVESPA	-0,004 (-0,24)	0,26 (2,36)	0,22 (1,73)	-0,17 (-0,31)	0,74 (0,14)	-0,85 (-0,16)	2,55 (0,50)	$R^2=0,18$ $F(9,177)=4,28$ $DW=1,86$ $SE=0,09$

NOTA : Coeficientes estimados pelo método iterativo Cochrane - Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%.

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 25: RENTABILIDADES REAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS; 1968-1983. DADOS TRIMESTRAIS REALIZADOS

VARIÁVEIS REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL	VARIACÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO	ESTATÍSTICAS
(1) IBV	0,04 (0,90)	0,92 (1,65)	1,12 (1,14)	-	$R^2=0,09$ $F(2,58)=2,89$ $DW=1,77$ SE=0,28
(2) IBOVESPA	0,035 (0,92)	0,70 (1,27)	1,23 (1,24)	-	$R^2=0,05$ $F(2,58)=1,46$ $DW=1,74$ SE=0,26
(3) IBV	-0,03 (-0,30)	0,98** (1,76)	1,30 (1,31)	0,62 (1,00)	$R^2=0,11$ $F(3,57)=2,27$ $DW=1,80$ SE=0,28
(4) IBOVESPA	-0,03 (-0,49)	0,84 (1,50)	1,47 (1,46)	0,64 (1,20)	$R^2=0,07$ $F(3,57)=1,46$ $DW=1,78$ SE=3,93

NOTA: Coeficientes estimados pelo método iterativo Cochrane - Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a z e a 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

quanto não tenha sido possível extrair nenhuma consideração importante das estimativas trimestrais, os resultados com dados mensais, ao contrário, indicaram uma forte influência das taxas de crescimento do produto industrial sobre os retornos reais das ações, sendo negligenciável a influência das variações nas taxas reais de juros e das taxas de inflação futuras. A influência do crescimento do produto industrial corrente (índice IBOVESPA, regressões 2 e 4) e de dois meses à frente (IBV e IBOVESPA, nas regressões 9, 10, 11, 12 e 13) são as evidências mais fortes.

Todavia, não se deve procurar obter conclusões definitivas com esses resultados, pelo fato das variáveis explicativas conterem os erros de medida assinalados anteriormente. Uma análise mais apropriada dos modelos (4) (5) deve ser efetuada, considerando as variáveis explicativas em termos esperados.

Os testes empíricos dos modelos (4) e (5) para o período 1968-1983, com variáveis esperadas, são apresen

tados nas tabelas 26 e 27. Esses testes foram formulados de diferentes modos alternativos, considerando as expectativas de crescimento do produto industrial e de inflação para os períodos t , $t+1$ e $t+2$, formuladas com base nas informações disponíveis no período $t-1$.

As regressões de número (1) e (8) foram estimadas com variáveis esperadas para o mês t , com base nas informações em $t-1$. Os resultados mostram a extrema importância da expectativa de crescimento do produto industrial na determinação dos retornos reais das ações no Brasil, no período 1968-1983. Em contrapartida, tanto as variações nas taxas de juros reais, quanto as taxas de inflação esperada e não-esperada, não são importantes como variáveis explicativas dos retornos reais das ações.

As regressões (9) e (10) incluem, adicionalmente, a taxa de inflação não-esperada como variável explicativa no modelo. Nenhuma alteração substancial em relação aos

TABELA 26 : RENTABILIDADES REAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS: 1968-1983 DADOS

VARIÁVEIS REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL		VARIÇÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO NÃO ESPERADA	ESTATÍSTICAS
		t	t+1		t	t+1		
(1) IBV	0,014 (0,84)	-	-	-	-0,226 (-0,60)	-	-	R ² =0,089 F(1,171)=16,77 DW=1,89
(2) IBOVESPA	0,016 (1,16)	-	-	-	-0,348 (-0,99)	-	-	R ² =0,115 F(1,171)=22,25 DW=1,85
(3) IBV	0,008 (0,53)	0,147** (1,71)	-	-	-0,20 (-0,55)	-	-	R ² =0,10 F(2,170)=9,93 DW=1,88 SE=0,11
(4) IBOVESPA	0,011 (0,79)	0,159** (2,16)	-	-	-0,32 (-0,94)	-	-	R ² =0,11 F(2,170)=13,69 DW=1,83 SE=0,09
(5) IBV	0,003 (0,24)	0,169** (1,73)	-	-0,44 (-0,78)	-	-	-	R ² =0,106 F(2,170)=10,1 DW=1,88 SE=0,11
(6) IBOVESPA	0,003 (0,24)	0,16* (2,19)	-	-0,089 (-0,2)	-	-	-	R ² =0,13 F(2,170)=13,21 DW=1,83 SE=0,09
(7) IBV	0,010 (0,6)	0,147** (1,71)	-	-0,48 (-0,85)	-0,24 (-0,64)	-	-	R ² =0,11 F(3,169)=6,84 DW=1,88 SE=0,11
(8) IBOVESPA	0,013 (0,89)	0,159* (2,16)	-	-0,276 (-0,55)	-0,39 (-1,07)	-	-	R ² =0,14 F(3,169)=9,19 DW=1,84
(9) IBV	-0,004 (-0,18)	0,145** (1,69)	-	-0,59 (-1,0)	0,502 (0,22)	-	0,554 (1,04)	R ² =0,11 F(4,168)=5,4 DW=1,88 SE=0,11
(10) IBOVESPA	0,011 (0,61)	0,159** (2,16)	-	-0,301 (-0,59)	-0,33 (-0,74)	-	0,102 (0,23)	R ² =0,14 F(4,168)=6,87 DW=1,84 SE=0,09
(11) IBV	-0,02 (-0,99)	0,228** (2,16)	0,212 (1,30)	-	-0,8 (-1,63)	0,47 (0,53)	0,854 (1,05)	R ² =0,13 F(6,166)=4,19 DW=1,90 SE=2,06 Continua...

.2

VARIÁÇÕES REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL		VARIÇÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO NÃO ESPERADA	ESTATÍSTICAS
		t	t+1		t	t+1		
(12) IBOVESPA	-0,009 (-0,50)	0,209* (2,3)	0,135 (0,99)	-	-0,62 (-1,57)	0,087 (0,17)	-	R ² =0,16 F(6,166)=5,10 DW=1,85 SE=0,09
(13) IBV	-0,021 (-0,96)	0,223* (2,08)	0,193 (1,17)	-0,536 (-0,93)	-0,876 (-1,75)	0,547 (0,61)	-	R ² =0,14 F(7,165)=3,71 DW=1,91 SE=0,11
(14) IBOVESPA	-0,009 (-0,49)	0,204** (2,22)	0,119 (0,86)	-0,483 (-0,9)	-0,796** (-1,79)	0,186 (0,35)	-	R ² =0,16 F(7,165)=4,48 DW=1,86 SE=0,09

NOTA : Coeficientes estimados pelo método iterativo Cochrane - Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 2.7: RENTABILIDADES REAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS: 1968-1983, DADOS TRIMESTRAIS ESPERADOS

VARIÁVEIS REAIS DOS ÍNDICES	C	TAXA DE CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL	VARIACÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA	TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA	ESTATÍSTICAS
(1) IBV	0,008 (0,2)	0,201** (1,69)	0,336 (0,75)	-	-	$R^2=0,06$ $F(2,54)=1,82$ $DW=1,59$ $SE=0,27$
(2) IBOVESPA	0,01 (0,26)	0,183** (1,69)	0,363 (0,83)	-	-	$R^2=0,05$ $F(2,54)=1,52$ $DW=1,60$ $SE=0,26$
(3) IBV	-0,004 (-0,06)	0,203** (1,68)	0,35 (0,77)	0,13 (0,31)	-	$R^2=0,065$ $F(3,53)=1,23$ $DW=1,59$ $SE=0,27$
(4) IBOVESPA	0,026 (0,54)	0,189** (1,72)	0,24 (0,49)	-0,177 (-0,54)	-	$R^2=0,06$ $F(3,53)=1,09$ $DW=1,59$ $SE=0,26$
(5) IBV	-0,049 (-0,66)	0,196 (1,64)	0,25 (0,53)	0,507 (0,89)	0,62 (0,97)	$R^2=0,08$ $F(4,52)=1,16$ $DW=1,62$ $SE=0,27$
(6) IBOVESPA	-0,033 (-0,5)	0,193** (1,79)	-0,008 (-0,001)	0,37 (0,74)	0,75 (1,39)	$R^2=0,09$ $F(4,52)=1,32$ $DW=1,64$ $SE=0,25$
(7) IBV	0,004 (0,07)	0,178 (1,54)	-	0,09 (0,23)	-	$R^2=0,05$ $F(2,54)=1,56$ $DW=1,57$ $SE=0,30$
(8) IBOVESPA	-0,036 (0,79)	0,18** (1,67)	-	-0,25 (-0,86)	-	$R^2=0,05$ $F(2,54)=1,55$ $DW=1,58$ $SE=0,26$

NOTA: Coeficientes estimados pelo método iterativo Cochrane - Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes da regressão são significativos aos níveis de 5% ou 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 2 e a 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;
(**) Significativo ao nível de 10%.

resultados anteriores pôde ser notada, tendo a estimativa do coeficiente da taxa de inflação não-esperada se apresentado também não-significativa.

As regressões (11), (12), (13) e (14) foram estimadas considerando as variáveis de crescimento do produto industrial esperado e a taxa de inflação esperada para os meses t , $t+1$ e $t+2$ com base nas informações do período $t-1$. Em todos os casos, a taxa de crescimento do produto industrial esperada para o mês t é, praticamente, a única variável explicativa relevante. A exceção coube à taxa de inflação esperada, na regressão (8), cujo coeficiente foi significativo e com sinal negativo.

Alguns aspectos adicionais sobre esses resultados devem ser enfatizados. Por exemplo, o fato das variações nas taxas reais esperadas de juros não terem apresentado coeficientes significativos é um resultado comum à maioria dos estudos desta natureza. A razão para este fato decorre, supos

tamente, da reduzida variabilidade das taxas de juros reais, relativamente à grande volatilidade nos retornos reais das ações. No caso particular dos dados considerados neste estudo, é possível também que tenham ocorrido problemas de má qualidade das informações utilizadas, especialmente para os anos iniciais do período.

Outro aspecto a se notar, relaciona-se à não-significância dos coeficientes das taxas de inflação esperada e não-esperada, nas estimativas dos modelos explicativos dos retornos reais das ações. Confirmando as conclusões do capítulo anterior, fica demonstrado, de forma direta, a hipótese de independência dos retornos reais das ações com relação à taxa de inflação no Brasil, no período 1968-1983.

OS SUB-PERÍODOS 1968-1973 E 1974-1984.

