

# Política monetária, inflação e mercado de ações no Brasil — uma síntese de conclusões \*

Cláudio Roberto Contador \*\*

1. Introdução; 2. As formas reduzidas do modelo; 3. Mecanismos de expectativa; 4. Os resultados empíricos; 5. As condições do mercado em 1972 e 1973; 6. Conclusões.

## 1. Introdução

Este trabalho objetiva sintetizar algumas comprovações empíricas sobre a influência da política monetária nos movimentos do mercado brasileiro de ações. A idéia em si não é original. Vários autores têm tentado explicar o processo de determinação do preço “médio” das ações nos Estados Unidos,<sup>1</sup> mas poucos estudos são conhecidos para outros países.<sup>2</sup>

\* Versão preliminar — julho de 1973. Este artigo é uma síntese simplificada da tese de doutoramento do autor, *Money, inflation and the stock market; the Brazilian case*, apresentada na Universidade de Chicago, Departamento de Economia, em junho de 1973. Trabalho apresentado no Primeiro Encontro Anual da Associação Nacional de Centros de Pós-Graduação em Economia, São Paulo, novembro de 1973. Agradeço aos comentários de José L. Carvalho, Afonso C. Pastore, Celso L. Martone e Guilherme Dias.

\*\* Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, Sprinkel, B. *Money and stock prices*. Homewood, Ill., Richard D. Irwin, 1964; e *Money and markets: a monetarist view*. Homewood, Ill., Richard D. Irwin, Inc., 1971; Keran, M. Expectations, money and the stock market. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*, v. 53, p. 16-31, Jan. 1971; Cooper, R. V. Money and stock returns. Tese de doutoramento, University of Chicago, Sep. 1971; e *Efficient capital markets and the quantity theory of money*. Santa Monica, Calif., 1972; Homa, K. E. & Jaffee, D. W. The supply of money and common stock prices. *Journal of Finance*, v. 26, p. 1045-66, Dec. 1971.

<sup>2</sup> Al'm dos Estados Unidos, existe evidência empírica para o Canadá: Pesando, J. The supply of money and common stock prices: further observations on the econometric evidence. *Working Paper 7 215*, University of Toronto, Canada, Nov. 1972.

Na literatura brasileira existem algumas observações de Simonsen<sup>3</sup> sobre a sensibilidade do mercado brasileiro de ações às condições de liquidez a curto prazo do setor privado, mas não existe na referência uma maior preocupação em quantificar este grau de sensibilidade.

Seria interessante, portanto, utilizar a vasta experiência inflacionária do Brasil para tentar explicar os movimentos do mercado de ações do Rio de Janeiro, reproduzidos na figura 1, para o período janeiro de 1955 a dezembro de 1971. Neste período a política monetária apresentou características bem definidas em diferentes subperíodos. Também a inflação, taxa de crescimento da renda nacional, lucros do setor privado e outras variáveis importantes, flutuaram consideravelmente. Assim, é de se esperar que as condições brasileiras propiciem conclusões bastante gerais e válidas também para um grande número de países, desenvolvidos ou em desenvolvimento, com inflação ou com estabilidade de preços, etc.

Na parte 2 descrevemos rapidamente as formas reduzidas do modelo a ser testado. É importante salientar que o objetivo é o estudo do comportamento agregado no mercado de ações e no mercado de produtos. Representamos assim o preço de uma ação pelo índice agregado IBV, e da mesma forma o preço de um produto pelo índice geral de preços por atacado (coluna 12 da *Conjuntura Econômica*). A análise se concentra, portanto, no impacto de variáveis monetárias e reais nestes dois índices de preços para o mercado de ações e o mercado de produtos. Estudaremos, ainda, o grau de eficiência de cada mercado e as suas implicações na dinâmica de ajustamento de preços.

Na parte 3 discutimos os mecanismos de formação de expectativas de inflação e retornos em Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional. Demonstramos também como especificar teoricamente o período médio de retenção das ações pelos investidores brasileiros.

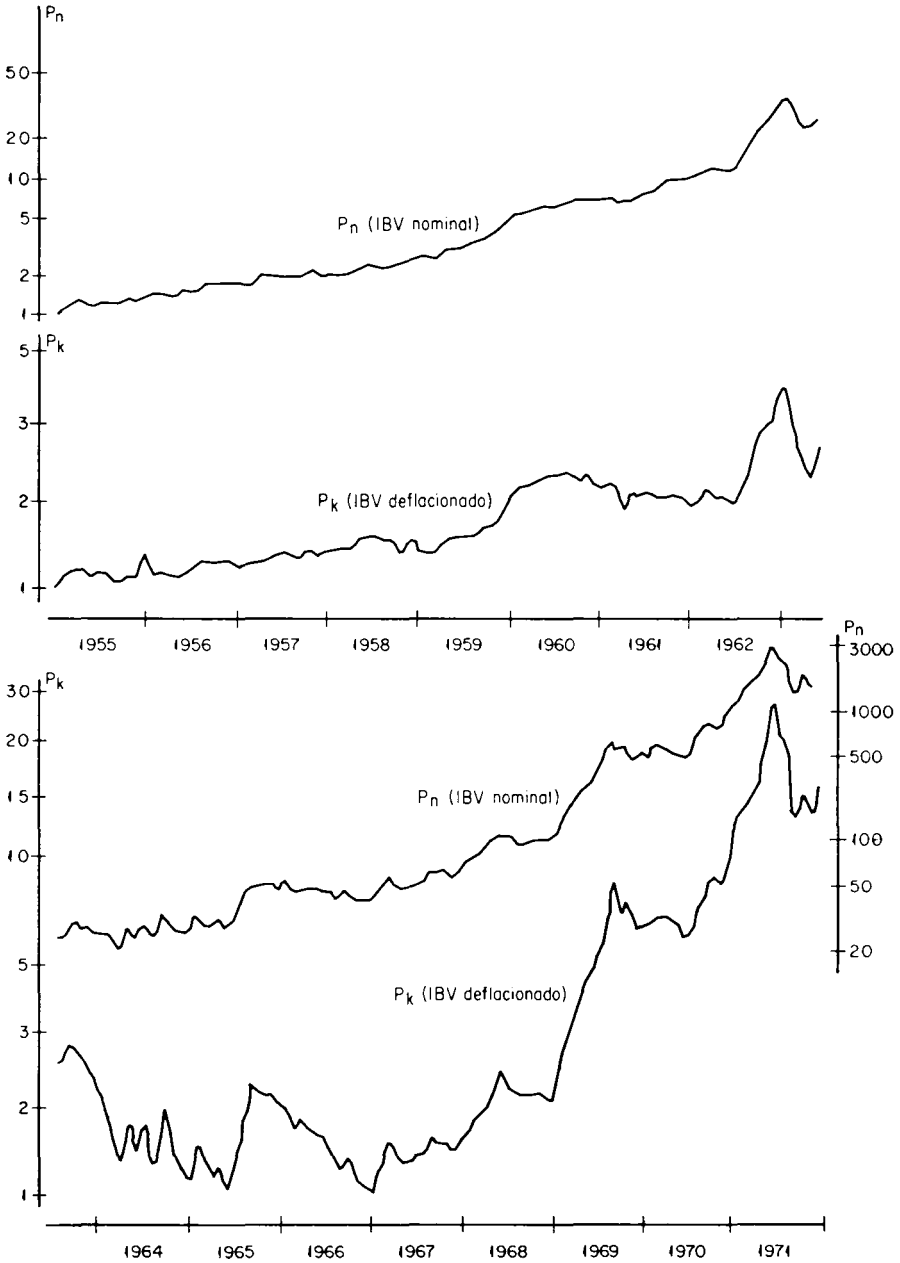
A parte 4 resume as evidências empíricas do modelo. Inicialmente, testamos a dinâmica de ajustamento dos preços de ações e preços de mercadorias adotando um teste “semiforte” da hipótese do “Mercado Eficiente”. A seguir, várias outras questões são investigadas: a influência das expectativas de inflação; o horizonte médio da formação de expectativas; e o efeito a curto e longo prazo da política monetária e do crescimento de renda real.

Uma síntese das implicações do modelo para as causas prováveis do comportamento do mercado de ações após 1971 é apresentada na parte 5.

<sup>3</sup> Simonsen, M. H. Inflation and the money and capital markets of Brazil. In: *The Economy of Brazil*, H. S. Ellis, ed., Berkeley, California; The University of California Press, 1969.

Figura 1

A evolução do índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro  
Janeiro de 1955 = 1,0



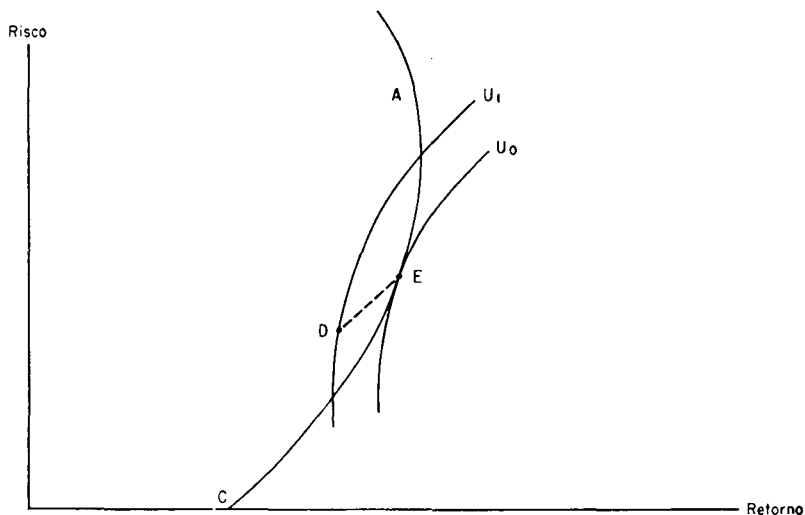
As conclusões gerais figuram na parte 6. É importante ressaltar que este artigo é apenas uma exposição sumária e em certos aspectos bastante incompleta, principalmente quanto ao modelo teórico,<sup>4</sup> de um estudo mais amplo.<sup>5</sup>

## 2. As formas reduzidas do modelo

O modelo descreve como a carteira desejada pela economia e o preço de cada ativo nesta carteira se modificam em resposta aos impactos exercidos por variações não desejadas na oferta de um dos ativos (moeda), e por mudanças em outras variáveis. Assumimos que existe uma composição desejada de moeda, títulos de renda fixa e ações que formam a carteira "eficiente" da economia. Variações exógenas na oferta monetária e outras variáveis fazem com que a composição dos ativos se afaste da carteira maximizadora da utilidade social. Assim, a figura 2 mostra

Figura 2

O efeito da política monetária na carteira "desejada" pela economia



<sup>4</sup> Contador, C. R. A monetary model for the stock market. University of Chicago, Jun. 1972. Mimeogr.

<sup>5</sup> Contador, C. R. Money, inflation and the stock market: the Brazilian case. Op. cit.

que um aumento não desejado na oferta monetária provoca um desequilíbrio na composição de ativos de economia. Ambos, o retorno real e o risco da carteira de economia se deslocam para uma combinação  $D$  inferior à fronteira “eficiente”  $CEA$ , e correspondente a uma curva de indiferença  $U_1$  inferior a  $U_0$ . A economia restaura o equilíbrio eficiente  $E$  através de uma redução no estoque real de moeda, com um novo nível geral de preços, e com um novo preço nominal de ações. Numa das fases da estimação empírica, vamos investigar como se efetua o processo dinâmico de reajuste da posição  $D$  para o ponto  $E$ .