O período básico de análise, que abrange dois ciclos econômicos distintos, será desagregado, nesta seção, nesses sub-períodos, para analisar se as propriedades eviden

ciadas para o período como um todo permanecem inalteradas, quando a inflação e o crescimento econômico apresentam comportamento distintos.

As estimativas do modelo explicativo dos retornos reais das ações com dados mensais, para o sub-período 1968-1973, são apresentadas na tabela 28. As correspondentes estimativas para o sub-período 1974-1983, encontram-se reunidas na tabela 29.

Esses resultados se assemelham aos apresentados no capítulo anterior para os dois sub-períodos: praticamente, pouco se pode inferir quanto aos resultados para 1968-1973, tendo em vista que quase nenhuma das estimativas apresentou coeficientes significativos. A exceção coube ao coeficiente da taxa de inflação esperada para o mês $t+1$. Esse coeficiente foi significativo e negativo, contrariando a hipótese de neutralidade da inflação, sugerida pelo efeito-Fisher no retorno das ações.

A estimativa de regressões completas, conten-

T A B E L A 28 : RENTABILIDADES REAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS; 1968-1973, DADOS MENSIS ESPERADOS

VARIÁÇÕES REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL		VARIACÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA	ESTATÍSTICAS
		t	t+1		t	t+1		
(1) IBV	0,212 (0,52)	-	-	-	-1,065 (-0,39)	-	-	$R^2=0,19$ $F(1,52)=12,46$ $DV=1,87$
(2) IBOVESPA	0,021 (0,83)	-	-	-	-1,30 (-0,89)	-	-	$R^2=0,187$ $F(1,52)=11,99$ $DV=1,85$
(3) IBV	-0,011 (-0,23)	-	-	-	-	1,689 (0,54)	-	$R^2=0,196$ $F(1,52)=12,6$ $DV=1,88$
(4) IBOVESPA	-0,049 (1,68)	-	-	-	-	-3,40* (-2,09)	-	$R^2=0,24$ $F(1,52)=16,6$ $DV=1,88$
(5) IBV	0,023 (0,55)	-0,046 (-0,25)	-	-	-1,101 (-0,40)	-	-	$R^2=0,19$ $F(2,51)=6,15$ $DV=1,87$
(6) IBOVESPA	0,023 (0,81)	-0,017 (-0,11)	-	-	-1,37 (-0,87)	-	-	$R^2=0,18$ $F(2,51)=5,88$ $DV=1,84$
(7) IBV	0,010 (0,32)	-0,034 (-0,18)	-	-1,11 (-0,75)	-	-	-	$R^2=0,20$ $F(2,51)=6,37$ $DV=1,86$
(8) IBOVESPA	0,006 (0,24)	0,026 (0,18)	-	-0,92 (-0,74)	-	-	-	$R^2=0,18$ $F(2,51)=5,89$ $DV=1,85$
(9) IBV	0,026 (0,61)	-0,036 (-0,19)	-	-1,279 (-0,84)	-1,577 (-0,56)	-	-	$R^2=0,205$ $F(3,50)=4,3$ $DV=1,87$
(10) IBOVESPA	0,035 (1,16)	-0,040 (-0,26)	-	-2,00 (-1,31)	-2,64 (-1,39)	-	-	$R^2=0,21$ $F(3,50)=4,55$ $DV=1,83$
(11) IBV	0,017 (0,31)	-0,042 (-0,22)	-	-1,93 (-0,76)	-0,92 (-0,23)	-	0,821 (0,24)	$R^2=0,21$ $F(4,49)=3,17$ $DV=1,87$
(12) IBOVESPA	0,030 (0,76)	-0,043 (-0,27)	-	-1,99 (-1,29)	-2,26 (-0,85)	-	0,449 (0,23)	$R^2=0,215$ $F(4,49)=3,36$ $DV=1,84$

Continua...

VARIÁVEIS REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO PRODUTO INDUSTRIAL		VARIÁÇÃO TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA	ESTATÍSTICAS
		t	t+1		t	t+1		
(13) IBV	-0,058 (-0,81)	0,18 (0,08)	0,17 (0,56)	-	-1,05 (-0,38)	1,85 (0,59)	-	R ² =0,23 F(6,47)=2,37 DN=1,89
(14) IBOVESPA	0,118* (2,49)	-0,017 (-0,09)	0,095 (0,40)	-	-2,57 (-1,69)	-5,25* (-2,84)	-	R ² =0,32 F(6,47)=3,73 DN=1,78
(15) IBV	-0,052 (-0,69)	0,014 (0,06)	0,142 (0,44)	-0,997 (-0,62)	-1,346 (-0,46)	1,699 (0,53)	-	R ² =0,24 F(7,46)=2,05 DN=1,88
(16) IBOVESPA	0,122* (2,52)	-0,039 (-0,22)	0,072 (0,30)	-1,047 (-0,69)	-3,19** (-1,78)	-5,05* (-2,66)	-	R ² =0,33 F(7,46)=3,23 DN=1,80

NOTA : Regressões estimadas pelo método iterativo Cochrane-Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% e 10%, quando os valores de t forem superiores a 2 e 1,671, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 2 9 : RENTABILIDADES REAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS : 1974-1983: DADOS
MENSÁIS ESPERADOS

VARIÁVEIS REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL		VARIACÃO DAS TAXAS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA	ESTATÍSTICAS
		t	t+1		t	t+1		
(1) IBV	0,009 (0,49)	-	-	-	-0,153 (-0,42)	-	-	R ² =0,046 F(1,116)=5,63 DW=1,88
(2) IBOVESPA	0,014 (0,78)	-	-	-	-0,256 (-0,69)	-	-	R ² =0,089 F(1,116)=11,4 DW=1,81
(3) IBV	-0,019 (-0,73)	-	-	-	-	0,539 (0,98)	-	R ² =0,05 F(1,116)=6,45 DW=1,88
(4) IBOVESPA	-0,017 (-0,76)	-	-	-	-	0,586 (1,16)	-	R ² =0,09 F(1,116)=12,3 DW=1,81
(5) IBV	0,002 (0,12)	0,205* (2,20)	-	-	-0,125 (-0,36)	-	-	R ² =0,08 F(2,115)=5,29 DW=1,86
(6) IBOVESPA	0,008 (0,50)	0,209* (2,50)	-	-	-0,279 (-0,77)	-	-	R ² =0,136 F(2,115)=9,06 DW=1,78
(7) IBV	-0,002 (-0,17)	0,205* (2,20)	-	-0,297 (-0,49)	-	-	-	R ² =0,085 F(2,115)=5,36 DW=1,86
(8) IBOVESPA	-0,001 (-0,06)	0,208* (2,47)	-	0,046 (0,09)	-	-	-	R ² =0,13 F(2,115)=8,72 DW=1,77
(9) IBV	0,003 (0,19)	0,204* (2,18)	-	-0,333 (-0,54)	-0,152 (-0,43)	-	-	R ² =0,086 F(3,114)=3,61 DW=1,86
(10) IBOVESPA	0,009 (0,53)	0,210* (2,49)	-	-0,103 (-0,19)	-0,305 (-0,78)	-	-	R ² =0,136 F(3,114)=6,00 DW=1,78
(11) IBV	-0,019 (-0,72)	0,202* (2,17)	-	-0,482 (-0,77)	0,333 (0,61)	-	0,637 (1,15)	R ² =0,097 F(4,113)=3,05 DW=1,86
(12) IBOVESPA	0,008 (0,35)	0,210* (2,47)	-	-0,113 (-0,20)	-0,277 (-0,54)	-	0,041 (0,08)	R ² =0,13 F(4,113)=4,46 DW=1,78
Continua...								

VARIACÕES REAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO PRODUTO INDUSTRIAL		DO INDUSTRIAL	VARIACÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA		TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA	ESTATÍSTICAS
		t	t+1			t	t+1		
(13) IBV	-0,046 (-1,76)	0,287* (2,53)	0,220 (1,18)	0,178 (1,06)	-	-0,776 (-1,72)	0,705 (0,73)	-	R ² =0,13 F(6,111)=2,78 DW=1,89
(14) IBOVESPA	-0,036 (-1,44)	0,252* (2,46)	0,104 (0,65)	-0,023 (-0,16)	-	-0,714 (-1,81)	0,601 (1,04)	-	R ² =0,177 F(6,111)=3,99 DW=1,82
(15) IBV	-0,046 (-1,71)	0,281* (2,44)	0,205 (1,08)	0,182 (1,08)	-0,391 (-0,63)	-0,824 (-1,74)	0,756 (0,78)	-	R ² =0,13 F(7,110)=2,43 DW=1,89
(16) IBOVESPA	-0,035 (-1,43)	0,248* (2,38)	0,875 (0,53)	-0,026 (-0,18)	-0,399 (-0,71)	-0,84 (-1,93)	0,671 (1,14)	-	R ² =0,18 F(7,110)=3,48 DW=1,84

NOTA : Regressões estimadas pelo método iterativo Cochrane-Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% e 10%, quando os valores de t forem superiores a 1,98 e 1,658, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

do as variáveis relevantes na determinação dos retornos das ações, permite inferir sobre os canais de influência da inflação: ou a inflação representou uma variável substituta do crescimento econômico futuro, ou efetivamente ocorreram condições adversas aos resultados das empresas (através de efeito-tributário, custos extras induzidos pela inflação, ou de mecanismo institucionais como o controle de preços).

As regressões estimadas foram as seguintes:

$$rs_t = 0,05 - 0,004 (dy_t) - 0,13 dr_t - 3,34^{**} EI_{t+1}$$

(1,54) (1,54) (-0,10) (-1,92)

$$R^2=0,24, F(3,50)=5,34, DW=1,83$$

$$rs_t = 0,05 - 0,04 dy_{t+1} - 0,18 dr_t - 0,37^{**} EI_{t+1}$$

(1,60) (-0,26) (-0,14) (1,95)

$$R^2=0,24, F(3,50)=5,37, DW=1,83$$

onde, rs_t : retornos reais das ações

dy_t : taxa de crescimento esperado do produto industrial

dr_t : variação da taxa real de juros

EI_{t+1} : taxa de inflação esperada para o período $t+1$, com base nas informações disponíveis em $t-1$.

Conforme se observa por esses resultados, a

introdução das variáveis relevantes pouco alterou o sinal e a significância do coeficiente da taxa de inflação esperada para o período $t+1$. Este resultado pode ser interpretado como uma evidência indireta da existência de condições adversas aos resultados das empresas no período 1968-1973, seja pelo efeito tributário, pela existência de custos extras, pelo controle de preços, ou por uma combinação de todos esses efeitos.

Quanto aos resultados para 1974-1983, eles são uma réplica perfeita dos obtidos para o período como um todo, cujas conclusões foram as seguintes: A taxa de crescimento esperado do produto industrial é a única variável relevante em afetar os retornos reais das ações. O efeito das variações das taxas de juros reais, e das taxas de inflação esperada e não-esperada é nulo. Neste caso, ficam confirmadas as hipóteses do efeito-Fisher no retorno das ações, e de independência dos retornos reais com relação à inflação ,

ou da neutralidade da inflação com relação aos retornos das ações no Brasil, particularmente, no período 1974-1983.

Resta, finalmente, verificar se estas condições devem se restringir apenas ao período 1974-1983 ou se também podem ser consideradas válidas para o período anterior. Esta resposta pode ser obtida através da aplicação do teste de Chow às regressões das tabelas 28 e 29.

Conforme vimos no capítulo III, esse teste se baseia na comparação entre a estatística F , calculada através da soma dos quadrados dos resíduos e a estatística F tabelada, a um determinado nível de significância pré-determinado. Se o valor da primeira for superior ao da segunda, deve-se rejeitar a hipótese de igualdade e concluir-se que as regressões são diferentes. Neste caso, é possível supor, inclusive, que tenha ocorrido alguma mudança estrutural no mercado de ações entre esses dois períodos.

A tabela 30 apresenta as estatísticas F calculadas e tabeladas, que permitem realizar o teste de Chow. Con

forme se pode observar, as estatísticas F calculadas são sistematicamente inferiores às correspondentes estatísticas tabeladas, sugerindo que não se deve rejeitar a hipótese de igualdade das regressões nos dois períodos. Assim, pode-se inferir que as diferenças observadas em termos dos coeficientes desses dois grupos de regressões não se sustentam sob um exame mais aprofundado, podendo ser atribuídas, possivelmente, a erros de mensuração nos dados básicos apurados no primeiro período.

T A B E L A 30: TESTE DE IGUALDADE DOS COEFICIENTES DAS REGRESSÕES, PARA OS PERÍODOS 1968-1973 E 1974-1983.

REGRESSÕES	1968-1983			1968 - 1973			1974 - 1983			F _c	F _t
	SSE	df	K	SSE	df	SSE	df				
(1) IBV	2,163	168	2	0,740	52	1,379	116	1,83	3,04		
(2) IBOVESPA	1,542	168	2	0,496	52	1,021	116	1,33	3,04		
(5) IBV	2,127	166	3	0,739	51	1,325	115	1,75	2,65		
(6) IBOVESPA	1,501	166	3	0,496	51	0,969	115	1,33	2,65		
(7) IBV	2,123	166	3	0,734	51	1,323	115	1,83	2,65		
(8) IBOVESPA	1,508	166	3	0,496	51	0,973	115	1,44	2,65		
(9) IBV	2,12	164	4	0,729	50	1,32	114	1,31	2,42		
(10) IBOVESPA	1,498	164	4	0,479	50	0,968	114	0,923	2,42		
(11) IBV	2,104	162	5	0,729	49	1,306	113	1,00	2,29		
(12) IBOVESPA	1,497	162	5	0,479	49	0,968	113	1,21	2,29		
(13) IBV	2,063	158	7	0,705	47	1,257	111	1,076	2,09		
(14) IBOVESPA	1,471	158	7	0,413	47	0,922	111	2,11	2,09		
(15) IBV	2,052	156	8	0,699	46	1,253	110	1,33	2,02		
(16) IBOVESPA	1,464	156	8	0,409	46	0,918	110	1,89	2,02		

SSE : Soma dos quadrados dos resíduos;

df : Nº de graus de liberdade da regressão;

K : Nº de parâmetros estimados na regressão.

CAPÍTULO V

INTEGRAÇÃO DO MODELO DE RETORNOS NOMINAIS DE FISHER E O MODELO FUNDAMENTALISTA DE RETORNOS REAIS DAS AÇÕES

As estimativas do modelo de Fisher, no capítulo III, e do modelo fundamentalista de retornos reais das ações, no capítulo IV, apresentam algumas limitações importantes relacionadas à especificação dos modelos, que podem comprometer a qualidade das conclusões obtidas. Essas limitações consistem na omissão de variáveis, no caso do modelo de Fisher, e na introdução "ad-hoc" das taxas de inflação esperada e não-esperada, no caso do modelo de retornos reais.

Assim, como um teste dos resultados obtidos anteriormente, efetuamos, neste capítulo, estimativas adicionais de alguns modelos de retornos nominais das ações, resultantes da integração do modelo de Fisher com o modelo de retor-

nos reais, sugerido pela teoria fundamentalista de preços das ações. Esses modelos representam, portanto, uma síntese daqueles estimados nos Capítulos III e IV deste estudo, sendo descritos formalmente pelas expressões

$$R_t = a_{05} + a_{15} dy_t - a_{25} dr_t + a_{35} E(I_t) + \alpha_t \quad (5)$$

$$R_t = a_{06} + a_{16} dy_t - a_{26} dr_t + a_{36} E(I_t) + a_{46} (I_t - E(I_t)) + \theta_t \quad (6)$$

onde,

R_t : retornos nominais das ações

dy_t : crescimento esperado do produto real

dr_t : variações na taxa real de juros esperada

$E(I_t)$: taxa de inflação esperada

$I_t - E(I_t)$: taxa de inflação não-esperada

a_{ij} ($i=0, \dots, 4; j=5, 6$): constantes; tendo a_{15} e a_{16} ($i=1, 2$) sinais esperados positivos.

As estimativas dos modelos (5) e (6) com dados mensais, para os períodos 1968-1983, 1968-1973 e 1974-1983, encontram-se reunidas nas tabelas (31), (32) e (33), respectivamente. As estimativas do modelo (5) são representadas pelas regressões (1) e (2), enquanto as estimativas do modelo

TABELA 31 : RENTABILIDADES NOMINAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS: 1968-1983.

VARIÁVEIS NOMINAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL	VARIACÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA	TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA		ESTATÍSTICAS
					t	t-1	
(1) IBV	0,035** (1,97)	0,152** (1,64)	-0,313 (-0,52)	0,102 (0,25)	-	-	R ² =0,115 F(3,169)=7,36 DW=1,89
(2) IBOVESPA	0,037* (2,21)	0,168* (2,12)	-0,083 (-0,16)	-0,019 (-0,05)	-	-	R ² =0,16 F(3,169)=11,3 DW=1,89
(3) IBV	0,034** (1,95)	0,151** (1,64)	-	0,129 (0,32)	-	-	R ² =0,11 F(2,170)=10,9 DW=1,88
(4) IBOVESPA	0,036* (2,25)	0,168* (2,13)	-	0,005 (0,01)	-	-	R ² =0,17 F(2,170)=17,0 DW=1,88
(5) IBV	-0,003 (-0,14)	0,148** (1,65)	-0,574 (-0,94)	1,092* (2,10)	1,55* (2,81)	-	R ² =0,15 F(4,168)=7,68 DW=1,85
(6) IBOVESPA	0,011 (0,61)	0,163* (2,13)	-0,325 (-0,61)	0,656 (1,42)	1,106* (2,47)	-	R ² =0,19 F(4,168)=10,1 DW=1,85
(7) IBV	0,008 (0,37)	0,142 (1,58)	-0,293 (-0,48)	0,826 (1,58)	-	1,106* (2,0)	R ² =0,13 F(4,168)=6,54 DW=1,89
(8) IBOVESPA	0,010 (0,52)	0,163* (2,11)	0,332 (0,61)	0,713 (1,41)	-	0,978* (2,17)	R ² =0,188 F(4,168)=9,72 DW=1,83
(9) IBV	0,007 (0,34)	0,142 (1,59)	-	0,847** (1,65)	-	1,105* (2,03)	R ² =0,13 F(3,169)=8,68 DW=1,89
(10) IBOVESPA	0,015 (0,82)	0,164* (2,13)	-	0,568 (1,25)	-	0,887* (2,07)	R ² =0,18 F(3,169)=12,9 DW=1,89

NOTA : Regressões estimadas pelo método iterativo Cochrane-Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% e 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 1,96 e 1,645, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 32 : RENTABILIDADES NOMINAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS: 1968-1973.

VARIÁVEIS NOMINAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL	VARIAÇÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO ESPERADA	TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA		ESTATÍSTICAS
					t	t-1	
(1) IBV	0,038 (0,85)	-0,032 (-0,17)	-1,38 (-0,90)	-1,43 (-0,44)	-	-	R ² =0,22 F(3,50)=4,61 DW=1,86
(2) IBOVESPA	0,047 (1,48)	-0,036 (-0,22)	-2,06 (-1,32)	-2,51 (-1,27)	-	-	R ² =0,23 F(3,50)=4,86 DW=1,83
(3) IBV	0,035 (0,81)	-0,044 (-0,24)	-	-0,929 (-0,33)	-	-	R ² =0,20 F(2,51)=6,57 DW=1,87
(4) IBOVESPA	0,033 (1,11)	-0,013 (-0,08)	-	-1,09 (-0,67)	-	-	R ² =0,19 F(2,51)=6,32 DW=1,85
(5) IBV	0,020 (0,34)	-0,446 (-0,23)	-1,207 (-0,76)	-0,105 (-0,03)	1,679 (0,48)	-	R ² =0,22 F(4,49)=3,46 DW=1,97
(6) IBOVESPA	0,033 (0,82)	-0,045 (-0,28)	-2,05 (-1,30)	-1,49 (-0,55)	1,204 (0,61)	-	R ² =0,23 F(4,49)=3,68 DW=1,85
(7) IBV	0,027 (0,55)	-0,061 (-0,31)	-1,452 (-0,94)	-0,667 (-0,21)	-	1,801 (0,61)	R ² =0,22 F(4,49)=3,51 DW=1,82
(8) IBOVESPA	0,009 (0,19)	-0,069 (-0,43)	0,108 (0,04)	0,411 (0,12)	-	2,52 (1,5)	R ² =0,25 F(4,49)=3,51 DW=1,79
(9) IBV	0,024 (0,50)	-0,071 (-0,37)	-	-0,17 (-0,05)	-	1,62 (0,55)	R ² =0,21 F(3,50)=4,42 DW=1,83
(10) IBOVESPA	0,010 (0,39)	-0,069 (-0,43)	-	0,294 (0,17)	-	2,44** (1,78)	R ² =0,24 F(3,50)=3,44 DW=1,79

NOTA : Regressões obtidas pelo método iterativo Cochrane-Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% e 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 2 e 1,67, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

T A B E L A 33 : RENTABILIDADES NOMINAIS DAS AÇÕES E PRINCIPAIS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS: 1974-1983.