As hipóteses implícitas na demanda agregada por cada ativo são as mesmas adotadas por Friedman para a demanda por moeda como um ativo.<sup>6</sup> Com esta generalização, a estrutura do modelo torna-se semelhante ao enfoque usado por Foley e Sidrauski<sup>7</sup> para a análise do setor de ativos financeiros.

A teoria convencional de escolha do consumidor mostra que a demanda por um ativo depende de quatro conjuntos de fatores: a) os gostos e preferências dos indivíduos, que definem a forma funcional de cada demanda; b) a parte da riqueza total a ser mantida sob a forma de moeda, títulos (obrigações do Governo, debêntures, letras de câmbio, etc.), e ações, que definem uma “restrição orçamentária” no nosso modelo; c) a renda gerada pela economia; e d) os retornos (e risco) esperados com a posse de cada ativo.<sup>8</sup> A economia como um todo é supostamente aversa ao risco, como foi exemplificado nas curvas de indiferença na fig. 2. Então, dado o risco, a existência de custos de informações e transação, e os retornos não-monetários de cada ativo pode ser demonstrado que os indivíduos procurarão manter uma carteira composta por vários ativos.<sup>9</sup>

Com estas hipóteses podemos mostrar<sup>10</sup> que uma forma reduzida do modelo é representada por:

$$P_k^* = R(M^s, K^s, y, \Pi, r_b^e, X^e) \quad (1)$$

<sup>6</sup> Friedman, Milton. The quantity theory of money: a restatement. In: *Studies in the quantity theory of money*, ed. by Friedman, Chicago, University of Chicago Press, 1956.

<sup>7</sup> Foley, D. & Sidrauski, M. *Monetary and fiscal policy in a growing economy*. New York, Macmillan, 1971. Cap. 3. Note-se, entretanto, que o nosso modelo e o de Foley-Sidrauski diferem substancialmente quanto aos efeitos da política monetária na taxa de juros.

<sup>8</sup> Friedman. Op. cit. p. 52.

<sup>9</sup> Baumol, W. J. *Portfolio theory: the selection of asset combinations*. New York, The McCaleb-Seiler Pub., 1970.

<sup>10</sup> Contador. Money, inflation, and the stock market. Op. cit. apêndice A, p. 84-102; e A monetary model for the stock market. Op. cit.

onde  $P_k^*$  é o preço real de equilíbrio das ações,  $M^s$ , a oferta monetária;  $K^s$ , o estoque de capital das sociedades anônimas;  $y$ , a renda real da economia;  $\Pi$ , a taxa esperada de inflação;  $r_b^e$ , o retorno real esperado nos títulos de renda fixa; e  $X^e$ , os lucros reais esperados das sociedades anônimas.

Usando um raciocínio análogo, o preço nominal das ações pode ser escrito em função das mesmas variáveis se adicionamos a definição,

$$P_n^* = P_k^* \cdot P^* \quad (2)$$

onde  $P_n^*$  é o preço nominal de equilíbrio das ações; e  $P^*$ , o preço de equilíbrio dos bens e serviços. Notacionalmente, os asteriscos definem o equilíbrio de longo prazo.

Resolvendo para  $P_n^*$ , obtemos:

$$P_n^* = N(M^s, K^s, y, \Pi, r_b^e, X^e) \quad (3)$$

Finalmente, podemos demonstrar que o índice geral de preço  $P$  depende do mesmo conjunto de variáveis,

$$P^* = P(M^s, K^s, y, \Pi, r_b^e, X^e) \quad (4)$$

Uma literatura relativamente extensa e crescente tem-se dedicado à rapidez de ajustamento de preços em mercados especulativos e não especulativos. Um mercado é definido como “eficiente” se os preços correntes refletem perfeitamente toda a informação disponível.<sup>11</sup> Por definição, portanto, um mercado eficiente está sempre em equilíbrio. Note-se, entretanto, que este conceito de “mercado eficiente” independe da forma pela qual os recursos são alocados. É um conceito restrito à rapidez de movimentos em preços em resposta às novas informações. Assim, vamos considerar quatro hipóteses alternativas:

- a) o caso de eficiência somente no mercado de ações (MA); apenas os preços das ações refletem toda a informação existente. O ajustamento para um novo equilíbrio é sempre instantâneo;
- b) o caso de eficiência somente no mercado de moeda (MM); apenas o mercado de moeda é eficiente, isto é, o preço da moeda reflete inteiramente as informações. Como o preço da moeda corresponde ao inverso

<sup>11</sup> Fama, Eugene. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, v. 25, p. 383-417, May 1970.

do índice geral de preços, a eficiência no mercado de moeda implica que o mercado de bens e serviços é também eficiente;

c) o caso intermediário (CI); nenhum dos mercados é “eficiente”, embora o grau de ineficiência não seja, necessariamente, idêntico em todos os mercados;

d) o caso de eficiência geral (CG); todos os mercados são eficientes. Note que todos os três mercados (moeda, títulos e ações), sem exclusão, devem ser eficientes como requer o conceito “walrasiano” de equilíbrio geral.

Podemos assumir, com bastante realismo no caso brasileiro, que os distúrbios mais importantes resultam de acréscimos não desejados na oferta monetária. Portanto, a forma “semiforte” do teste de eficiência será concentrada nos movimentos de ajuste de preços das ações e preços por atacado de produtos, em resposta a uma variação na oferta de moeda.<sup>12</sup> Demonstraremos que cada um dos casos apresentados implica em distintas trajetórias dinâmicas nos preços. À medida que os dados aceitarem um dos casos hipotéticos, as condições de estabilidade implícitas no modelo definirão o formato do ajustamento dinâmico de preços.

Entretanto, as equações (1), (3) e (4) — todas com as variáveis expressas em valor absoluto — não são apropriadas para testar conclusivamente as hipóteses sobre a eficiência dos mercados, porque uma forte multicolinearidade ocorrerá com a inclusão de valores da oferta nominal de moeda com retardos sucessivos.<sup>13</sup> Assim, torna-se bastante subjetiva a decisão a favor ou contra uma determinada hipótese, pois os coeficientes de regressão para a seqüência de oferta de moeda possuiriam intervalos de confiança bastante largos e seriam, portanto, consistentes com as diferentes hipóteses. A multicolinearidade tende a desaparecer, entretanto, se as variáveis são expressas em diferenças ou variações relativas. Vamos assumir, então, que a relação entre a taxa de variação nos preços nominais das ações e a seqüência temporal de taxas de variação na oferta monetária correspondem a uma função polinomial com o formato:

$$\frac{dP_n}{P_{n_t}} = n_0 \frac{dM}{M_t} + n_1 \frac{dM}{M_{t-1}} + \dots n_s \frac{dM}{M_{t-s}} \quad (5)$$

<sup>12</sup> Naturalmente, o grau de eficiência poderia ser testado com qualquer outra variável importante, mas a análise seria menos interessante.

<sup>13</sup> Por exemplo, a correlação entre o estoque corrente de oferta nominal de moeda (conceito  $M_t$ ; papel-moeda mais depósito à vista) e o estoque no mês anterior é 0,998; entre o estoque corrente e o de dois meses atrás é 0,983; etc.

onde  $n_i$  é a elasticidade de resposta de curto prazo do preço nominal das ações com respeito à variação na oferta monetária no período  $t-i$ . Definindo um operador retardo  $B$  como

$$M_{t-1} = BM_t; M_{t-0} = B^0 M_t$$

podemos reescrever o polinômio (5) como:

$$\frac{dP_n}{P_{n_t}} = (n_0 + n_1 B + \dots + n_s B^s) \frac{dM}{M_t} = S(B) \frac{dM}{M_t} \quad (6)$$

Analogamente, podemos generalizar esta metodologia para as equações (1) e (4). Incluindo as demais variáveis nas equações, resulta:

$$\frac{dP_n}{P_{n_t}} = N S(B) \frac{dM}{M_t}, \frac{dK}{K_t}, \frac{dy}{Y_t}, \frac{dX^e}{X_t^e}, d \Pi t, dr_{b_t}^e \quad (7)$$

$$\frac{dP}{P_t} = P P(B) \frac{dM}{M_t}, \frac{dK}{K_t}, \frac{dy}{Y_t}, \frac{dX^e}{X_t^e}, d \Pi t, dr_{b_t}^e \quad (8)$$

$$\frac{dP_n}{P_{n_t}} = \frac{dP_n}{P_{n_t}} - \frac{dP}{P_t} = R R(B) \frac{dM}{M_t}, \frac{dK}{K_t}, \dots \quad (9)$$

A estimativa dos coeficientes em  $S(B)$  ou  $R(B)$  é útil para testar as hipóteses  $MA$ ,  $CI$  e  $CG$ , enquanto que os coeficientes em  $P(B)$  são mais convenientes para testar a hipótese  $MM$ . Independente das condições de eficiência, os polinômios devem atender às restrições:

$$\begin{aligned} \sum_i n_i &= 1; n_i \geq 0 \\ \sum_i p_i &= 1; p_i \geq 0 \\ \sum_i r_i &= 0; r_i \geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

e as condições de estabilidade do modelo asseguram que os preços de produtos devem elevar-se ou instantaneamente ( $MM$  e  $CG$ ) ou gradual-



mente (*MA* e *CI*) — como sugere o enfoque moderno da teoria quantitativa da moeda — até que a diferença entre o valor desejado e o valor observado do estoque real de moeda desapareça. As mesmas condições de estabilidade implicam que ou os preços das ações reagem completa e instantaneamente (*MA* e *CG*), ou o nível do preço real das ações primeiro se eleva para neutralizar o excesso de oferta monetária, e depois decresce e aproxima-se do nível de equilíbrio (*MM* e *CI*). Expressando estas trajetórias de ajuste em termos de variações relativas de preços, a hipótese *MA* implica em  $n_0 = 1, n_i \neq 0 = 0$ ; a hipótese *MM* em  $P_0 = 1, P_i \neq 0 = 0$ ; a hipótese *CG* em  $P_0 = n_0 = 1, n_i \neq 0 = P_i \neq 0 = 0$ ; e a hipótese *CI* implica na seguinte seqüência (teórica) para as variações nos preços reais das ações:

$$r_0 > 0, \dots, r_{k-1} > 0; r_k = 0, r_{k+1} < 0, \dots, r_{v-1} < 0, r_v = 0.$$

Durante esta seqüência temporal é assegurado que  $P_i \geq 0$ . Finalmente, a trajetória dinâmica de ajustamento dos preços nominais resulta da soma de  $P_i + r_i = n_i$ .

Cumprir observar que se os indivíduos pudessem prever os movimentos futuros da oferta de moeda, poderia ocorrer uma antecipação nos movimentos de preços; isto é, o processo de ajuste de preços antecederia à variação na oferta monetária. Entretanto, vários experimentos (não reproduzidos aqui) permitem excluir esta hipótese. Sem dúvida, o mercado brasileiro não é eficiente ao ponto de antecipar a política monetária.