VARIÁVEIS NOMINAIS DOS ÍNDICES	C	CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL	VARIACÃO DAS TAXAS REAIS DE JUROS	TAXA DE INFLAÇÃO		ESTATÍSTICAS
				ESPERADA	NAO-ESPERADA	
				t	t-1	
(1) IBV	0,040** (1,93)	0,211** (2,02)	-0,142 (-0,22)	0,062 (0,15)	-	R ² =0,09 F(3,114)=3,96 DW=1,89
(2) IBOVESPA	0,036* (2,21)	0,168* (2,12)	-0,083 (-0,16)	-0,020 (-0,04)	-	R ² =0,167 F(3,169)=11,3 DW=1,84
(3) IBV	0,039** (1,93)	0,211* (2,04)	-	0,074 (0,18)	-	R ² =0,09 F(2,115)=5,98 DW=1,87
(4) IBOVESPA	0,045* (2,26)	0,226* (2,44)	-	-0,095 (-0,23)	-	R ² =0,17 F(2,115)=11,78 DW=1,79
(5) IBV	-0,019 (-0,67)	0,206* (2,09)	-0,466 (-0,70)	1,322* (2,30)	1,642* (2,83)	R ² =0,15 F(4,113)=5,07 DW=1,87
(6) IBOVESPA	0,009 (0,36)	0,217* (2,44)	-0,135 (-0,23)	0,703 (1,30)	1,05* (2,13)	R ² =0,19 F(4,113)=7,01 DW=1,79
(7) IBV	-0,010 (-0,35)	0,20* (2,04)	-0,061 (-0,09)	1,141* (1,94)	-	R ² =0,13 F(4,113)=4,2 DW=1,89
(8) IBOVESPA	0,092 (0,33)	0,218* (2,44)	0,459 (0,76)	0,728 (1,21)	-	R ² =0,19 F(4,113)=6,57 DW=1,79
(9) IBV	-0,010 (-0,37)	0,200* (2,05)	-	1,149* (1,98)	-	R ² =0,13 F(3,114)=5,67 DW=1,89
(10) IBOVESPA	0,018 (0,76)	0,221* (2,45)	-	0,488 (0,91)	0,743 (1,54)	R ² =0,18 F(3,114)=8,61 DW=1,81

NOTA : Regressões estimadas pelo método iterativo Cochrane-Orcutt, para eliminar a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t". Os coeficientes de regressão são significativos aos níveis de 5% e 10%, quando os valores de "t" forem superiores a 1,98 e a 1,658, respectivamente.

(*) Significativo ao nível de 5%;

(**) Significativo ao nível de 10%.

(6) são representadas pelas regressões (5) e (6), nessas tabelas. As demais regressões são variantes desses modelos, sem considerar as variações na taxa de juros (regressões 3, 4, 9 e 10) e considerando a taxa de inflação não-esperada do período anterior (regressões 7, 8, 9 e 10).

Conforme se pode observar, os resultados obtidos com essas regressões não diferem dos resultados apresentados nos capítulos III e IV: Da mesma forma que nas estimativas anteriores, os coeficientes dessas variáveis foram, em geral, de acordo com o sugerido pela teoria. Por exemplo, os coeficientes da taxa de crescimento esperado do produto industrial foram significativamente diferentes de zero, com sinais positivos; os coeficientes das taxas de inflação esperada e não-esperada foram positivos e estatisticamente iguais a 1 (confirmando a hipótese do efeito-Fisher nos retornos nominais das ações, no Brasil); e os coeficientes das variações nas taxas reais de juros esperadas foram, em geral, negativos, embora não tenham sido significativamente dife-

rentes de zero.

Desse modo, ficam confirmadas as conclusões anteriores, no sentido de que as ações foram capazes de oferecer proteção contra a inflação esperada e não-esperada no Brasil, no período 1968-1983.

Em consequência desses resultados, pode-se afirmar, inequivocamente, que os retornos reais das ações no Brasil, no período 1968-1983, foram independentes da taxa de inflação, ou que, a inflação foi neutra com relação aos retornos reais das ações no Brasil, no período 1968-1983.

Finalmente, essas estimativas permitiram confirmar que os retornos nominais das ações são afetados preponderantemente pelas expectativas de crescimento do produto real, pela taxa de inflação esperada e, ainda, pela taxa de inflação não-esperada. Ao contrário, as variações nas taxas reais de juros parecem não afetar significativamente os retornos nominais (mensais) das ações.

Resultados menos conclusivos foram obtidos com

as estimativas para o sub-período 1968-1973 (tabela 32), que não apresentaram coeficientes significativos, para quaisquer variáveis explicativas consideradas. Este fato poderia servir como uma indicação da inadequabilidade dos modelos propostos para explicar os retornos nominais das ações, nesse período. Entretanto, uma avaliação a respeito das diferenças entre os coeficientes dos dois grupos de regressões para os sub-períodos 1968-1973 e 1974-1983, realizada através do teste de Chow (tabela 34), permite constatar que as estatísticas "F", calculadas com base nos resíduos das regressões dos períodos 1968-83, 1968-73 e 1974-83, foram sistematicamente inferiores às estatísticas "F" tabeladas, ao nível de 5% de significância. Em vista desses resultados, não se pode rejeitar a hipótese de igualdade dos coeficientes das regressões com a mesma especificação, nas tabelas 32 e 33.

Desse modo, a não-significância dos coeficientes das regressões do período 1968-1983 deve ser atribuída a outros fatores, como, por exemplo, a problemas de mensuração,

devidos à imprecisão na apuração dos dados básicos. Este problema pode ter contribuído para elevar demasiadamente a variância dos coeficientes, impedindo a confirmação das hipóteses aqui testadas.

T A B E L A 34 : TESTE DE IGUALDADE DOS COEFICIENTES DAS REGRESSÕES, PARA OS PERÍODOS 1968-1973 E 1974-1983

REGRESSÕES	1968 - 1983			1968 - 1973			1974 - 1983			F_c	F_t
	SSE	df	K	SSE	df		SSE	df			
(1) IBV	2,399	168	4	0,752	50		1,566	114		1,428	2,42
(2) IBOVESPA	1,659	164	4	0,50	50		1,096	114		1,666	2,42
(3) IBV	2,402	166	3	0,764	51		1,567	115		1,642	2,65
(4) IBOVESPA	1,660	166	3	0,518	51		1,096	115		1,666	2,65
(5) IBV	2,29	162	5	0,794	49		1,467	113		0,357	2,26
(6) IBOVESPA	1,607	162	5	0,497	49		1,058	113		1,111	2,26
(7) IBV	2,347	162	5	0,747	49		1,505	113		1,357	2,26
(8) IBOVESPA	1,618	162	5	0,487	49		1,072	113		1,222	2,26
(9) IBV	2,350	164	4	0,487	50		1,077	114		1,555	2,42
(10) IBOVESPA	1,622	164	4	0,759	50		1,505	114		1,500	2,42

SSE : Soma dos quadrados dos resíduos;

df : N° de graus de liberdade da regressão;

K : N° de parâmetros estimados na regressão.

CAPÍTULO VI

CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou quantificar de diversos modos alternativos, as relações entre retornos de ações e inflação, com os propósitos de avaliar o papel das ações como protetores contra a inflação; de estimar a influência de variáveis como o crescimento da renda, variações nas taxas reais de juros, inflação esperada e não-esperada, sobre os retornos reais e nominais das ações; e de identificar os possíveis canais de influência da inflação sobre os retornos reais das ações no Brasil.

O primeiro objetivo equivale a testar a hipótese do efeito-Fisher no retorno nominal das ações, e pode ser alcançado através de estimativas de modelos de regres-

são, que associam os retornos nominais às taxas de inflação esperada e não-esperada. O segundo e terceiro objetivos, podem ser alcançados através de estimativas de modelos completos explicativos dos retornos reais e nominais das ações, em função de variáveis sugeridas pela teoria fundamentalista de preços das ações.

As estimativas desses modelos permitem testar diretamente a hipótese de que o canal de influência básico da inflação sobre os retornos reais das ações é o crescimento econômico, ou seja, que a taxa de inflação pode ser considerada como uma variável relevante apenas na medida em que transmite informações sobre o crescimento econômico futuro. A confirmação dessa hipótese seria obtida diretamente dos modelos de regressão, caso as estimativas dos coeficientes da taxa de inflação esperada e não-esperada fossem significativas, na ausência da variável crescimento esperado do produto, e perdessem a significância estatística quando consideradas em conjunto com esta última variável.

Esse mesmo teste também pode servir como um teste indireto de outras hipóteses, associadas à ocorrência de efeitos adversos sobre os lucros das empresas. Esses efeitos podem ser ocasionados por diversos fatores, porém, os mais prováveis são o efeito-tributário, os custos extras induzidos pela inflação, e pelos efeitos de medidas como controles de preços, ocasionalmente adotadas no Brasil.

Uma confirmação da hipótese alternativa dos "efeitos-adversos" seria efetuada indiretamente com base nos resultados obtidos para o coeficiente da taxa de inflação esperada. Caso este coeficiente se apresentasse significativo e com sinal negativo, sem perder a significância estatística, ao ser considerado simultaneamente com o crescimento esperado do produto real, teríamos uma evidência em favor desta hipótese.

Finalmente, essas estimativas servem, ainda, como testes indiretos da hipótese de ganhos (ou perdas) de-

correntes do endividamento das empresas, com base nos resultados obtidos para o coeficiente da taxa de inflação não-esperada. Se o coeficiente desta variável não perder significância estatística, quando considerada em conjunto com a taxa de crescimento do produto real, e apresentar sinais positivos (negativos), tem-se uma evidência em favor de ganhos (perdas) de endividamento.

Os resultados dos testes empíricos realizados no capítulo III, foram inteiramente favoráveis à hipótese do efeito-Fisher nos retornos nominais das ações no Brasil, no período 1968-1983. A confirmação desta hipótese permite concluir, então, que as ações foram capazes de oferecer proteção contra a inflação no Brasil, nesse período. Além disto, como os coeficientes das taxas de inflação esperada e não-esperada foram, em geral, estatisticamente iguais à unidade, pode-se concluir que os retornos reais e as taxas de inflação esperada e não-esperada são independentes. Esta úl-

tima propriedade significa que a inflação foi neutra com relação aos retornos reais das ações no Brasil, no período 1968-1983.

Por outro lado, a confirmação da hipótese do efeito-Fisher, e de independência dos retornos reais com relação à inflação, torna irrelevante a discussão dos canais de influência da inflação sobre os retornos reais das ações.

Assim, as estimativas de modelos completos explicativos dos retornos reais das ações, incluindo as variáveis sugeridas pela teoria, serviram, basicamente, como uma avaliação da influência relativa de cada uma dessas variáveis. Os testes realizados no Capítulo IV, permitiram constatar que a única variável que se apresentou sistematicamente significativa na determinação dos retornos reais das ações foi o crescimento esperado do produto industrial. Nem as variações das taxas reais de juros, nem tampouco as taxas de inflação esperada e não-esperada, parecem ser capazes de afe -

tar significativamente os retornos reais das ações no Brasil.