### 3. Mecanismos de expectativa

A determinação dos mecanismos de formação de expectativa é uma etapa importante para a estimação empírica do modelo, porque as expectativas assumem um papel decisivo nas flutuações do mercado de ações. Naturalmente, na impossibilidade de conhecer com exatidão o “verdadeiro” processo de formação das expectativas, temos de nos conformar em adotar modelos estocásticos que melhor se assemelham com a realidade. Assim, a análise dos mecanismos de expectativa seguirá duas etapas. A primeira concentra-se na identificação do comportamento do investidor “médio” quanto ao horizonte médio de retenção de ações. A hipótese crucial de que os indivíduos procuram estimar os retornos dos ativos para diferentes horizontes. A decisão de compor uma determinada carteira, a qual vai

influenciar a demanda pelos ativos é baseada num determinado horizonte médio durante o qual os indivíduos planejam manter os títulos sem transacioná-los.<sup>14</sup>

Nerlove<sup>15</sup> aponta duas razões, bastante realistas, para manter ações em carteiras por longos períodos: a) a taxação é menor nos ganhos de capital a longo prazo; e b) a existência de outros motivos para acumulação (aposentadoria, imprevistos, etc.). O investidor americano, segundo as comprovações empíricas de Nerlove, mantém cada ação por um período médio de cinco anos sem transacioná-la. É claro que estes incentivos também existem no Brasil, mas não dispomos no momento de elementos para a quantificação direta do “giro” médio de carteira no Brasil. Assim, enquanto que para os Estados Unidos os modelos de expectativas podem incorporar o horizonte médio de cinco anos, seremos obrigados a utilizar um critério indireto, *ad hoc*. Várias séries de retornos esperados, expressos para distintos horizontes, serão construídas e adotaremos como horizonte mais realístico aquele processo que apresentar melhor performance nas regressões.

A etapa seguinte consiste na especificação do modelo de expectativas. Um método conveniente e bastante convencional é utilizar a série histórica da variável para prever a seqüência mais provável no futuro. Neste estudo adotamos o método de Box e Jenkins baseado na decomposição da série em um componente auto-regressivo e um componente média-móvel.<sup>16</sup> Após identificar o processo estocástico gerador da variável, os parâmetros são estimados por máxima verossimilhança. Em seguida, são estimados os valores esperados para o próximo período.

A tabela 1 reproduz a especificação estimada dos processos para a taxa de inflação (corrigida das variações estacionais), medida pelo índice de preços por atacado, e a taxa nominal de retorno das obrigações reajustáveis (ORTN). O teste qui-quadrado demonstra que os modelos estimados podem representar os processos estocásticos. A série mensal de inflação corresponde a um processo média-móvel de segunda ordem em primeiras diferenças; e a série de retornos em ORTN corresponde a um

<sup>14</sup> Para uma discussão teórica ver Friedman, Milton. *Time perspective in demand for money*. University of Chicago, mimeogr. 1972. O presente modelo utiliza uma generalização das idéias de Friedman.

<sup>15</sup> Nerlove, M. Factors aspecting difference among rates of return in investments in individual common stocks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 50, Aug. 1968. p. 312-431.

<sup>16</sup> Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. *Time series analysis, forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1970. Abreviadamente, o modelo é conhecido como ARIMA (*auto-regressive integrated moving-average*).

processo auto-regressivo de nona ordem.<sup>17</sup> Ambos os modelos são significativos ao nível de 5%.

Vamos representar o modelo ARIMA por:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_{p+d} Z_{t-(p+d)} + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots) u_t \quad (11)$$

onde  $Z$  representa a variável num formato estacionário;  $u$ , os resíduos e os coeficientes  $\phi$ 's e  $\theta$ 's compõem o processo auto-regressivo e média-móvel, respectivamente.<sup>18</sup> A expectativa (condicional) de  $Z_t$  para o próximo período é,

$$Z_t(1) = E(Z_{t+1}, \Omega t) = \theta_1 Z_t + \phi_2 Z_{t-1} + \dots + \phi_{p+d} Z_{t-(p+d)+1} + \dots - \theta_1 u_t - \theta_2 u_{t-1} \dots \quad (12)$$

Generalizando a equação (11) para um horizonte de  $k$  períodos, obtemos,

$$Z_t^k = \phi_1 Z_{t-1}^k + \phi_2 Z_{t-2}^k + \dots + (1 - \theta_1 B - \dots) (1 + B + \dots + B^{k-1}) k^{-1} u_t \quad (13)$$

onde  $Z_{t-i}^k = k^{-1} \sum_{j=0}^k Z_{t-i-j+1}$ , e a expectativa condicional

$E(Z_{t-1}^k / \Omega_t)$  de (13) é,

$$E(Z_{t+1}^k / \Omega_t) = \phi_1 Z_t^k + \phi_2 Z_{t-1}^k + \dots + (-1) (\theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots) (1 - B - \dots - B^{k-1}) k^{-1} u_t \quad (14)$$

Para o cômputo da expectativa de retorno real adotamos a identidade de Fisher:

$$\dot{i}_t = r_t + \pi^t$$

<sup>17</sup> É necessário ressaltar que vários outros ativos alternativos foram considerados tentativamente na análise empírica: letras de câmbio, letras imobiliárias, e dólar. O grau de substituição de ações com estes outros ativos não foi significativo, e por isso estão excluídos nesta síntese.

<sup>18</sup> Podemos demonstrar que este modelo é uma forma generalizada dos modelos mais convencionais, como o de expectativas adaptadas de Cagan. Basta restringir o modelo (11) a uma média-móvel da primeira ordem  $(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B)u_t$  e então estimar os valores para o próximo período. O parâmetro  $(1 - \theta_1)$  corresponde ao coeficiente de expectativa de Cagan.

isto é, a taxa nominal de retorno é, aproximadamente, igual à taxa real de juros mais a taxa esperada de inflação. Então,

$$E(r_t^k) = E(i_t^k / \Omega_{t-1}) - E\left[\left(\frac{\Delta P}{P}\right)_t^k / \Omega_{t-1}\right] \quad (15)$$

onde  $E(i_t^k / \Omega_{t-1})$  e  $E\left[\left(\frac{\Delta P}{P}\right)_t^k / \Omega_{t-1}\right]$

são obtidos com os processos descritos na tabela 1.

Tabela 1

Estimativa dos processos estocásticos das taxas de inflação e retorno em ORTN

Retorno <sup>a</sup>	Coefficiente: estimados por máxima verossimilhança <sup>b</sup>	Processos <sup>c</sup>	$Q(k)$ <sup>d</sup>	$\sigma_u^2$ <sup>e</sup>
Inflação	$(1 - \beta) \frac{\Delta P}{P}_t = (1 - 0,8045\beta + 0,0612\beta^2) u_t$ (19,12) (-1,82)	M. A.	26,1	0,352 (10 <sup>-3</sup> )
ORTN	$(1 - \beta) (1 - 0,1130\beta + 0,4577\beta^2 + 0,5055\beta^3) i_{6t} = u_t$ (1,75) (-6,75) (-7,66)	A. R.	18,8	0,297 (10 <sup>-4</sup> )

<sup>a</sup> Os dados são mensais; inflação (com gita para variação estacional) no período janeiro de 1955 a dezembro de 1971; e os retornos nominais nas ORTN (prazo de 12 meses) no período janeiro de 1965 a dezembro de 1971.

<sup>b</sup> Os números entre parênteses abaixo dos coeficientes são valores "t".

<sup>c</sup> M. A. significa um processo de média-móvel (Moving Average process); e A. R. um processo auto-regressivo (Autoregressive process).

<sup>d</sup> O teste emprega a distribuição qui-quadrada com  $k - m$  graus de liberdade ( $m$  é o número de parâmetros, e  $k$ , o número de períodos com retardo) que indica o valor crítico para  $Q(k)$ : se  $X^2 > Q(k)$  nós concluímos que o modelo estimado pode representar o processo verdadeiro, se  $X^2 \leq Q(k)$  nós rejeitamos a hipótese e investigamos outros processos. Nesta tabela todos os modelos são significantes ao nível de 5%.

<sup>e</sup> Variância da amostra dos resíduos com os resíduos das previsões passadas incluídos.

## 4. Os resultados empíricos

### 4.1 O grau de "eficiência" dos mercados

Logo nos primeiros testes empíricos (não reproduzidos neste trabalho) ficou amplamente comprovado que nem o mercado de bens e serviços, nem o mercado de ações poderiam ser classificados como "eficientes"

no Brasil. Sem dúvida alguma, as variações com retardo na oferta monetária afetam significativamente os preços em ambos os mercados. Isto permite concluir em favor da hipótese “intermediária” (CI), e rejeitar as demais hipóteses. As evidências empíricas são inúmeras e facilmente comprovadas, portanto, não vamos reproduzi-las aqui com detalhes.

Uma outra conclusão importante foi de que as variações na oferta de moeda provocam uma maior flutuação a curto prazo no mercado de ações do que no mercado de bens e serviços; isto é, a curto prazo, o mercado de ações é mais sensível à oferta monetária do que o mercado de produtos.<sup>19</sup> A soma acumulada dos efeitos monetários nos dois últimos meses é de 0,2 para a taxa de inflação, e maior que um para o preço médio das ações. As estimativas mostram também que o processo de ajustamento da inflação às variações monetárias demora mais de dois anos para completar-se, enquanto o processo de ajustamento no preço das ações demora entre quatro a cinco meses. Portanto, o grau de eficiência do mercado de ações pode ser considerado como excelente em comparação com a rigidez relativa do mercado de produtos.

Quanto ao “horizonte” médio de formação de expectativas, todos os experimentos indicam que o nível de significância das expectativas de inflação e de retornos reais de ORTN atinge um máximo para um período de 12 meses — isto é,  $k = 12$  nas equações (13) e (14). Em comparação com o “horizonte” médio de cinco anos nos Estados Unidos, isto sugere que o mercado brasileiro de ações possui maior rotatividade dos títulos, e que, possivelmente, este curto horizonte de expectativas contribui também para maior instabilidade do mercado brasileiro.<sup>20</sup>

Finalmente, as variações correntes no preço agregado das ações e no índice de preços dos produtos não são significativamente afetadas por variações correntes (mensais) na oferta monetária. Em ambos os mercados, as estimativas de  $n_0$ ,  $r_0$  e  $p_0$ , ou são insignificantes e reduzidas ( $p_0$ ), ou são insignificantes, negativas e reduzidas ( $n_0$  e  $r_0$ ). Estas evidências não são surpreendentes porque as estatísticas monetárias no Brasil não são imediatamente disponíveis. Portanto, nos experimentos reproduzidos a seguir, os polinômios  $R(B)$  e  $S(B)$  iniciam no período  $t-1$ .

<sup>19</sup> A mesma evidência foi encontrada por Cooper para os Estados Unidos. É interessante observar que Irving Fisher, em 1911, no clássico: *The purchasing power of money* (New York, Macmillan, 1911, p. 190-1), já havia notado o mesmo fenômeno e apresentado, inclusive, uma explicação bastante realista baseada na “não ajustabilidade dos demais preços”.

<sup>20</sup> É de se esperar, entretanto, que o “horizonte” médio seja circularmente dependente do nível de instabilidade do mercado. Assim, uma alta rotação de títulos provoca um mercado instável, que por sua vez mantém curto o “horizonte” de expectativas.

## 4.2 Estimação dos modelos

A preocupação inicial foi a escolha do intervalo entre as observações e a conceituação adequada das variáveis, em particular, a oferta de moeda. Os experimentos demonstraram que não existem diferenças substanciais nas conclusões com o conceito  $M1$  (papel-moeda em circulação mais depósitos à vista), ou com o conceito  $M2$  ( $M1$  mais depósitos a prazo). No resumo que se segue optamos por descrever as evidências com o conceito  $M1$ . Infelizmente, foi impossível obter séries detalhadas do estoque de ações  $K^s$ , e assim, os modelos serão testados com esta variável.

Foram testados modelos trimestrais e mensais e, exceto quanto ao processo dinâmico de ajuste nos preços e quanto ao impacto da renda "transitória", os experimentos com dados mensais mostraram-se mais interessantes embora com conclusões idênticas. Abordaremos, assim, dados mensais nos modelos.