Todavia, dividindo o período 1968-1983 nos dois ciclos econômicos que o caracterizam, é possível perceber que os resultados obtidos, para o período como um todo, podem ser inteiramente atribuídos ao sub-período 1974-1983. Os resultados para esse sub-período foram idênticos aos do período como um todo, confirmando a hipótese conjunta do efeito-Fisher nos retornos nominais das ações e de independência dos retornos reais das ações com relação às taxas de inflação. Da mesma forma, ficou evidente a forte influência do crescimento esperado do produto real sobre os retornos reais das ações.

Quanto ao sub-período 1964-1973, as conclusões são bastante diferentes. Em geral, os coeficientes das variáveis no modelo foram não-significativos, impedindo inferir sobre as hipóteses testadas, embora alguns dos resultados

dos tenham fornecido evidências indiretas de incidência dos efeitos adversos sobre os lucros das empresas (provocados , possivelmente, pelo efeito-tributário, por custos extras induzidos pela inflação, ou por uma política de controle de preços). Além disso, obteve-se algumas indicações de que a inflação não-esperada afetou positivamente os retornos nominais (e reais) das ações no período 1968-1973, o que pode ser interpretado como uma evidência indireta da ocorrência de ganhos de endividamento por parte das empresas nesse período.

Entretanto, as diferenças observadas nos resultados dos dois sub-períodos não foram significativas, de acordo com os testes apropriados realizados nos capítulos IV e V. Embora os testes realizados no capítulo III, com o modelo de Fisher, tenham levado a se aceitar a hipótese de diferenças nos coeficientes para os dois sub-períodos, não se pode extrair conclusões definitivas com base nos mesmos, tendo em vista os problemas de especificação do modelo de Fisher

(basicamente, o de omissão de variáveis). Como os modelos estimados nos capítulos IV e V estão isentos desse problema , e os testes não permitiram rejeitar a hipótese de igualdade dos coeficientes, pode-se inferir que as diferenças observadas são devidas, provavelmente, a problemas de erros de mensuração nas séries de dados relativas ao sub-período 1968 - 1973.

APÊNDICE I

DESCRIÇÃO DOS DADOS BÁSICOS

O objetivo deste Apêndice é apresentar uma descrição sobre os dados básicos utilizados e suas transformações, necessárias para estimar as regressões realizadas neste estudo. Além do próprio retorno das ações, outras variáveis consideradas foram as taxas de inflação, o crescimento do produto industrial e as taxas de juros das Letras de Câmbio, conforme descrito a seguir.

RETORNOS NOMINAIS E REAIS DAS AÇÕES

Os retornos nominais das ações foram calculados com base nos índices de lucratividade médios da Bolsa de Valo

res do Rio e de São Paulo, o IBV e IBOVESPA, respectivamente. Estas séries foram obtidas da Revista Conjuntura Econômica, no caso do IBV, e diretamente da Bolsa de Valores de São Paulo, no caso do IBOVESPA.

As séries de retornos mensais e trimestrais das ações foram calculadas através da transformação

$$i_t = \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \quad (1)$$

onde,

i_t = retorno nominal mensal (trimestral) das ações;

I_t = Índices de lucratividade média dos meses (trimestres)

I_{t-1} t e t-1, respectivamente.

Os retornos reais das ações, por outro lado, foram calculados pela transformação

$$r_t = \frac{i_t - \pi_t}{1 + \pi_t} \quad (2)$$

onde;

r_t = retorno nominal mensal (trimestral) das ações no mês

(trimestre) t .

i_t = retorno nominal mensal (trimestral) das ações no mês
(trimestre) t .

π_t = taxa de inflação mensal (trimestral) no mês (trimestre) t .

TAXAS DE INFLAÇÃO

As taxas de inflação utilizadas tanto como variáveis explicativas, quanto para deflacionar as séries de retornos nominais, foram obtidas com base nas séries mensais dos índices de custo de vida do Rio de Janeiro e de São Paulo, conforme o caso. Esses índices foram obtidos das Revistas "Suma Estatística" e "Conjuntura Econômica", sendo transformados como indicado na expressão (1), para gerar as correspondentes taxas de inflação mensais e trimestrais.

TAXA DE CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL

As taxas mensais ou trimestrais de crescimento do produto industrial resultaram de transformações indicadas na fórmula (1), a partir da série de índices mensais de produção industrial do IBGE. Como a publicação deste índice, pelo IBGE, começou somente a partir de 1975, foi utilizada uma série de dados reconstituídos para 1969-1974 por José Luiz Carvalho, com base em uma série de índices de produção industrial calculadas pelo IPEA.

Finalmente, estas informações foram completadas para o ano de 1968, com base na série de arrecadação do Imposto de Circulação de Mercadorias (ICM) em termos reais, que apresentou o melhor grau de ajustamento com a série de crescimento da produção industrial no período 1969-1983, dentre diversas outras séries econômicas consideradas (como o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), a produção automobilística e o índice de consumo industrial de energia elétrica).

TAXAS DE JUROS

Como representativas das taxas de juros, foram utilizadas as taxas efetivas mensais das letras de câmbio, publicadas no Boletim do Banco Central, para o período 1968-1981. Esta série foi atualizada até 1983 pela média mensal das taxas efetivas de Letras de Câmbio de 180 dias, publicadas na Revista Exame.

APÊNDICE II

ESTIMAÇÃO DE MODELOS ARIMA PARA GERAR SÉRIES ESPERADAS DE INFLAÇÃO, TAXA DE JUROS DE LE- TRAS DE CâMBIO E DE CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL

Conforme descrito nos capítulos (III) e (IV) , os modelos explicativos dos retornos reais e nominais das ações se baseiam em variáveis futuras ou esperadas ao invés de variáveis observadas.^{1/} Por outro lado, a estimação de modelos econométricos com variáveis esperadas, representa um teste empírico simultâneo de um modelo de formação de preços das ações e de um modelo de formação de expectativas. Assim, cria-se a possibilidade de que os resultados não correspondam aos sugeridos pela teoria, seja porque o modelo tes-

1/ A utilização de variáveis observadas em lugar das variáveis esperadas, introduz um erro de medida e uma multicolinearidade entre a variável explicativa e os resíduos da regressão, produzindo estimadores obtidos por mínimos quadrados ordinários enviesados e inconsistentes.

tado não é o mais adequado, seja porque os agentes simplesmente não formulam suas expectativas de acordo com o particular processo de formação de expectativas adotado.

Desse modo, uma das etapas fundamentais deste estudo consiste em gerar séries esperadas para as variáveis explicativas dos modelos de retornos de ações, mediante uso da melhor técnica estatística disponível, pois, a qualidade dos resultados finais dependerá crucialmente do método de estimação escolhido.

O procedimento adotado neste estudo para gerar as séries esperadas de crescimento do produto industrial, taxas de juros das letras de câmbio e taxas de inflação, se baseia nos modelos ARIMA, formulados por Box e Jenkins (1970). Esses modelos permitem identificar os componentes sistemáticos autoregressivos e de autocorrelação serial dos resíduos (ou médias móveis) de uma série estacionária (livre de tendência), bem como as sazonalidades que estas séries venham apresentar. Uma vez identificado esses componentes, definidos a ordem

das autocorrelações e seus respectivos parâmetros, tem-se identificado um modelo capaz de reproduzir o comportamento da série ao longo do tempo. A qualidade deste modelo, por sua vez, está diretamente associada à sua capacidade de produzir resíduos da regressão que sejam completamente aleatórios.

Os parâmetros de um modelo ARIMA são estimados através de um processo iterativo que visa minimizar a soma dos quadrados dos resíduos da regressão. Em vista desta propriedade, José Luiz Carvalho (1973) (1979) demonstrou que, sob certas condições especiais, os modelos ARIMA podem ser compatibilizados com o modelo de expectativas racionais, sugerido por Muth (1961).

De acordo com Muth, as expectativas dos agentes econômicos constituem uma variável endôgena ao próprio sistema econômico, podendo ser descritas por uma relação funcional cujos parâmetros dependem dos parâmetros das demais equações estruturais que definem o sistema econômico. No caso do mercado de um determinado produto, por exemplo, definido

pelas funções de oferta e demanda e por uma equação de equilíbrio, a formação de expectativas de preços dependerá não só das informações contidas na série de preços passados, como também dos coeficientes de elasticidades - preços da demanda e da oferta desse produto.

A teoria de expectativas racionais pode ser interpretada, também, como se as expectativas dos agentes fossem iguais àquelas resultantes da teoria que descreve o particular sistema analisado. Esta formulação representa um evidente aperfeiçoamento no processo de formação de expectativas, pois amplia o conjunto de informações utilizado pelos participantes dos mercados, além dos valores passados da série econômica relevante. Além dessas informações, vão ser consideradas adicionalmente, as diferentes elasticidades-preço, elasticidades-renda, propensão marginal a consumir, ou outros parâmetros do sistema de equações estruturais que descreve a economia, setor ou mercado considerados.

Em síntese, essa descrição do processo de formação de expectativas é coerente com as premissas básicas , que a informação é escassa e os agentes econômicos não a desperdiçam; que o modo como as expectativas são formados depende especificamente da estrutura do sistema de relações, funcionais que descreve a economia; e, ainda, que uma previsão pública não tem efeito substancial na operação do sistema econômico, a menos que seja baseada em "insider information".

Carvalho demonstrou que os modelos ARIMA constituem, sob certas condições, uma forma fraca de aplicação do método de expectativas racionais, apesar de não permitirem a identificação dos parâmetros estruturais do modelo de expectativas racionais. Assim, a utilização do primeiro em lugar do segundo, equivale, implicitamente, a se adotar a hipótese de que os parâmetros estruturais não variam durante o período considerado, o que elimina a possibilidade de variações nas expectativas em função de variações nesses parâ-

metros. Por outro lado, se o sistema estrutural relevante não é identificado, o ganho com a utilização de expectativas racionais sobre os modelos ARIMA é nulo, já que os parâmetros que influenciam a formação de expectativas não podem ser identificados de qualquer modo.

Uma vantagem adicional do método de estimação dos modelos ARIMA, com relação a outros modelos convencionais de expectativas, resulta da possibilidade de sua definição "a posteriori", a partir da observação das correlações da amostra, ao invés de se impor aos dados um modelo definido "a priori". Além disso, os modelos ARIMA podem ser equivalentes a outros modelos de formação de expectativas conhecidos. Um exemplo apresentado por Fernando Holanda (1984) mostra que um modelo de médias móveis de primeira ordem, ARIMA (0,1,1) corresponde ao modelo de expectativas adaptadas de Cagan:

O modelo ARIMA (0,1,1) é representado pela equação

$$(1 - B)p_t = (1 - \theta B) a_t \quad (1)$$

ou

$$p_t - p_{t-1} = a_t - \theta a_{t-1} \quad (1')$$

onde,

p_t : variável observada

B : operador de defasagem, indicando que

$$Bp_t = p_{t-1}$$

θ : coeficiente do polinômio de médias móveis

a_t : resíduo da regressão

Definindo

$$p_t^e = p_t - a_t \quad (2)$$

$$a_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-1}^e \quad (3)$$

e substituindo (2) e (3) em (1'), teremos

$$p_t^e = p_{t-1} - \theta (p_{t-1} - p_{t-1}^e)$$

$$p_t^e = (1 - \theta) p_{t-1} + \theta p_{t-1}^e$$

definindo $\gamma = 1 - \theta$, teremos

$$p_t^e = \gamma p_{t-1} + (1 - \gamma) p_{t-1}^e$$

$$p_t^e - p_{t-1}^e = \gamma (p_{t-1} - p_{t-1}^e)$$

que corresponde a função de expectativas adaptadas de Cagan.

As tabelas, A-1, A-2, A-3 e A-4 reunidas a-
diante, apresentam diferentes alternativas de modelos ARIMA,
identificados para as variáveis consideradas neste estudo .
Dentre os diversos modelos apresentados, apenas um será sele-
cionado, conforme apresente as melhores propriedades estatís-
ticas em termos de qualidade de ajustamento aos dados, signi-
ficância dos parâmetros da regressão, e capacidade de produ-
zir resíduos completamente aleatórios.

A qualidade de ajustamento ou o poder explicati-
vo do modelo, é indicada pelos valores dos coeficientes de

determinação ajustados (\bar{R}^2), que medem sua capacidade de explicar a variância total da série (que será tanto maior quanto mais próximo da unidade for o valor desse coeficiente). O coeficiente de determinação ajustado leva em consideração o número de graus de liberdade, descontando a influência de um maior número de regressores incluídos no modelo, o que possibilita comparar o poder explicativo dos diferentes modelos estimados.

O grau de significância dos parâmetros é analisado através das estatísticas "t", apresentadas entre parênteses e abaixo dos respectivos coeficientes, nas tabelas. Para séries com número de observações superior a 120 (como é o caso das séries utilizadas neste trabalho) considera-se que valores de "t" calculados superiores a 1,96 são significativamente diferentes de zero, ao nível de 5% de probabilidade. Ao contrário, valores de "t" calculados abaixo desse nível, vão indicar coeficientes estatisticamente não-distintos de zero.

A estatística "F" serve para testar a significância global da regressão, ou para testar a hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero, contra a hipótese alternativa de que alguns, ou todos os coeficientes sejam diferentes de zero. A estatística "F" é calculada por uma relação onde o numerador tem um número de graus de liberdade igual ao número de parâmetros estimados exceto a constante, e o denominador, o número de observações da amostra menos o número total de parâmetros incluindo a constante. Definindo-se a "priori" um nível de significância de 5%, por exemplo, se o valor de F calculado (F^*) for maior do que o valor tabelado, rejeita-se a hipótese nula e aceita-se a hipótese alternativa de que a regressão é significativa. Nos exemplos das tabelas, onde o menor número de coeficientes estimado é 1, e o número de observações mínimo é 192, alguns valores críticos tabelados, ao nível de 5% de significância são

$$F (1, 120) = 3,92$$

$$F (2,120) = 3,07$$

$$F (3,120) = 2,68$$

$$F (4,120) = 2,45$$

Portanto, desde que as estatísticas "F" calculadas apresentem valores superiores, conforme o número de graus de liberdade do numerador, a regressão será considerada significativa.

Outro modo de avaliar a qualidade dos modelos A RIMA consiste na análise das correlações dos resíduos. Um teste apropriado da aleatoriedade dos resíduos é dado pelo teste Box-Pierce, baseado no valor da estatística $Q (K-p-q)$. Esta estatística é calculada com base nos coeficientes de correlação dos resíduos da regressão, pela fórmula

$$Q (K-p-q) = T \sum_{j=1}^K r_j^2$$

onde, K é o número de autocorrelação dos resíduos considerados, T o número de observações da série e r_j^2 , o quadrado dos coeficientes de autocorrelação de ordem j .

Essa estatística tem uma distribuição qui-quadrado com $(k - p - q)$ graus de liberdade, sendo p , a ordem do polinômio autogressivo e q , a ordem do polinômio de médias móveis.

Definindo-se "a priori" o grau de significância desejado, pode-se testar a capacidade do modelo ARIMA transformar os resíduos da regressão em variáveis puramente aleatórias, o que ocorrerá sempre que o valor calculado da estatística for inferior ao valor tabelado de χ^2 , ao nível de significância escolhido previamente. Definindo-se o nível de 5%, por exemplo, e considerando 24 coeficientes de correlação ($K=24$), aos graus de liberdade iguais a 22, 21 e 19, os valores tabelados da estatística χ^2 serão,

$$Q(22) = 33,9$$

$$Q(21) = 32,7$$

$$Q(19) = 30,0$$

Por este critério, o modelo será tanto melhor quanto mais for capaz de produzir estatísticas $Q(K - p - q)$ inferiores a um desses valores tabelados, conforme o número

de graus de liberdade apropriado ao modelo estimado.

Finalmente, quanto ao processo de estimação dos modelos ARIMA para as variáveis selecionados neste estudo, cabe acrescentar dois comentários adicionais.

Primeiro, deve-se mencionar que os modelos foram estimados com base em observações dentro do período 1968-1983 para o qual se pretende efetuar as previsões; Este procedimento foi adotado em virtude da inexistência ou insuficiência de informações passadas para se estimar os modelos com base apenas nas variáveis fora do período de previsão. Este procedimento implica em se adotar, implicitamente, a hipótese de que as séries consideradas são estacionárias e ergóticas.

Em segundo lugar, deve-se assinalar que a identificação dos modelos seguiu o procedimento descrito em Nerlove, Grether e Carvalho (1979). Este procedimento consiste em identificar o modelo em duas etapas: primeiro, examina-se a estrutura de correlação parcial da série original,

com as transformações necessárias apenas para torná-la estacionária, identificando-se os componentes autoregressivos ; em seguida, filtra-se a série original dos componentes autoregressivos, obtendo-se uma nova série transformada, para a qual se calculam as correlações e identifica-se os componentes de médias móveis.

A seguir apresentamos as tabelas e alguns comentários específicos sobre os diferentes modelos estimados.

TAXAS DE JUROS DAS LETRAS DE CâMBIO

As informações sobre as taxas de juros esperadas deveriam ser obtidas pelas taxas futuras implícitas na estrutura de prazos das taxas de juros. Entretanto, como esses dados não se encontram disponíveis para o período de análise considerado (1968-1983), optou-se por gerar séries de taxas esperadas através do modelo ARIMA, com base nas taxas

de juros mensais das Letras de Câmbio de 180 dias, no mercado primário, publicadas no Boletim do Banco Central.

Os modelos ARIMA alternativos estimados para essas taxas encontram-se reunidos na Tabela A-1. As séries originais das taxas de letras de câmbio não são estacionárias, sendo necessário, portanto, considerá-las em primeira ou segunda diferença. As autocorrelações das séries em primeiras diferenças sugerem, imediatamente, um processo estocástico do tipo "random-walk", pois são estatisticamente iguais a zero.

As taxas de juros das letras de câmbio podem ser representadas, portanto, por um modelo ARIMA (0, 1, 0), da forma $(1 - B) Z_t = a_t$.

A hipótese de "random-walk" é plenamente confirmada pelos testes de modelos alternativos. Por exemplo, a estimação dos modelos ARIMA (1, 1, 1), ARIMA (0, 1, 1) e ARIMA (1, 1, 0) permitiu constatar que os coeficientes auto

regressivos e de médias móveis foram, em quaisquer circunstâncias, não-significativos.

Consideradas em termos de segundas diferenças , a série de taxas de juros das letras de câmbio parece seguir um processo estocástico de médias móveis de primeira ordem ARIMA (0, 2, 1), com parâmetros altamente significativos e inexistência correlação dos resíduos ($Q(22) < 33,9$). Estas, informações complementares sugerem que as variações das taxas de juros seguem um processo semelhante às variações da taxa de inflação de São Paulo (sem o componente de sazonalidade).

TABELA A-1 : ESTIMATIVAS DE MODELOS ARIMA PARA AS TAXAS NOMINAIS DE JUROS DAS LETRAS DE CÂMBIO, MENSASIS , PERÍODO 1964-1983.

$$\text{FORMA GERAL: } \phi(B) \phi(B^S) (1-B)^d (1-B^S)^d z_t = \theta_q(B) \theta_q(B^S) a_t + s_0$$

(p,d,q) x (P,D,Q) _s	Parâmetros			So	ESTATÍSTICAS
	AR		MA		
	ϕ_1	ϕ_3	ϕ_1		
(0,1,1)	-	-	0,033 (-0,5)	3,26 (2,7)	$\bar{R}^2 = 0,003$ Q (24) = 40,5 F (3,235)=0,332
(1,1,0)	0,046 (0,06)	-	-	3,11 (1,2)	$\bar{R}^2 = 0,002$ Q (24) = 39,2 F (1,235)=0,488
(1,1,1)	-0,243 (-0,012)	-	-0,252 (-0,013)	-1,503 (-0,07)	$\bar{R}^2 = 0,008$ Q (24) = 5,9 F (2,236)=0,009
(0,2,1)	-	-	-0,971 (-53,4)	0,076 (1,7)	$\bar{R}^2 = 0,52$ Q (24) = 18,9 F (1,234)=250

OBS.: Os valores entre parênteses abaixo dos parâmetros de regressão representam as estatísticas "t". O teste Box-Pierce para verificar se os resíduos são aleatórios sugere que as estatísticas Q (24) devam ser inferiores a $\chi^2(22) = 33,9$, ao nível de 5% de significância.

ÍNDICE DE CUSTO DE VIDA DO RIO DE JANEIRO -

Aparentemente, as transformações necessárias para tornar a série estacionária consistem em considerar as segundas diferenças dos logarítimos dos índices, ou as primeiras diferenças das taxas de inflação.