Os detalhes de algumas regressões estão reproduzidos na tabela 2, onde as variáveis, exceto inflação e retorno em ORTN, estão expressas em taxas de variação:

$$\frac{dP_n}{P_{n,t}} = S(B) \frac{dM}{M_t} + N_y \frac{dy}{y} + N_x \frac{dX^e}{X_t^e} + N_{\Pi} d^{\Pi} + N_n d r_{bt}^e + v_t \quad (16)$$

$$\frac{dP_k}{P_{k,t}} = R(B) \frac{dM}{M_t} + R_y \frac{dy}{y} + R_x \frac{dX^e}{X_t^e} + R_{\Pi} d^{\Pi} + R_b d r_{bt}^e + u_t \quad (17)$$

Os polinômios  $S(B)$  e  $R(B)$  estão reproduzidos para durações alternativas de quatro ( $s = 4$ ), e três ( $s = 3$ ) meses. A conclusão básica é de que o impacto das variações na oferta monetária nos últimos dois meses é bem importante para a explicação das flutuações de curto prazo no mercado de valores do Rio de Janeiro. Os dois primeiros coeficientes são positivos e somam 1,1 para os preços nominais das ações, e 0,8 para os preços reais das ações. Estes valores são consistentes com o efeito acumulado de 0,2 na taxa de inflação. Outra conclusão importante é que a soma dos efeitos é próximo à unidade e significativamente diferente de zero para  $s = 3$  no modelo (16). Por outro lado, a soma dos efeitos sobre os preços reais das ações não é significativa, embora o primeiro coeficiente o seja. Isto significa que a longo prazo uma variação contínua de, por exemplo, 10% na oferta monetária causará na média uma variação de 10% nos preços nominais das ações (mantidas constantes as demais ações), e um crescimento nulo nos preços reais das ações.

Tabela 2

Estimativa da influência de diversas variáveis no mercado brasileiro de ações

Variáveis expressas em taxas de variação

$$\frac{dP_n}{P_n} = S(B) \frac{dM^s}{M_t^s} + N_X \frac{dX}{X_t} + N_Y \frac{dy}{y_t} + N_\pi d_t^\Pi + N_b d r_b^e + (\text{Constante}) + u_t \quad (16a)$$

$$\frac{dP_k}{P_k} = R(B) \frac{dM^s}{M_t^s} + R_X \frac{dX}{X_t} + \frac{dy}{y_t} + R_\pi d_t^\Pi + R_b d r_b^e + (\text{Constante}) + u_t \quad (17a)$$

Variáveis	Preço nominal (16)		Preço real (17)	
	s = 4	s = 3	s = 4	s = 3
Constante	0,022 ( 1,01)	0,005 ( 0,30)	0,013 ( 0,61)	-0,006 ( 0,32)
Renda real (y) <sup>a</sup>	0,311** ( 2,25)	0,306** ( 2,20)	0,312** ( 2,25)	0,307** ( 2,19)
Lucros reais (X) <sup>b</sup>	1,061** ( 2,28)	1,065** ( 2,26)	1,144** ( 2,46)	1,151** ( 2,41)
Expectativas de: Inflação (II) <sup>c</sup>	-4,861** (-1,76)	-4,905* (-1,77)	-9,107** (-3,30)	-9,099** (-3,26)
Retornos em títulos (r <sub>t</sub> <sup>e</sup> ) <sup>d</sup>	-2,395** (-2,74)	-2,342** (-2,66)	-2,381** (-2,71)	-2,315** (-2,61)
Distribuição dos efeitos da moeda (M): *				
1	0,672** ( 2,88)	0,822** ( 2,90)	0,516** ( 2,30)	0,637** ( 2,24)
2	0,438** ( 2,51)	0,254* ( 1,88)	0,291 ( 1,29)	0,133 ( 0,46)
3	-0,039 (-0,17)	-0,243 (-0,85)	-0,142 (-0,61)	-0,394 (-1,38)
4	-0,285 (-1,27)	-	-0,370* ( 1,67)	
Somatório	0,786 ( 1,59)	0,833* ( 1,74)	0,295 ( 0,48)	0,377 ( 0,72)
$\bar{R}^2$	0,167	0,175	0,197	0,209
D.W.	1,96	1,96	1,96	1,97
E.P. <sup>f</sup>	0,1007	0,1013	0,1008	0,1018

Coefficientes com asterisco são significantes a 10% (um asterisco) e 5% (dois asteriscos).

<sup>a</sup> A série de renda real foi obtida com uma análise do componente principal de quatro variáveis, supostamente altamente associadas com a "verdadeira" renda real.

<sup>b</sup> Adotou-se uma interpolação exponencial dos dados anuais de lucros reais da indústria.

<sup>c</sup> Inflação medida pelo índice de preços por atacado, corrigido para variação estacional.

<sup>d</sup> Prazo de maturidade de um ano (ORTN).

<sup>e</sup> Conceito  $M_1$  (papel-moeda em circulação mais depósitos à vista).

<sup>f</sup> Erro-padrão da regressão.

As variáveis “proxies” para os lucros reais esperados (horizonte de 12 meses) e para a renda real demonstram ser importantes e significativas para a explicação dos movimentos do mercado de ações do Rio de Janeiro. Os coeficientes estimados para a oferta de moeda, lucros reais, renda real, e retornos reais em ORTN <sup>21</sup> estão corretamente sinalizados conforme esperávamos. Um aumento na oferta de moeda afeta positivamente (e quase na mesma proporção) os preços nominais; uma variação de 1% nos lucros reais causa uma variação pouco maior que a unidade (1,1) nos preços das ações, e um aumento de 1% na renda real provoca 0,3% de aumento no preço das ações. Um aumento nos retornos alternativos em ORTN afeta negativamente o mercado de ações, porque os rendimentos futuros são descontados a uma maior taxa. Por outro lado, a expectativa de inflação tem um impacto negativo, mas este efeito será discutido mais tarde com maiores detalhes.

Além dos coeficientes da oferta monetária, a outra diferença entre os modelos (16) e (17) ocorre na estimativa do impacto da inflação esperada. A tabela 2 mostra que os coeficientes para  $\pi$  dobram de valor no modelo (17), que explica os movimentos no preço real das ações. A razão é, simplesmente, que a taxa corrente de inflação depende, além de outras variáveis, da variação na expectativa da própria inflação como a equação (8) indica. Assim, o aumento na magnitude do coeficiente de -4,9 para -9,1 reflete meramente os efeitos da mudança de expectativas de inflação na taxa atual de inflação.<sup>22</sup>

As figuras 3 e 4 reproduzem o ajustamento dos dois modelos. Embora os movimentos nas taxas de variação pareçam visualmente bastante erráticos, é possível explicar uma pequena parte das flutuações. Mas, sem dúvida, a grande proporção dos movimentos permanece inexplicada, e isto sugere que qualquer estratégia baseada nestes modelos possui uma eficiência duvidosa.<sup>23</sup>

A figura 5 mostra a distribuição da resposta dos índices de preços de ações e dos índices de preços por atacado (cujo polinômio  $PB$  não foi reproduzido neste trabalho) com respeito a uma variação monetária no período  $t$ . O formato dos três polinômios assemelha-se aos polinô-

<sup>21</sup> Vários outros ativos foram experimentados, mas, aparentemente, os seus retornos não afetam sistematicamente o mercado brasileiro de ações.

<sup>22</sup> Isto é, subtraindo a equação (8) da equação (7), obtemos como coeficientes,

$$R(F) = S(B) - P(B); R\pi = N\pi - P\pi, \text{ etc.}$$

e claramente  $|N\pi - P\pi| > |N\pi|$  se  $P\pi > 0$ .

<sup>23</sup> Pode-se mesmo dizer que, graças a estas conclusões, este trabalho está sendo divulgado.



Figura 3

Valores observados e estimados

Variações relativas no preço **nominal** de ações

Período: fevereiro de 1955 a dezembro de 1971

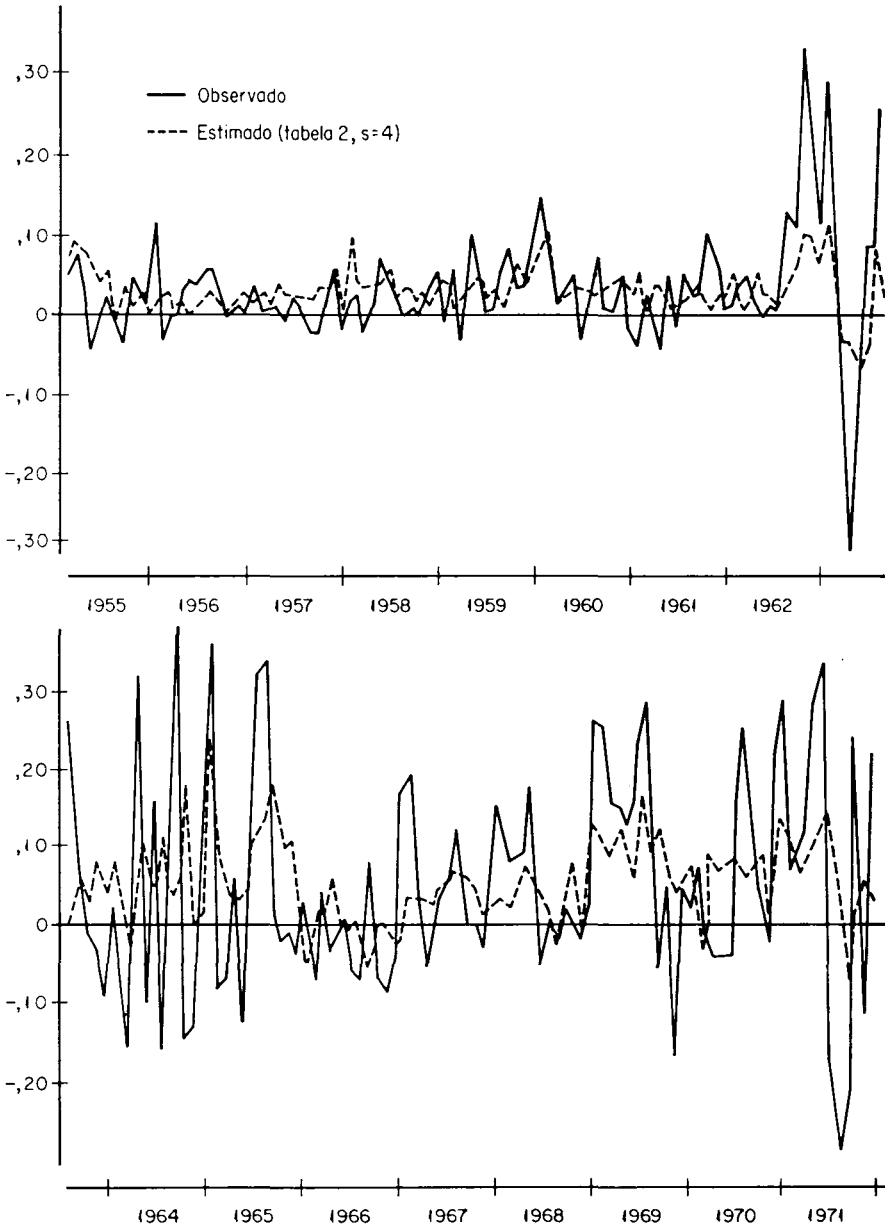


Figura 4

Valores observados e estimados

Variações relativas no preço **real** de ações  
Período: fevereiro de 1955 a dezembro de 1971

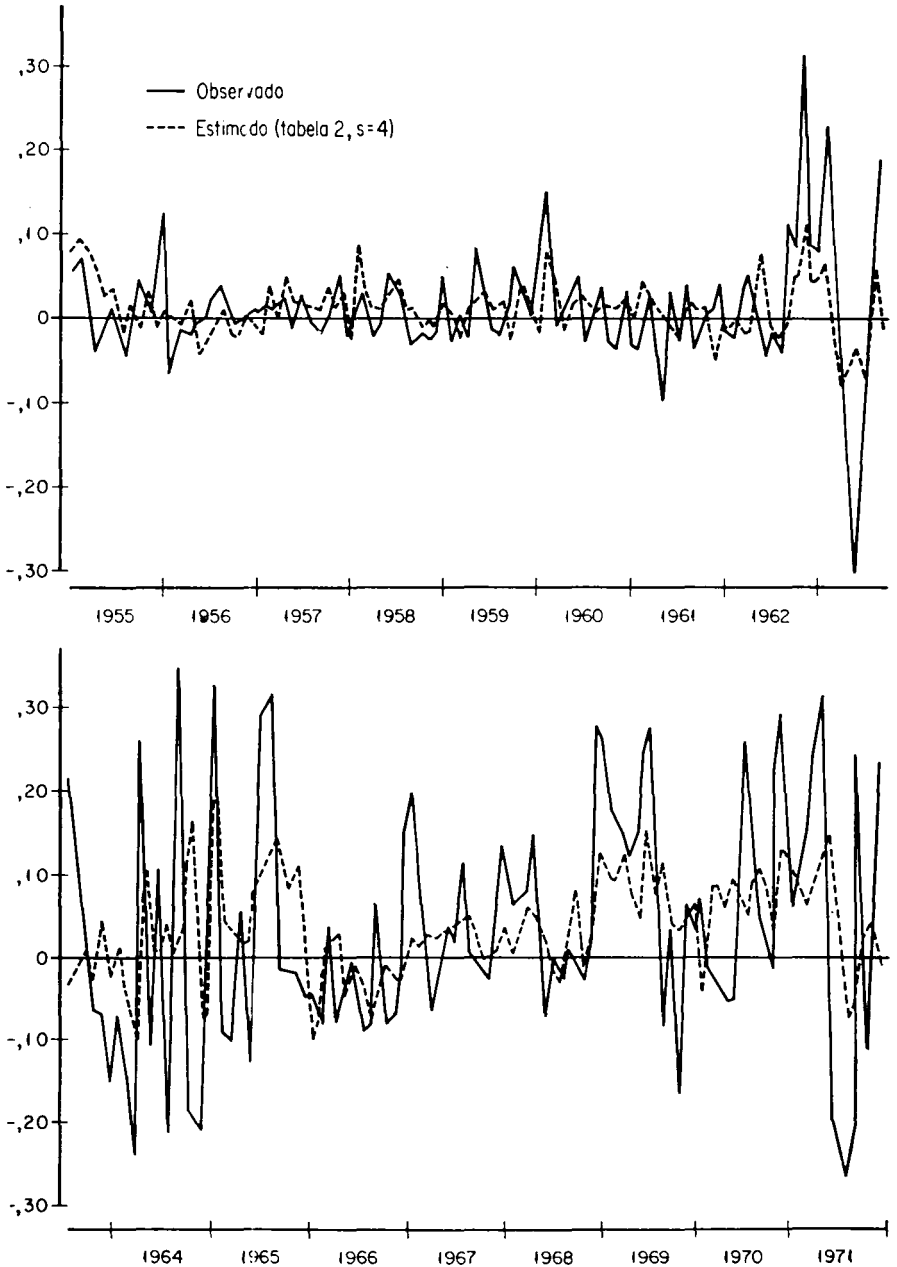
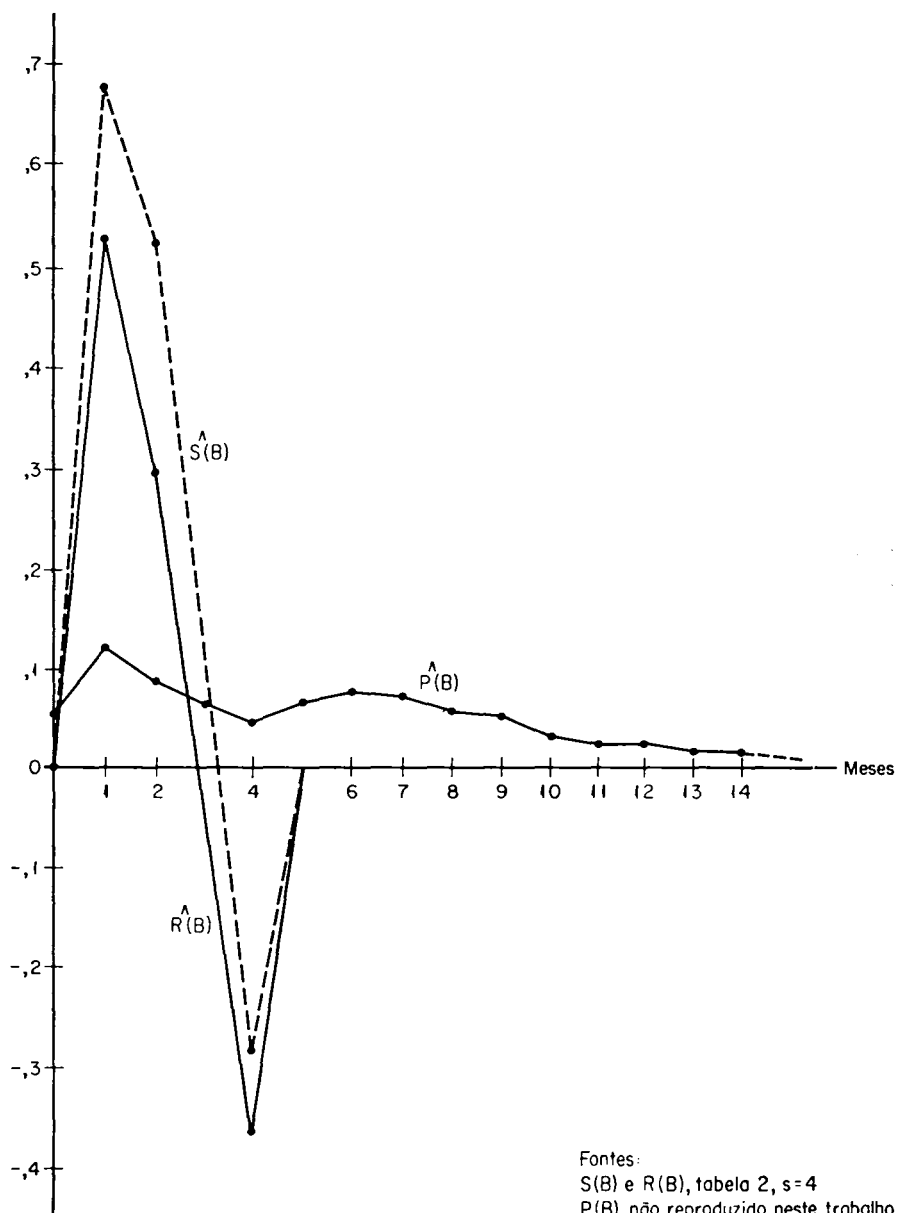


Figura 5

Distribuição das elasticidades de resposta da taxa de inflação —  $P(B)$  — dos preços nominais —  $S(B)$  — e dos preços reais —  $R(B)$  — com respeito à oferta de moeda

Período: fevereiro de 1955 a dezembro de 1971



mios teóricos implícitos no caso “intermediário” de eficiência. Além disso, a altura da diferença entre  $\hat{S}(B)$  e  $\hat{R}(B)$  é aproximadamente igual a  $\hat{P}(B)$ . É importante ressaltar o substancial impacto a curto prazo da oferta monetária nos preços das ações, e o curto período médio de transição entre dois equilíbrios. Estas evidências confirmam o argumento de Friedman de que “...ambos, o mercado de ações e o nível de negócios refletem a influência de variações monetárias, que precedem a ambos mas se refletem mais rapidamente nos preços das ações do que nos fluxos de gastos”.<sup>24</sup> É interessante observar também que o período de ajustamento de preços das ações no Brasil parece ser mais curto do que o período encontrado nos Estados Unidos por vários autores.<sup>25</sup>

Outro teste dos efeitos acumulados de longo prazo das variáveis exógenas é feito com a estimação de uma forma linear em logaritmos dos modelos (1) e (3);

$$\log P_{n_t}^* = N_m \log M_t + N_y \log y_t + N_x \log X_t^e + N_\pi \Pi_t + N_b r_{b_t}^e + u_t \quad (18)$$

$$\log P_{k_t}^* = R_m \log M_t + R_y \log y_t + R_x \log X_t^e + R_\pi \Pi_t + R_b r_{b_t}^e + u_t \quad (19)$$

Devido à correlação serial quase perfeita entre valores sucessivos da oferta monetária, e dada a evidência de que o período de transição é bastante curto (máximo de cinco meses) não é conveniente utilizar um modelo em retardos distribuídos para capturar os efeitos passados da oferta de moeda. Além disto, uma forte correlação serial nos resíduos foi constatada em alguns experimentos iniciais e, então, as regressões com modelos (18) e (19) foram reestimadas pela técnica “interativa” de Cochrane-Orcutt. É interessante observar que o teste de Griliches<sup>26</sup> demonstra que, paralelamente, subsistem um ajuste com defasagens (devido aos efeitos passados da oferta monetária) e também correlação serial nos resíduos (devido, provavelmente, à agregação dos preços individuais para a formação do índice IBV). Estas evidências foram também comprovadas (e não reproduzidas aqui) numa análise ARIMA do processo

<sup>24</sup> Friedman, M. The lag in effect of monetary policy. *The optimum quantity of money and other essays*. Chicago, Aldine, 1959. p. 449.

<sup>25</sup> Compare-se, por exemplo, com Sprintel (de 2 a 15 meses); Keran (9 meses); Hamburger e Hochin (21 meses); e Homa e Jaffee (6 meses).

<sup>26</sup> Griliches. Distributed lags: a survey. *Econometrica*, v. 35, p. 16-49, Jan. 1967. O teste diz que, se  $Y_t = aX_t + u_t$ , onde  $u_t = ru_{t-1} + e_t$ , o  $e_t$  é independentemente distribuído então,  $Y_t = aX_t + rY_{t-1} - arX_{t-1} + e_t$ .

Se o coeficiente de  $X_{t-1}$  é aproximadamente igual ao produto dos coeficientes de  $X_t$  e  $Y_{t-1}$ , pode-se dizer que o modelo é de correlação serial nos resíduos, e não de ajustamento retardado.

estocástico da série do índice IBV. Infelizmente, o modelo nerloviano convencional de ajustamento distribuído em estoques, o qual implica num movimento assintótico para o equilíbrio, é inconsistente com os movimentos teóricos implícitos no modelo desenvolvido neste estudo.

A tabela 3 mostra os experimentos com os modelos (18) e (19). As conclusões empíricas concordam, exceto quanto a alguns aspectos descritos a seguir, com os resultados da estimação dos modelos (16) e (17). Entretanto, há agora uma notável melhoria no coeficiente de determinação e no nível de significância dos parâmetros, exceto para renda real.

Tabela 3

Estimativa da influência de diversas variáveis no mercado brasileiro de ações

Variáveis expressas em logaritmos do valor absoluto

$$\text{Log } P_{n_t} N_m \text{ Log } M_t^* + N_X \text{ Log } X_t + N_Y \text{ Log } y_t + N_\pi \Pi_t + N_b r_b^e + (\text{constante}) + u_t \quad (18a)$$

$$\text{Log } P_{k_t} R_m \text{ Log } M_t^* + R_X \text{ Log } X_t + R_Y \text{ Log } y_t + R_\pi \Pi_t + R_b r_b^e + (\text{constante}) + u_t \quad (19a)$$

Equação	Constante	Oferta de moeda (M <sub>1</sub> )	Lucros reais (X)	Renda real (y)	Expectativas nas taxas de		ρ	R <sup>2</sup>	D.W.	E.P.
					Inflação (II)	Titulos (r <sub>b</sub> <sup>e</sup> )				
(18)	-12,652** (- 9,05)	0,795** (9,38)	1,102** (5,31)	0,001 (1,23)	-5,107** (-2,12)	-2,691** (-2,69)	,935	,998	1,86	,1001
(18)	1,348 ( 0,52)	0,581** (2,85)	—	0,001 (1,15)	-4,995* (-1,90)	-2,640** (-2,67)	,994	,997	1,69	1020
(18)	-12,725** (- 8,90)	0,810** (9,34)	1,116** (5,26)	—	-5,323** (-2,19)	-2,688** (-2,69)	,939	,998	1,73	,1003
(18)	-11,482** (- 9,40)	0,817** (9,37)	1,118** (5,27)	—	-5,767** (-2,20)	—	,937	,997	1,74	,1009
(19)	- 7,251** (- 4,36)	0,050 (0,45)	0,887** (3,74)	0,001 (1,23)	-9,087** (-3,64)	-2,756** (-2,81)	,960	,982	1,71	,0982
(19)	- 7,290** (- 4,28)	0,074 (0,66)	0,888** (3,69)	—	-9,266** (-3,70)	-2,750** (-2,81)	,962	,982	1,78	,0983
(19)	- 1,413 (- 0,73)	0,328* (1,81)	—	0,001 (1,27)	-8,758** (-3,37)	-2,597** (-2,83)	,989	,981	1,48	,1009
(19)	- 7,639** (- 5,33)	—	0,976** (6,02)	0,001 (1,30)	-9,082** (-3,69)	-2,777** (-2,83)	,954	,982	1,51	,0990
(19)	- 7,876** (- 5,54)	—	1,022** (6,45)	—	-9,277** (-3,77)	-2,783** (-2,84)	,954	,982	1,72	,0992
(19)	12,219* ( 1,93)	—	—	0,002* (1,77)	-8,813** (-3,32)	-2,701** (-2,77)	,998	,981	1,51	,1010

Ver anotações na tabela 2.

Os parâmetros na tabela 3 não são significativamente diferentes dos parâmetros na tabela 2. Note-se também que o preço real de equilíbrio nas ações é independente do nível nominal da oferta de moeda, o que demonstra a ausência de ilusão monetária.

A diferença marcante nos resultados da tabela 3 se refere ao impacto da renda real. É importante salientar que nos modelos (16) e (17), ou (18) e (19) não ficou esclarecido qual o conceito adequado de renda real; isto é, não foram distinguidos os efeitos da mudança na renda observada e os efeitos na renda permanente. Se o conceito relevante para a demanda pelos ativos é a renda permanente, então deveria ser esperado que variações na renda permanente (todas as demais variáveis mantidas constantes) deslocariam para cima ambas as demandas por moeda e por ações, e o efeito final sobre o preço real das ações seria incerto. Por outro lado, se a renda transitória é usada para comprar ativos financeiros, como ações e títulos,<sup>27</sup> então um aumento na renda transitória afetaria positivamente os preços das ações. Assim, para um dado aumento na renda transitória, o nível demandado de moeda não é afetado diretamente, porque a demanda por moeda é supostamente independente de componentes transitórios. Preços reais das ações seriam, contudo, afetados positivamente e diretamente pela renda transitória. Os resultados das tabelas 2 e 3 aparentam ser, de certa forma, contraditórios;<sup>28</sup> as variações nos preços das ações parecem depender de variações na renda real, mas o nível de preço das ações independe do nível da renda real. Uma explicação plausível seria de que, por definição, o componente transitório varia mais do que o componente permanente, e assim, a série de variações relativas na renda real estaria dominada pelo componente transitório, enquanto o nível da renda real estaria dominado pelo componente permanente.

As figuras 6 e 7 reproduzem os valores observados, estimados, e a contribuição de cada variável importante para a estimação do nível do índice nominal e real da Bolsa do Rio de Janeiro. Os valores estimados sem o componente serial dos resíduos<sup>29</sup> são também comparados com

<sup>27</sup> Para uma discussão dos efeitos isolados da renda permanente e renda transitória sobre a demanda por ativos, consultar Darby, M. R. The allocation of transitory income among consumers' assets. *American Economic Review*, v. 62, p. 928-41, Dec. 1972.

<sup>28</sup> Note-se que a não-significância do coeficiente de renda real nos modelos (18) e (19) não decorre de multicolinearidade elevada com outras variáveis independentes. A série *proxy* de renda real e a oferta de moeda possuem alguma correlação, mas o coeficiente  $R_y$  da regressão só se torna significativo na explicação dos preços reais das ações ( $P_k$ ) na última regressão da tabela 3.

<sup>29</sup> A técnica de Cochrane-Orcutt introduz  $qu_{t-1}$  como variável explicativa do nível corrente de IBV. Assim, este componente  $qu_{t-1}$ , que não pode ser previsto por um prazo mais longo que um mês, foi omitido numa das seqüências de valores estimados.

os valores observados. As principais conclusões são duas. Primeira: a inclinação da tendência de  $\log P_n$  na figura 6 é aproximadamente igual à inclinação de  $\log M$  até 1968, quando a inclinação de  $\log P_n$  é acrescida substancialmente pelo crescimento nos lucros reais das sociedades anônimas. Observe-se que a oferta nominal de moeda não é importante para explicar os movimentos de longo prazo do índice IBV real na figura 7. Os lucros reais assumem o principal papel na explicação da tendência dos preços reais das ações. Excluindo estes dois argumentos, parte dos resíduos é explicada pela taxa esperada de inflação e, secundariamente, pela expectativa de retorno real nas ORTN. Uma proporção substancial das flutuações permanece, entretanto, explicável apenas pelo componente serial nos resíduos  $\rho u_{t-1}$ . Assim, as flutuações em 1963, 1969 e 1971 não podem ser explicadas por variável alguma do modelo, exceto pelo termo  $\rho u_{t-1}$ .

Segunda: as estimativas, excluindo o comportamento serial nos resíduos, possuem uma atuação medíocre na maioria dos períodos. Uma razoável parte das flutuações de curto e médio prazo teria que ser justificada, ou por variáveis externas ao modelo, ou por modelos de expectativas mais sofisticados. Este fato confirma que não podemos nos basear, ingenuamente, nas regressões para prever os movimentos de curto e médio prazo, embora haja uma razoável confiança de que os modelos são válidos a longo prazo.

Numa extensão do modelo vamos agora analisar as flutuações na relação lucro/preço, agregada para o mercado de ações. Os resultados empíricos nas tabelas 2 e 3 nos permitem assumir que o preço real (agregado) das ações é homogêneo linear nos lucros reais e independente da oferta nominal de moeda e da renda real. Portanto, da equação (1) podemos escrever

$$\nu P_k^* = R (M^*, \nu X^*, y, \Pi, r_b^e) \quad (20)$$

e supondo,

$$\nu = 1/X^*; \hat{R}_m \cong 0; \text{ e } R. \cong 0.$$

obtemos

$$\left( \frac{P_t}{X} \right)^* = g (\Pi, r_b^e)$$

ou

$$\left( \frac{X}{P_k} \right)^* = n (\Pi, r_b^e) \quad (21)$$

Figura 6

Valores observados e contribuição das principais variáveis para os valores estimados do preço nominal de ações

Período: fevereiro de 1955 a dezembro de 1971

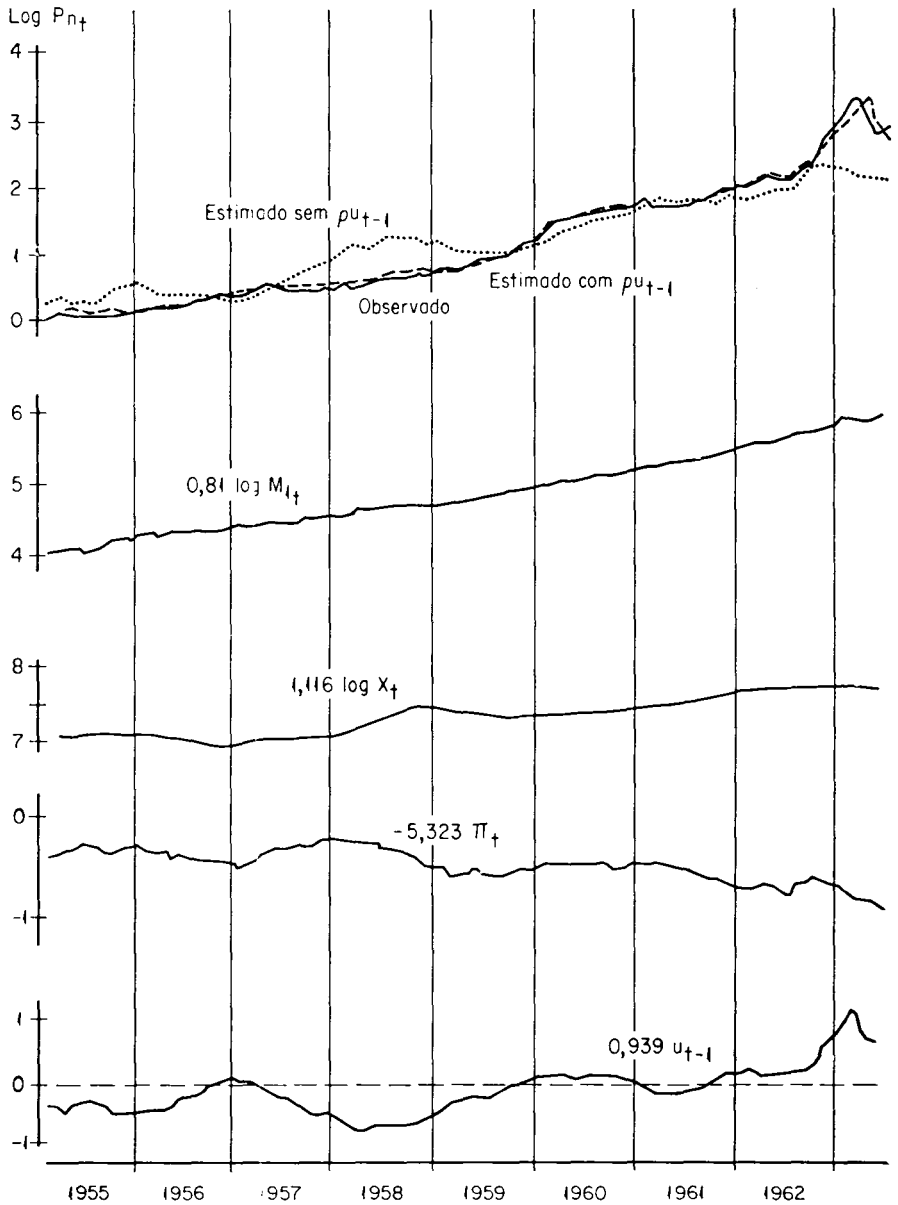




Figura 6a

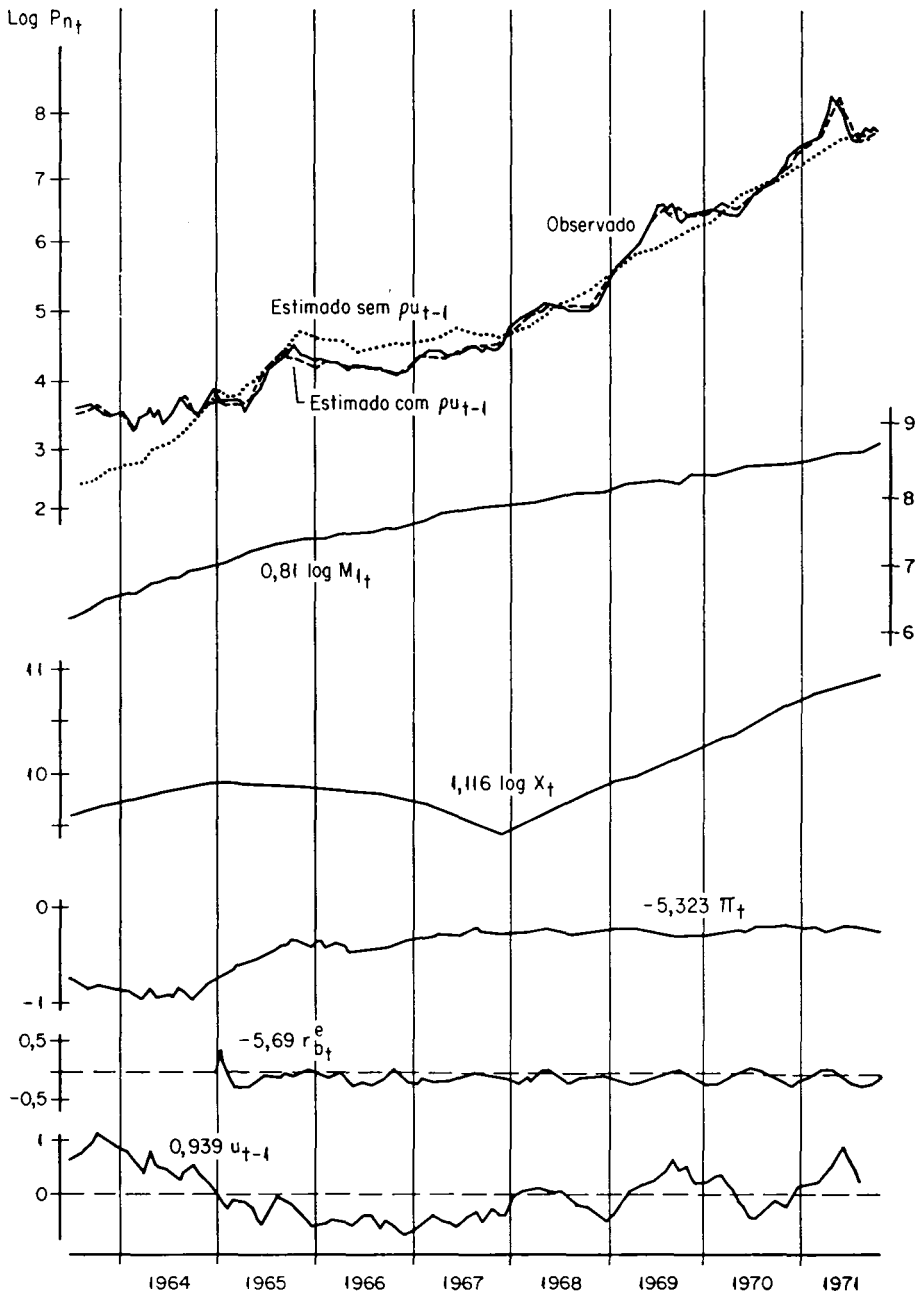


Figura 7

Valores observados e contribuição das principais variáveis para os valores estimados do preço real de ações  
Período: fevereiro de 1955 a dezembro de 1971

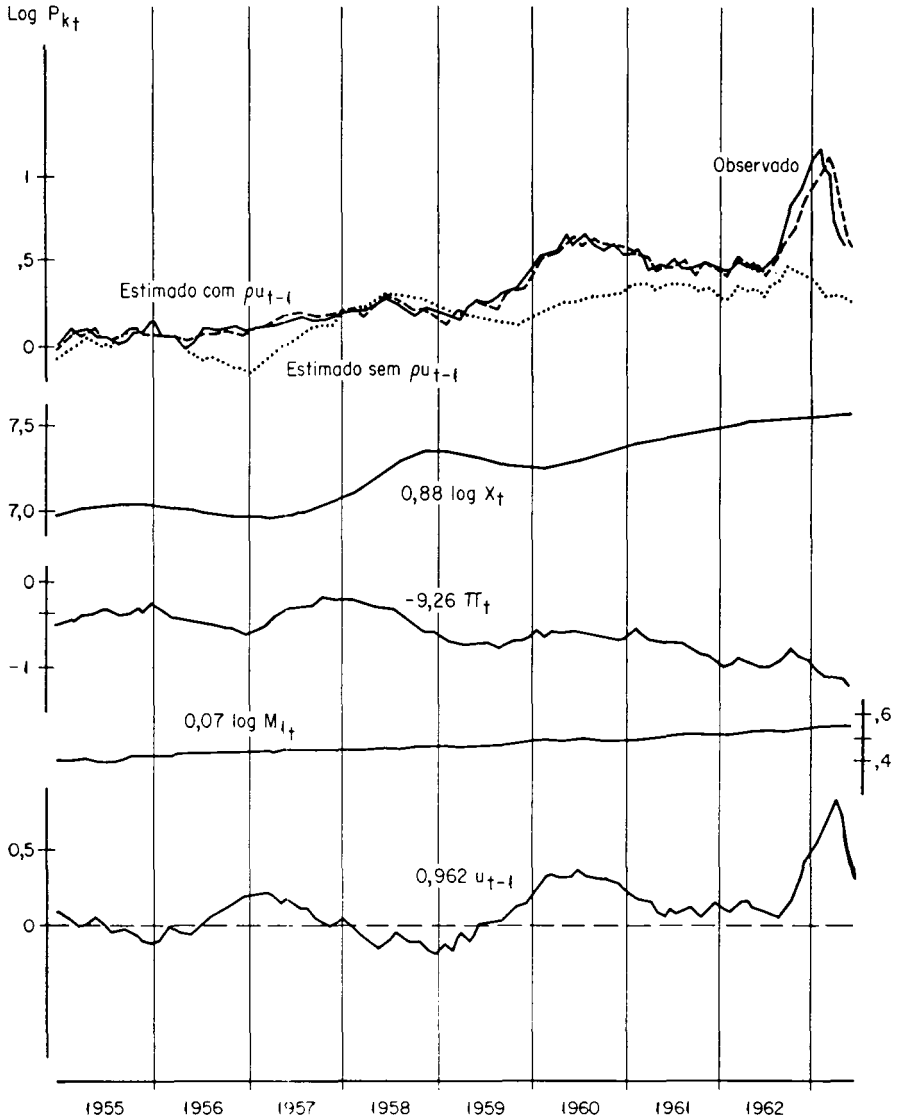
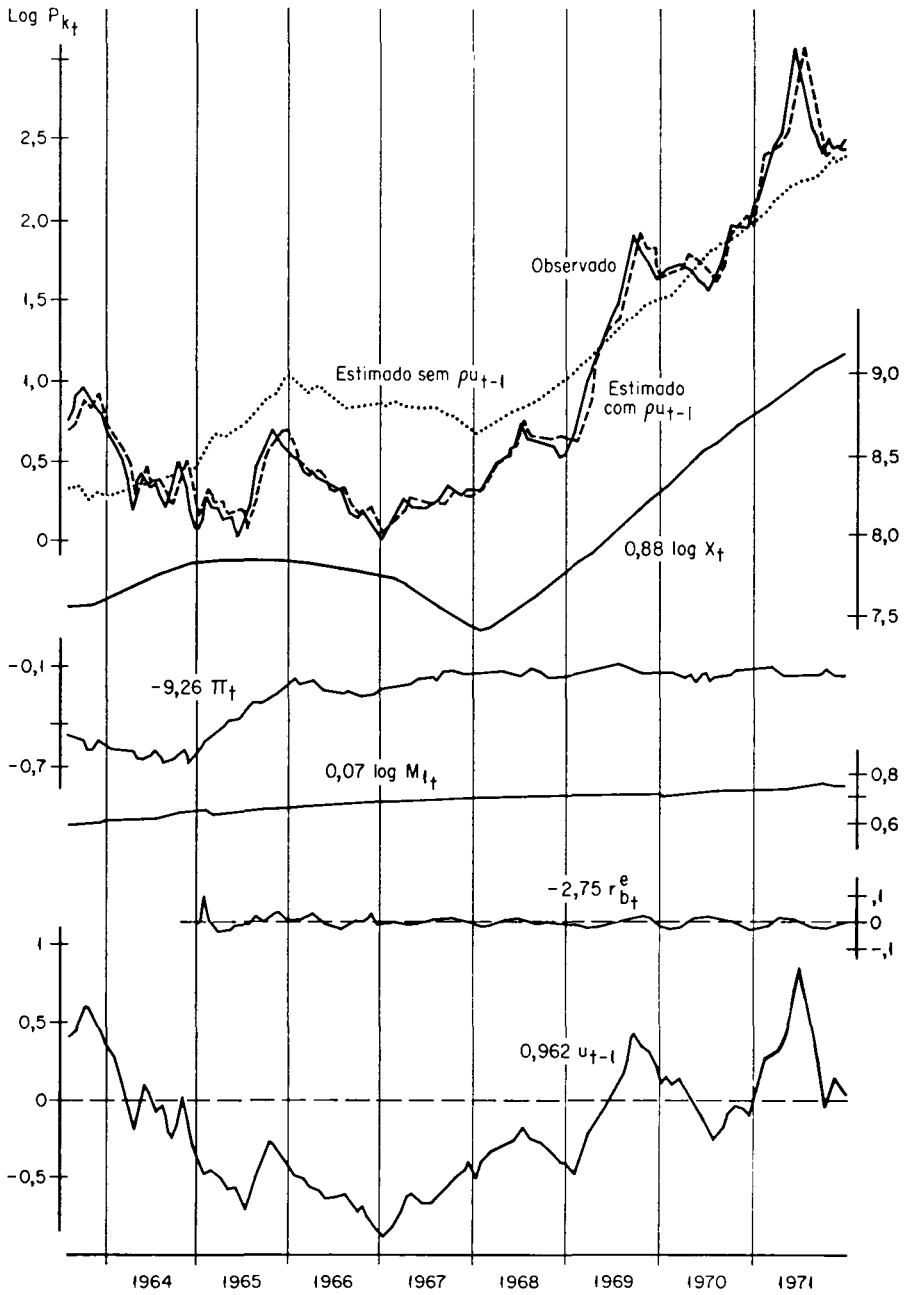


Figura 7a



onde  $(X/P_k)^*$ , a relação lucro/preço de equilíbrio, é explicada pela taxa esperada de inflação e pela taxa de desconto real  $r_b^e$ . É importante salientar que uma equação semelhante seria obtida com a teoria convencional de valorização. A figura 8 reproduz no mesmo gráfico os movimentos da relação lucro/preço e a taxa (centrada anualmente) de inflação. Para a maioria dos períodos os movimentos das duas séries são semelhantes. Isto significa que a expectativa de inflação deve ser um dos principais determinantes das flutuações na relação lucro/preço. De fato, a estimação de uma forma linearizada do modelo (21) resulta no seguinte resultado para o período 1955-71:

$$\left(\frac{\hat{X}}{P_k}\right)_t = 0,648 + 5,269 r_{b,t} + 18,191 \Pi_t$$

(3,09)      (4,28)      (4,34)

$$R^2 = 0,923$$

$$D.W. = 1,71$$

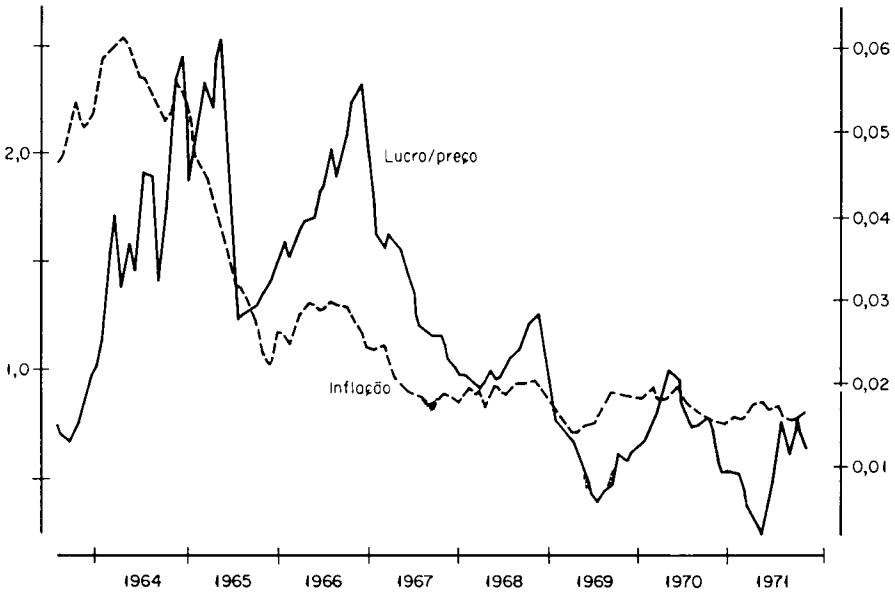
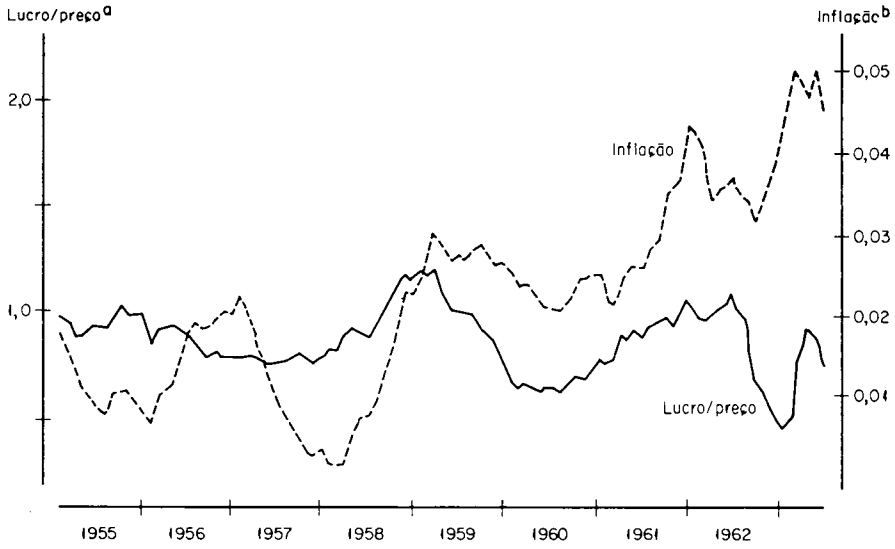
$$E.P. = 0,122$$

A regressão foi estimada com a técnica de Cochrane-Orcutt para corrigir uma forte dependência serial nos resíduos. Os coeficientes de ambas as variáveis são bastante significantes, e o poder de explicação da regressão é excelente. Observe-se que os retornos reais em ORTN afetam positivamente a relação  $X/P_k$ , conforme era esperado. A elasticidade da relação lucro/preço com respeito às expectativas de inflação é aproximadamente 0,38, e é substancialmente mais elevada do que a elasticidade de 0,004 com respeito aos retornos em ORTN. Além disto, os movimentos na taxa esperada de inflação explicam mais da metade (beta de 0,56) das flutuações da relação lucro/preço. Entretanto, a estimativa da influência das expectativas de inflação na relação lucro/preço e no índice IBV conflita com um raciocínio lógico e, de certa forma, esperado. Este ponto ainda será discutido com maiores detalhes.

As elasticidades de resposta do índice IBV às diversas variáveis estão reproduzidas na tabela 4. Todas as variáveis, exceto as expectativas de inflação e retorno real nas ORTN, foram expressas em logaritmos ou em taxas de variação. Logo, os parâmetros de regressão representam as elasticidades. As elasticidades, com respeito às expectativas de inflação e retorno, são obtidas com o produto dos coeficientes de regressão pela média das séries.

Figura 8

Os movimentos da inflação e relação lucro/preço no Brasil



a Média de 1955 = 1

b A taxa é centrada:

$$\frac{P_t - P_{t-12}}{12 P_{t-6}}$$

Tabela 4

Elasticidades de resposta do mercado de ações no Brasil  
— período 1955-1971

	Preços nominais		Preços reais	
	Modelo (16) <sup>a</sup>	Modelo (18) <sup>b</sup>	Modelo (17) <sup>a</sup>	Modelo (19) <sup>c</sup>
Moeda	0,833 <sup>f</sup>	0,810	—	—
Lucros reais	1,065	1,116	1,151	1,022
Renda real	0,306	—	0,307	—
Inflação	-0,099	-0,149	-0,199	-0,259
Retornos em ORTN	-0,020 <sup>d</sup>	-0,024 <sup>d</sup>	-0,020 <sup>d</sup>	-0,025 <sup>d</sup>
	-0,060 <sup>e</sup>	-0,072 <sup>e</sup>	-0,060 <sup>e</sup>	-0,075 <sup>e</sup>

a Valores obtidos da tabela 2 (S=3).

b Valores obtidos da tabela 3, regressão, n.º 3.

c Valores obtidos da tabela 3, regressão n.º 9.

d Elasticidades obtidas com a multiplicação do coeficiente de regressão pela média da série 1955-1971.

e Id. para o período 1965-1971.

f Significante ao nível de 10%.

Para cada 1% de aumento na oferta nominal de moeda, os preços nominais das ações aumentam em 0,8%, mas o efeito acumulado não é significativamente diferente das unidades. A elasticidade de renda real transitória é significativa ao nível de 5% e para cada 1% de aumento na renda transitória os preços das ações aumentam de 0,3%. A elasticidade com respeito aos lucros é ligeiramente superior à unidade, embora as estimativas não sejam significativamente diferentes da unidade.

As elasticidades, com respeito ao retorno real nas ORTN e inflação, são ambas negativas e relativamente pequenas; 0,06-0,07 para os retornos em ORTN, e 0,1-0,2 para inflação. O sinal negativo para os retornos em ORTN é consistente com as implicações do modelo teórico.

Entretanto, o sinal negativo para o impacto das expectativas de inflação no mercado brasileiro de ações é de certa forma surpreendente, porque ações têm sido consideradas como uma proteção eficaz contra a inflação. Este argumento chega mesmo a ser enfatizado frequentemente na literatura econômica, e talvez pela freqüência com que é repetido,

tenha-se transformado falaciosamente numa regra econômica. No entanto, parece existir uma contradição generalizada ao argumento. Comprovações empíricas para um grande número de países concordam que o argumento de proteção eficiente contra inflação através de ações é uma mera falácia.<sup>30</sup>

## 5. As condições do mercado em 1972 e 1973

O objetivo desta parte é acrescentar uma discussão rápida sobre as prováveis causas do comportamento depressivo no mercado de ações desde o segundo semestre de 1971. Inicialmente, devemos ressaltar com humildade que as simulações (não reproduzidas aqui) com os modelos para os semestres janeiro-junho de 1972 e julho-dezembro de 1972 acusaram erros substanciais, acima de 50% em ambos os semestres.

Uma análise atenta do gráfico 6 mostra que já anteriormente o modelo (excluindo o componente serial nos resíduos) havia cometido erros elevados em 1966 e 1967. Nestes dois anos, os erros relativos foram maiores que 30% ao mês. Portanto, o erro médio de 50% em 1972 ainda estaria dentro da faixa de confiança das previsões.

Além disto — e este aspecto é importante — o modelo monetarista, apesar de todas as suas implicações bastante realistas, deve ser encarado como válido apenas a longo prazo. A teoria quantitativa da moeda nunca propôs-se a interpretar e prever infalivelmente os fenômenos de curto prazo. Da mesma forma que o mercado brasileiro de ações após 1967 compensou o crescimento medíocre em 1966 e 1967, podemos estar certos de que o mercado tornará a reagir e compensará os baixos retornos em 1972 e 1973. Os ingredientes básicos para uma taxa razoável de crescimento no mercado de ações continuam disponíveis à sociedade; esta-

<sup>30</sup> Resumindo rapidamente a literatura para outros países, existe evidência empírica para Argentina, Canadá, Colômbia, Estados Unidos, México, Peru e Venezuela. Para os Estados Unidos consultar Keran, M. Expectations, money, and the stock market. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*, v. 53, p. 16-31, Jan. 1971; Reilly, F. K. et al. Inflation, inflation hedges and common stocks. *Financial Analysis Journal*, v. 26, p. 104-10, Jan.-Feb. 1970; Sprinkel, B. *Money and markets: a monetarist view*. Homewood, Ill. Richard D. Irwin, 1971. p. 171-6; e Hamburger, M. J. & Kochin, L. A. Money and stock prices: the channels of influence. *Journal of Finance*, v. 27, p. 231-49, May 1972. Para o Canadá, ver Pesando, J. E. *The supply of money and common stock prices: further observations on the econometric evidence*. University of Toronto, Canada, Nov. 1972. Para os países latinos consultar Basch, A. & Kybal, M. *Capital markets in Latin America: a general survey and six country studies*. New York, Praeger, 1970. Cap. 3, p. 76-83. Para uma extensa comprovação empírica do caso brasileiro, ver trabalho do autor do presente artigo: Inflação e o mercado de ações no Brasil: teste de algumas hipóteses. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 3, n. 4, p. 913-36, 1973.

bilidade política, excelente crescimento do produto industrial, renda real e lucros, e um programa sério de combate gradual à inflação.

Existe, entretanto, a possibilidade de que o comportamento dos investidores tenha se modificado, e/ou que variáveis fundamentais não incluídas no modelo, como o estoque de ações  $K$  e os retornos em cadernetas de poupança, tenham deslocado para baixo o nível de equilíbrio dos preços das ações. Por exemplo, durante 1971 e 1972 o estoque de ações nas mãos do público aumentou consideravelmente. Ao mesmo tempo persiste uma crescente demanda por cadernetas de poupança. Ambos os fatos implicariam que, dada a demanda por um estoque de ações, o preço de equilíbrio estaria numa posição mais baixa em 1972 e 1973 devido à maior oferta e devido também aos rendimentos alternativos (e risco nulo) das cadernetas de poupança. Sem dúvida, esta é uma hipótese plausível que mereceria ser estudada com mais profundidade.

## 6. Conclusões

Este artigo sintetizou as evidências mais importantes para a explicação dos movimentos do mercado de ações do Rio de Janeiro. A conclusão geral é de que a oferta monetária, os lucros reais das sociedades anônimas, e as expectativas de inflação e retornos em ORTN afetam significativamente o nível e o comportamento do mercado.

Procuramos também investigar a viabilidade de estratégias lucrativas para prever movimentos de curto e médio prazo. A resposta foi claramente negativa por duas razões. Primeiro, porque a maioria das grandes flutuações permanece sem explicação razoável e é exatamente na predição destes movimentos que reside a possibilidade de ganhos anormais. Segundo, nada foi dito sobre os movimentos diários e semanais. Vários experimentos com elevado número de ações comprovam que estes movimentos diários e semanais tendem a seguir uma seqüência aleatória (*random walk*). Sem dúvida, o modelo monetarista não pretende chegar a este nível de detalhe. Finalmente, cabe ressaltar que quanto mais longo o horizonte, mais correto e válido deverá ser o modelo monetarista.