A estrutura de autocorrelação dessas séries sugere em princípio, um processo estocástico de médias móveis. Entretanto, quando estimado empiricamente, o processo de médias móveis puro não define um modelo mais eficiente do ponto de vista estatístico. Por exemplo, observando-se as diversas tentativas apresentadas na Tabela A-2, verifica-se que o modelo com melhores propriedades estatísticas, em termos de coeficientes de correlação mais elevados e menores valores de "Q", é representado pelo modelo ARIMA (1, 1, 1) x (1, 1, 1)₁₂, um modelo misto autoregressivo e de médias móveis, com parâmetros sazonais. Assim, o modelo adotado para gerar as previsões tem a forma,

$$(1-0,43B)(1+0,22B^{12})(1-B)(1-B^{12})Z_t = 1(-0,86B)(1-0,93B^{12})a_t$$

onde,

Z_t : taxa de inflação

B : operador de defasagem, $BZ_t = Z_{t-1}$, $B^{12}Z_t = Z_{t-12}$

a_t : resíduo aleatório da regressão



1950 (SET) - 1983.

FORMA GERAL : $\phi(B)\phi(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D Z_t = \theta(B)q(B^S)^a t + \delta_0$

(p,d,q) x (P,D,Q) ₁₂	P A R A M E T R O S										ESTATÍSTICAS
	AUTOREGRESSIVOS		MÉDIAS MÓVEIS						δ		
	φ ₁	φ ₂	SAZONAIS		SAZONAIS						
			φ ₁	φ ₂	φ ₁	φ ₂	φ ₁	φ ₂			
1. ÍNDICES EM LOGS											
(0,2,1)			0,78 (25,3)								0,0002 <

(CONTINUA...)

(p, d, q) x (P, D, Q) 12	P A R A M E T R O S						δ	ESTATÍSTICAS
	AUTOREGRESSIVOS		MÉDIAS MÓVEIS					
	φ ₁	φ ₂	SAZONAIS		φ ₂			
			φ ₁	H ₁				
(1, 2, 2) x (0, 1, 1) 12	-0,19 (-0,73)		0,46 (1,85)	0,33 (1,67)	0,94 (89,5)		R ² =0,66 Q(19)=27,5 F(4,381)=192	
(0, 2, 2) x (0, 0, 1) 12			0,64 (12,7)	0,19 (3,9)	-0,06 (-1,1)		R ² =0,29 Q(19)=35,7 F(3,394)=56,3	
(4, 1, 0) x (1, 0, 0) 12	0,37 (6,8)	0,48 (7,53)			-0,21 (-3,6)		R ² =0,45 Q(20)=198 F(3,395)=111	
2. TAXAS								
(0, 1, 2)			0,61 (12,5)	0,20 (4,1)			R ² =0,29 Q(22)=36,9 F(2,396)=82,5	
(0, 1, 2) x (0, 0, 1) 12			0,63 (12,6)	0,19 (3,8)	-0,55 (-1,1)		R ² =0,29 Q(21)=35,1 F(3,395)=55,3	
(0, 1, 1) x (0, 1, 1) 12			0,78 (24,9)		0,93 (70,0)		R ² =0,65 Q(22)=38,3 F(2,384)=362	
(0, 2, 1)			0,99 (970,7)				R ² =0,62 Q(23)=84,1 F(1,396)=664	
(0, 1, 1) x (1, 1, 1) 12			0,78 (25,1)	0,07 (1,3)	0,93 (72,1)		R ² =0,65 Q(21)=33,8 F(3,383)=242	
(1, 1, 1) x (1, 1, 1) 12	0,43 (4,9)		0,86 (26,9)	-0,22 (-2,9)	0,93 (76,8)		R ² =0,66 Q(20)=22,4 F(4,382)=192	
(1, 1, 1) x (0, 1, 1) 12	0,19 (3,1)		0,85 (26,5)		0,94 (78,6)		R ² =0,66 Q(21)=25,9 F(3,383)=251	
(0, 1, 1) x (0, 1, 2) 12			0,78 (24,8)		0,94 (19,4)		R ² =0,65 Q(21)=139,2 F(3,383)=240	
						-0,02 (-0,28)		

NOTA : Os valores entre parênteses, abaixo dos parâmetros de regressão, representam as estatísticas "t". O teste Box-Pierce, com base na estatística "Q", permite verificar se os resíduos da regressão são aleatórios. Esta hipótese será aceita, ao nível de 5% de significância, quando $Q < 33,9$, 32,7 ou 30,0, para 22,21 ou 19 graus de liberdade, respectivamente.

ÍNDICE DE CUSTO DE VIDA DE SÃO PAULO

À semelhança do índice de custo de vida do Rio de Janeiro, também as segundas diferenças do índices em logs, ou as primeiras diferenças das taxas de inflação é que se apresentam estacionárias.

Da mesma forma, a estrutura de autocorrelações da aceleração da inflação em São Paulo (medida, neste caso, com base no índice de custo de vida) sugere um processo de médias móveis de primeira ordem. Esta hipótese é confirmada empiricamente, pois as tentativas de se estimar modelos autoregressivos não foram bem sucedidas, com os correspondentes parâmetros se apresentando sistematicamente não-significativos.

Assim, dentre as diversas tentativas de se identificar um modelo mais eficiente, reunidas na Tabela A-3, observa-se que o processo estocástico gerador da taxa de inflação em São Paulo pode ser descrito por um modelo de médias móveis puro, com componentes sazonais autoregressivo e

de médias móveis. Esse modelo é do tipo ARIMA (0, 1, 1) x

(1, 1, 1)₁₂ e tem a forma geral como segue,

$$(1 - 0,12B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - 0,86B)(1 - 0,91B^{12})a_t$$

(p,d,q)x(p,d,q) ₁₂	P A R A M É T R O S					δ	ESTATÍSTICAS
	AUTOREGRESSIVOS		MÉDIAS MÓVEIS		SAZONAIS		
	ϕ_1		ϕ_1		H_1		
1. ÍNDICE EM LOGS							
(0,2,1)			0,86 (35,2)			0,0002	$\bar{R}^2=0,45$ Q(22)=36,5 F(1,396)=325
(0,2,1)x(0,1,0) ₁₂			0,95 (59,6)			0,00002 (0,37)	$\bar{R}^2=0,48$ Q(22)=89,6 F(1,384)=351
(1,2,0)	-0,53 (-12,4)					-0,0002 (-0,28)	$\bar{R}^2=0,28$ Q(22)=97,8 F(1,396)=152
(1,2,1)	-0,06 (-0,97)		0,85 (29,1)			0,0002 (1,5)	$\bar{R}^2=0,45$ Q(21)=37 F(2,395)=163
(1,2,1)x(0,1,0) ₁₂	-0,02 (-0,38)		0,94 (50,8)			0,00004 (0,31)	$\bar{R}^2=0,48$ Q(21)=89,7 F(2,383)=175
(0,2,1)x(1,1,0) ₁₂			0,96 (65,7)	-0,03 (-0,54)		0,00002 (0,4)	$\bar{R}^2=0,47$ Q(21)=90,5 F(2,283)=175
(0,2,1)x(0,1,1) ₁₂			0,86 (33,8)		0,92 (61,9)	0,00001 (0,86)	$\bar{R}^2=0,69$ Q(21)=20,7 F(2,383)=434
(0,2,1)x(0,0,1) ₁₂			0,87 (36,0)		-0,17 (-3,4)	0,0002 (1,5)	$\bar{R}^2=0,46$ Q(21)=23,5 F(2,395)=172
(1,1,0)x(1,0,0) ₁₂	0,70 (14,4)			-0,27 (-4,4)		0,01 (6,4)	$\bar{R}^2=0,28$ Q(21)=158,3 F(2,396)=77,9
2. TAXAS							
(0,1,1)			0,86 (33,9)				$\bar{R}^2=0,45$ Q(23)=35,8 F(1,397)=321
(0,1,1)x(0,0,1) ₁₂			0,86 (34,7)		-0,17 (-3,4)		$\bar{R}^2=0,46$ Q(22)=23,4 F(2,396)=170

(CONTINUA...)

✓✓✓

(p,d,q)x(P,D,Q) 12	P A R A M E T R O S										ESTATÍSTICAS
	AUTOREGRESSIVOS					MÉDIAS MÓVEIS					
	ϕ_1					ϕ_1					
(0,2,1)x(0,0,1) 12						0,99 (0,25x10 ⁻²)				-0,19 (-3,7)	$\bar{R}^2=0,66$ Q(22)=133,6 F(2,395)=394
(0,1,1)x(0,1,1) 12						0,85 (33,1)				0,92 (57,2)	$\bar{R}^2=0,69$ Q(22)=20,6 F(2,384)=430
(1,1,1)x(0,1,1) 12	-0,05 (-0,97)					0,84 (26,9)				0,92 (65,2)	$\bar{R}^2=0,69$ Q(21)=20,3 F(3,383)=287
(0,1,1)x(1,1,1) 12						0,86 (33,1)		0,12 (2,3)		0,91 (52,7)	$\bar{R}^2=0,69$ Q(21)=17,5 F(3,383)=292

NOTA : Os valores entre parênteses, abaixo dos parâmetros de regressão, representam as estatísticas "t". O teste Box-Pierce, com base na estatística "Q", permite verificar se os resíduos da regressão são aleatórios. Esta hipótese será aceita, ao nível de 5% de significância, quando $Q < 33,9, 32,7$ ou $30,0$, para 22,21 ou 19 graus de liberdade, respectivamente.

ÍNDICE DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL

Dentre as diversas tentativas apresentadas na Tabela A-4, o modelo que melhor descreve o processo gerador da série de crescimento do produto industrial (em primeiras diferenças), é o modelo misto autoregressivo e médias móveis do tipo ARIMA $(2, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$, indicado pela expressão

$$(1+0,35B+0,19B^2)(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-B)(1-0,89B^{12})a_t$$

Entretanto, como o coeficiente de médias móveis é estatisticamente igual a 1, é possível efetuar-se uma simplificação do termo $(1-B)$, comum a ambos os lados da igualdade, obtendo-se um modelo do tipo ARIMA $(2,0,0) \times (0,1,1)_{12}$, com a forma geral

$$(1+0,35B+0,19B^2)(1-B^{12})Z_t = (1-0,89B^{12})a_t$$



TABELA

A-4 : ESTIMATIVAS DE MODELOS ARIMA PARA OS ÍNDICES MENSAIS DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO IBGE, 1960-1963.

FORMA GERAL : $\phi(B)\hat{\phi}(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D Z_t = \theta(B)H_q(B^S)a_t + \delta_0$

(p,d,q) x (P,D,Q) 12	P A R A M E T R O S					δ	ESTATÍSTICAS
	AUTOREGRESSIVOS		MÉDIAS MÓVEIS		SAZONAIS		
	φ ₁	φ ₂	θ ₁	H ₁			
1. INDICES EM LOGS							
(0,1,1)x(0,1,1) 12			0,46 (7,0)		-0,0001 (-2,26)	0,90 (41,8)	R ² =0,54 Q(21)=32,3 F(2,176)=106
(0,1,1)x(1,1,0) 12			0,41 (5,56)		-0,001 (-0,6)		R ² =0,14 Q(21)=43,1 F(2,176)=15,4
(1,1,1)x(0,1,1) 12	0,20 (1,4)		0,63 (5,4)		-0,0008 (-2,6)	0,93 (43,7)	R ² =0,54 Q(20)=35,0 F(3,175)=70,1
(2,1,1)x(0,1,1) 12	0,48 (5,2)	0,11 (4,3)	0,90 (18,3)		-0,0004 (-2,9)	0,88 (33,8)	R ² =0,53 Q(19)=37,1 F(4,174)=50,4
(0,2,1)x(0,1,1) 12			0,96 (66,0)			0,88 (29,7)	R ² =0,78 Q(21)=75,6 F(2,175)=313
(1,2,1)x(0,1,1) 12	-0,33 (-4,5)		0,97 (68,7)			0,88 (30,2)	R ² =0,81 Q(20)=49,7 F(3,174)=245
(2,2,1)x(0,1,1) 12	-0,30 (-5,6)	-0,21 (-7,6)	0,99 (524,5)			0,90 (42,7)	R ² =0,83 Q(19)=30,0 F(4,174)=245
2. TAXAS DE CRESCIMENTO							
(2,1,0)x(1,0,0) 12	-0,33 (-3,9)	-0,40 (-2,6)			0,31 (3,0)		R ² =0,07 Q(20)=139,0 F(3,187)=6,1
(1,0,1)x(0,0,1) 12	0,99 (167,3)		0,99 (0,21x104)			-0,46 (-7,4)	R ² =0,18 Q(21)=52,3 F(3,188)=14,6
(1,0,1)x(0,1,1) 12	0,78 (0,40)		0,44 (2,4)			0,90 (42,8)	R ² =0,51 Q(21)=24,1 F(3,176)=62,2
(CONTINUA...)							

(CONTINUA...)



(p,d,q) x (P,D,Q) 12	P A R A M E T R O S										δ	ESTATÍSTICAS
	AUTOREGRESSIVOS					MÉDIAS MÓVEIS						
	φ ₁					θ ₁						
	φ ₁					H ₁						
(1,1,1) x (0,0,1) 12	-0,29 (-4,2)					0,98 (880,8)					-0,44 (-6,8)	R ² =0,71 Q(24)=39,4 F(3,187)=152
(1,1,1) x (0,1,1) 12	-0,31 (-4,3)					0,96 (62,5)					0,88 (31,9)	R ² =0,80 Q(21)=35,9 F(3,175)=237
(2,1,1) x (0,1,1) 12	-0,35 (-5,4)	-0,19 (-12,7)				1,0 (592,0)					0,89 (42,7)	R ² =0,82 Q(20)=24,7 F(4,174)=202

NOTA : Os valores entre parênteses, abaixo dos parâmetros de regressão, representam as estatísticas "t". O teste Box-Pierce, com base na estatística "Q", permite verificar se os resíduos da regressão são aleatórios. Esta hipótese será aceita, ao nível de 5% de significância, quando Q < 33,9, 32,7 ou 30,0, para 22,21 ou 19 graus de liberdade, respectivamente.

BIBLIOGRAFIA

- 1 - Abranches, R.D. de, Sobre os Retornos do Mercado de Ações na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, Departamento de Engenharia Industrial da PUC, Rio de Janeiro, Mimeo, 1983.
- 2 - Barbosa, F. de H., "Indexação e Realimentação : A Hipótese Caminho Aleatório", Ensaio Sobre Inflação e Indexação, Ensaio Econômico da EPGE, 1984.
- 3 - Bodie, Z., "Common Stocks as a Hedge Against Inflation"
- The Journal of Finance, XXI (May, 1976), 459-470.
- 4 - Box, G.E.P. e Jenkins, G., Time Series Analysis Forecasting and Control. San Francisco: Holden-Day Inc., 1970.

- 5 - Brito, N.O., "Inflação e o Mercado de Letras do Tesouro Nacional" Revista Brasileira de Economia, 33, (Abril/Junho 1979), 189-210.
- 6 - Business Week, "The Death of Equities - How Inflation is Destroying The Stock Market". Business Week nº 2598 (August 13), 1979.
- 7 - Business Week, "The Rebirth of Equities". Business Week, nº 2789 (May, 9), 1983.
- 8 - Cagan, P., Do Stock Prices Reflect the Adjustments of Earnings for Inflation? in Ernest Block e Paul Wachtel (eds) The Monograph Series in Finance and Economics , Salomon Brothers Center for The Study of Financial Institutions and New York University Graduate School of Business Administration, 1982.

- 9 - Carvalho, J.L., Análise de Séries de Tempo e Modelo de Formação de Expectativas, Ensaio Econômico da EPGE , nº 7, 1973.
- 10 - Carvalho, J.L., "Modelos de Previsão Econômica: O Caso da Inflação Brasileira", Carta Andima, nº 8, (Agosto , 1981), 3-6.
- 11 - Cohn, R.A. e Lessad, D.R., "The Effect of Inflation on Stock Prices : International Evidence". The Journal of Finance, XXXVI, (May 1981), 277-289.
- 12 - Contador, C.R., Política Monetária, Inflação e o Mercado de Ações no Brasil, Rio de Janeiro : Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, 1975.
- 13 - Fama, E. e Miller, M.H., The Theory of Finance

Hindsdale, Ill.: Dryden Press, 1972.

- 14 - Fama, E.F. e Schwert, W.G., "Asset Returns and Inflation". Journal of Financial Economics, Vol. 5 (November, 1977), 115-146.
- 15 - Fama, E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money", American Economic Review, Vol. 71, (September, 1981), 545-565.
- 16 - _____ "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation", The American Economic Review, Vol. 65 (June, 1975), 269-282.
- 17 - Feldstein, M., "Inflation and The Stock Market", The American Economic Review, Vol. 70, (December, 1980), 839-847.

- 18 - Fisher, I., The Rate of Interest. New York : Macmillan, 1930.
- 19 - Fisher, L. e Lorie, H.J., "Rates of Return on Investment Stock : The Year by-year Record, 1926-65", The Journal of Business, XLI, (July, 1968), 219-316.
- 20 - Fisher, L., "Return to Investment in Different Industries : A Look at Investment Performance and Price Indexes - of Common Stocks Listed on The New York Stock Exchange for Twenty-Nine Industries", Mimeo.
- 21 - Friedman, M., "Factors Affeting The Level of Interest Rates" in Borman, J.T. e Harvelesky, T. (eds) Money Supply , Money Demand and Macroeconomic Levels, Boston: Allyn and Bacon, Inc., 1972. 200-19

- 22 - _____ "Nobel Lecture : Inflation and Unemploy-
ment", Journal of Political Economy 85, (June, 1977) ,
451-472.
- 23 - Friend, I. and Hasbrouck, J., "Effect of Inflation on
Profitability and Valuation of US Corporations" ,
Philadelphia, P.A.: University of Pensilvannia Working
Paper n° 3/81.
- 24 - Geske, R. and Roll, R., "The Fiscal and Monetary Linka-
ge Between Stock Returns and Inflation" The Journal Fi-
nance, XXXVIII, (March 1983), 1-33.
- 25 - Gaviria, N.G., Inflation and Capital Asset Market Pri-
ces Theory and Tests , Stanford University, 1973 ,
Mimeo.

- 26 - Gordon, M.L. "The Impact of Real Factors and Inflation on The Performance of The US Stock Market From 1960-to 1980" The Journal of Finance, Vol. XXXVIII , (May 1983), 553-569.
- 27 - Grossman, S.J. e Schiller, R.J., "The Determinants of The Variability of Stock Market Prices", American Economics Review , Vol. 71 (May 1981), 223-227.
- 28 - Ibbotson, R.G. e Sinquefeld, R.A., Stock, Bonds, Bills and Inflation : The Past (1926-1976) and The Future (1977-2000) Financial Analysts Research Foudation, 1977.
- 29 - Jaffee, J. and Mandelker, G., "The Fisher Effect for Risky Assets: An Empirical Investigation", The Journal of Finance, XXXI, (May 1976), 447-458.
- 30 - Muth , J.F., "Rational Expectations and The Theory of

Price Movements", Econometrica, Vol. 29, (Julho 1961),
315-335.

- 31 - Koutsoyiannis, A., Theory of Econometrics, 2nd edition, London: The MacMillan Press Ltda, 1977.
- 32 - Leroy, S.F., "Expectations Models of Asset Prices :
A Survey Theory", The Journal of Finance, XXXVII,
(March, 1982), 185-217.
- 33 - Lintner, J., "Inflation and Security Returns", The
Journal of Finance, XXX, (May 1975), 259-280.
- 34 - Magalhães, U. de, "Retornos de Ativos e Inflação". Revista Brasileira de Economia, Vol. 36, (Out/Dez.1982),
445-472.

- 35 - Modigliani, F. e Cohn, R.A. "Inflation, Rational Valuation and The Market", Financial Analysts Journal, Vol. 35, (March/April, 1979), 24-44.
- 36 - Nelson, C.R., "Inflation and Rates of Return on Common Stocks" The Journal of Finance, XXXI, (May 1976) 471-483.
- 37 - Nelson, C.R., "Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting". San Francisco: Halden-Day, Inc., 1973.
- 38 - Nerlove, M., Grether, D.M. e Carvalho, J.L. - Analysis of Economic Time Series : A Syntesis, New York : Academic Press, 1979.
- 39 - Pearce, D., "The Impact of Inflation on Stock Prices",

Economic Review of Federal Reserve Bank of Kansas City

Vol. 67 (March, 1982), 3-18.

- 40 - Puggina, W., Analysis of Rates of Return and Risk for Common and Preferred Stocks-The Brazilian Experience, Michigan University, Mimeo, 1974.

- 41 - Reilly, F., Johnson, G. e Smith, R. "Inflation, Inflation, Hedges, and Common Stocks", Financial Analysts' Journal, Vol. 26 n° 1 (January/February, 1970), 104-110.

- 42 - Sargent, T.J. "Commodity Price Expectations and The Interest Rate", Quarterly Journal of Economics, 83 (February, 1969), 127-140.

- 43 - Simonsen, M.H., "Inflation and The Money and Capital

Markets of Brasil", Ellis H.S.(ed), The Economy of Brasil. Berkley : University of California Press , 1969, 133-61.

44 - Solnick, B., "The Relation Between Stock Prices and Inflationary Expectations : The International Evidence". The Journal of Finance, XXXVII, (March, 1983) , 35-65.

45 - Teixeira, M.A. e Fraga, J.B., "Um Novo Índice para o Mercado Acionário Brasileiro" Revista Bolsa, 26 (Dezembro, 1983), 1-8.

46 - Tinic, S.M. e West, R.R., Investing in Securities : an Efficient Markets Approach. Recording, Mass: Addison Wesley - Publishing Co. 1979: