

Inflação e o mercado de ações no Brasil: teste de algumas hipóteses *

CLAUDIO ROBERTO CONTADOR **

1 — Introdução

A afirmativa de que ações constituem uma proteção eficiente contra inflação é freqüentemente enfatizada na literatura econômica. Entretanto, as comprovações empíricas para um número crescente de países demonstram o oposto, sugerindo assim que o argumento é falacioso.¹ O objetivo deste trabalho é sumariar e testar com dados brasileiros algumas das teorias sobre as quais se baseia a afirmativa. Sem dúvida, existe ainda muita discussão e poucos resultados definitivos sobre o assunto em outros países. Face à experiência infla-

* O presente artigo é uma tradução modificada de um trabalho ("Inflation and the Stock Market in Brazil: Test of Some Hypotheses") apresentado pelo autor em "Money and Banking Workshop" na Universidade de Chicago em 14 de novembro de 1972. Posteriormente, uma nova versão foi apresentada em "Latin American Workshop" na mesma Universidade, em 25 de maio de 1973. O autor fica bastante agradecido aos comentários e críticas feitas pelos professores Robert Barro, Fischer Black, Stanley Fischer, Robert J. Gordon, A. C. Harberger, H. Gregg Lewis e Don Patinkin. Naturalmente, os erros permanecem sob sua responsabilidade.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

¹ Existe evidência empírica pelo menos para Argentina, Brasil, Canadá, Colômbia, Estados Unidos, México, Peru e Venezuela. Para a evidência americana, ver, por exemplo, Michael W. Keran, "Expectations, Money and the Stock Market", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 53, (janeiro de 1971), pp. 16-31; F. K. Reilly, G. L. Johnson, e R. E. Smith, "Inflation, Inflation Hedges and Common Stocks", *Financial Analysts Journal*, vol. 26, (janeiro e fevereiro, 1970), pp. 104-110; Beryl Sprinkel, *Money and Markets: A Monetarist View*, (Homewood, Ill.: Richard D. Irwin, 1971). Para o Canadá, consulte J. E. Pessando, "The Supply of Money and Common Stock Prices; Further Observations on the Econometric Evidence", Working Paper n. 7.215, (Canadá: Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy, novembro de 1972). Para os países latino-americanos, veja A. Basch e M. Kybal, *Capital Markets in Latin America: A General Survey and Six Country Studies*, (New York: Praeger Pub. Co, 1970), pp. 76-83.

cionária brasileira e ao mesmo tempo em que se ensaiam os primeiros passos no sentido de desenvolver o mercado de capitais, este trabalho pretende iniciar um debate objetivo sobre o mecanismo de comportamento do mercado de ações no Brasil. Aos possíveis críticos é lançado o apelo de considerarem as limitações estatísticas que, se inexistentes, permitiriam análises mais sofisticadas e completas do assunto.

Podemos distinguir basicamente quatro enfoques distintos para a discussão do argumento da “proteção contra inflação” (*inflation-hedge*): a) a hipótese Fisher-Keynes; b) a hipótese Mitchell-Hamilton; c) a hipótese da “taxação injusta”; e d) a hipótese das expectativas imperfeitas de Keran. Assim, após a descrição do significado clássico de cada alternativa, procurar-se-á testá-las empiricamente e, ao fim do estudo, acrescentar-se-á um enfoque adicional baseado num modelo determinístico de preço de ativos. Este é, essencialmente, o roteiro do presente trabalho.

2 — A hipótese Fisher-Keynes

Esta hipótese decorre basicamente dos trabalhos de Fisher e de Keynes² e baseia-se no princípio de que as sociedades anônimas no seu conjunto são devedoras em termos monetários. Nesta condição, as firmas se beneficiam com o processo inflacionário se a inflação crescente permitir a liquidação dos débitos com moeda “depreciada”. Então, para que a inflação afete positivamente o valor de mercado do setor privado da economia, como admitem Fisher e Keynes, duas condições são necessárias:

² Irving Fisher, *The Purchasing Power of Money*, (New York: The Mac-Millan Co., 1911), Capítulo 4; J. M. Keynes, *Tract on Monetary Reform*, (New York: Harcourt Brace and Co., 1924), Capítulo I. Para um excelente tratamento da hipótese Fisher-Keynes consultar R. A. Kessel, “Inflation-Caused Wealth Redistribution; A Test of a Hypothesis”, *American Economic Review*, vol. 66, (março de 1965), pp. 128-141; R. A. Kessel e A. A. Alchian, “Effects of Inflation”, *Journal of Political Economy*, vol. 70, (dezembro de 1962), pp. 521-537; e R. A. Kessel e A. A. Alchian, “Inflation and Stock Prices”, trabalho apresentado em “Seminar on the Analysis of Security Prices”, (Universidade de Chicago, maio de 1965).

i) que as sociedades anônimas no seu agregado tenham uma posição líquida de débito monetário; e

ii) que existam antecipações imperfeitas de inflação por parte dos seus credores.

Kessel e Alchian suportam a primeira condição para algumas corporações nos Estados Unidos, embora a frequência de devedores na amostra não seja suficientemente significativa para generalizar esta conclusão para o conjunto de corporações.³ Nenhum teste foi feito com o balanço consolidado do setor. Concernente à segunda condição, inúmeros estudos para os Estados Unidos concluem, ou que o mercado não antecipa perfeitamente a inflação, ou que transcorre um prazo bastante longo antes da taxa nominal de juros refletir corretamente as expectativas de inflação.⁴

Se qualquer uma das condições é rejeitada pelas evidências, então a validade da hipótese de Fisher-Keynes torna-se duvidosa. No teste empírico para o caso brasileiro vamos concentrar-nos por enquanto na condição líquida de débito-crédito. Em termos simples, a condição (i) implica que quanto mais devedora (credora) a firma é, mais ela deveria beneficiar-se (prejudicar-se) com inflação. Necessitamos, então, classificar o conjunto das Sociedades Anônimas em termos de devedoras ou credoras, e a seguir identificar como a posição débito-crédito é afetada pela inflação.

O método adotado para identificar a posição monetária de débito ou crédito obedece à metodologia sugerida por Kessel. As contas dos balanços das Sociedades Anônimas são classificadas em

³ Kessel, "Inflation-Caused Wealth Redistribution: A Test of a Hypothesis", *op. cit.*, p. 135; Kessel e Alchian, "Inflation and Stock Prices", *op. cit.*

⁴ Veja, por exemplo, P. Cagan e A. Gandolfie, "The Lag in Monetary Policy as Implied by the Time Pattern of Monetary Effects on Interest Rates", *American Economic Review*, vol. 59, (maio de 1969), pp. 277-284; David Fand, "The Role of Monetary Policy in the Post-1965 Inflation", *Financial Analysts Journal*, vol. 26, (março/abril de 1970), pp. 17-29; W. E. Gibson, "Price Expectation Effects on Interest Rates", *Journal of Finance*, vol. 25, (março de 1970), pp. 19-34; "Interest Rate and Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 78, (maio/junho de 1970), pp. 431-455; e "Interest Rates and Inflationary Expectations; New Evidence", *American Economic Review*, vol. 62, (dezembro de 1972), pp. 859-865; W. P. Yobe e D. Karnosky, "Interest Rates and Price Level Changer", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 51, (dezembro de 1969), pp. 19-36.

“reais”, isto é, aquelas cujo valor nominal modifica-se aproximadamente na mesma proporção da inflação, e “monetárias”, cujos valores e rendimentos são fixos em termos nominais.⁵ Infelizmente, foi impossível obedecer rigorosamente à metodologia de Kessel, devido ao nível de agregação dos dados brasileiros. Utilizou-se, alternativamente, a classificação simplificada das pesquisas publicadas pela Fundação Getúlio Vargas na *Conjuntura Econômica*, procurando-se várias alternativas de aproximação à classificação de Kessel. Os experimentos (não reproduzidos aqui) em geral sugeriram que tanto a indústria como o agregado de sociedades anônimas são devedores dentro da classificação monetária de Kessel. Por outro lado, a correlação entre a taxa de inflação, medida pelo índice geral de preços por atacado, e a situação monetária líquida (deflacionada) apresenta sinal negativo e alguns valores não significantes na totalidade dos experimentos. A conclusão é de que o balanço agregado das sociedades anônimas no Brasil figura em posição monetária devedora, isto é, o valor real de mercado das sociedades anônimas, em sentido agregado, tenderia a elevar-se durante o processo inflacionário. Em princípio, tal conclusão estaria de acordo com a intuição de Keynes. No entanto, a relação entre o preço real das ações (medido pelo índice BV) e a taxa de inflação indica o oposto, isto é, o mercado de ações no Brasil (como nos outros países) tende a reagir inversamente à inflação. A conclusão de que as empresas são devedoras poderia, entretanto, ser compatível com esta correlação negativa se ficasse comprovado que as taxas nominais de juros são muito sensíveis às expectativas de inflação, ao variarem mais que proporcionalmente a tais expectativas. Esta será a próxima hipótese a ser testada.

A segunda condição da hipótese Fisher-Keynes relaciona-se com o mecanismo de formação das expectativas de inflação, desde que as taxas nominais de juros reflitam eficientemente tais expectativas. Segundo a identidade de Fisher, a taxa nominal de juros com-

⁵ Kessel apresenta a seguinte classificação “contábil”: (i) ativo “monetário”: caixa, depósitos à vista, títulos a receber, imposto restituível, ouro, etc., e (ii) passivo “monetário”: contas a pagar, imposto devido, reservas, debêntures e ações preferenciais. Naturalmente, a classificação como está exposta ignora a existência de um sistema automático de “correção monetária” como o instituído no Brasil após 1964.

põe-se de uma taxa real, dependente da produtividade marginal do capital, e um componente que reflete as expectativas de inflação. Num modelo “modificado” podemos escrever:

$$i_t = r_t + \gamma \pi_t \quad (1)$$

onde i_t é a taxa nominal de juros; r_t , a taxa real; e π_t , a expectativa de inflação. Num mercado eficiente $\gamma = 1$, e a expressão (1) resulta na identidade fisheriana.

Para testar a condição (ii), investigam-se os valores assumidos pelo coeficiente de “sensibilidade à inflação” γ . Para consistência com a idéia de correlação negativa entre inflação e comportamento do mercado de ações e com a conclusão anterior de que as sociedades anônimas seriam, em geral, credoras, o valor estimado para γ deveria ser superior à unidade ($\gamma > 1$).

O teste adota um enfoque monetarista “wickselliano”⁶ para distinguir os efeitos “liquidez”, “renda-nominal”, e “expectativa de inflação”, gerados pela política monetária:⁷

$$i_t = \Psi(B) M_t + \gamma \pi_t \quad (2)$$

$$\text{onde } \Psi(B) M_t = \Psi_0 M_t + \Psi_1 M_{t-1} + \Psi_2 M_{t-2} + \dots \quad (3)$$

corresponde a um polinômio englobando os efeitos retardados da oferta nominal de moeda M_t .⁸

⁶ Veja Milton Friedman, “The Role of Monetary Policy”, *American Economic Review*, vol. 58, (março de 1968), pp. 1-17; “Factors Affecting the Level of Interest Rates”, *Saving and Residential Financing May 1968 Conference Proceedings*, pp. 10-27; e um modelo mais completo por Phillip Cagan, *The Channels of Monetary Effects on Interest Rates*, (New York: Columbia University Press, 1972).

⁷ O modelo de Cagan distingue os efeitos “portfolio”, “crédito”, e “inflacionários”.

⁸ Este é o enfoque utilizado pela maioria dos autores; Thomas Sargent, “Commodity Price Expectations and the Interest Rate”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 83, (fevereiro de 1969), pp. 127-140; W. P. Yohe e D. Karnosky, “Interest Rates and Price Level Changer”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 51 (dezembro de 1969), pp. 19-36; W. E. Gibson “Price-Expectation Effects on Interest Rates”, *Journal of Finance*, vol. 25, (março de 1970), pp. 19-34; e “Interest Rate and Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, vol. 78 (maio/junho de 1970), pp. 431-455; Richard Zecher, “Implications of Four Econometric Models for the Indicator Issue”, *American Economic Review*, vol. 60, (maio de 1970), pp. 47-54.

A relação (2) será testada com dados mensais dos títulos: Letras de Câmbio, Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional e Letras Imobiliárias. A escolha destes três títulos é explicada pela existência de séries completas de taxas mensais de juros nos períodos mais recentes.

A Tabela 1 reproduz as estimativas de γ para as expectativas de inflação segundo o índice geral de preços por atacado. O polinômio $\Psi(B)$ engloba valores correntes e defasados, até onze meses, da oferta de moeda, segundo o conceito convencional de meios de pagamentos (papel-moeda em poder do público mais depósitos à vista nos bancos comerciais).

TABELA 1

Sensibilidade das Taxas Nominais de Juros às Expectativas de Inflação no Brasil

$$i_t = r [\Psi(B) M_t] + \gamma \pi_t$$

Títulos	Períodos	$\hat{\gamma}$	R ²	D.W.
Letras de Câmbio.....	1962-1971	0,295 (5,73)	0,949	2,02
Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional.....	1965-1971	0,714 (2,50)	0,751	1,71
Letras Imobiliárias.....	1967-1971	0,351 (1,05)	0,824	2,09

Os coeficientes entre parênteses correspondem ao teste estatístico "t". As expectativas de inflação π foram geradas pelo modelo de média-móvel reproduzido na Tabela 5.

As estimativas para a sensibilidade γ são menores que a unidade nos três casos analisados. A taxa de juros mais sensível à inflação esperada é a das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional. À primeira vista uma conclusão óbvia, pois tais títulos estão garantidos pela correção monetária nos seus rendimentos. Entretanto, o mesmo mecanismo é aplicado às Letras Imobiliárias, e estas sur-

gem com coeficiente de sensibilidade não significativamente diferente de zero. As Letras de Câmbio, embora com coeficiente significativamente diferente de zero, mostram-se com sensibilidade reduzida.⁹

Podemos, portanto, concluir que as taxas nominais de juros não refletem eficientemente as expectativas de inflação no Brasil. As causas da ineficiência residiriam na regulamentação e controle governamental e demais imperfeições do mercado.

Dado os valores $\gamma < 1$, parece válido afirmar que a taxa real de juros tende a decrescer durante processos inflacionários. Esta conclusão, aliada aos resultados anteriores da hipótese Fisher-Keynes, sugere que o mercado de ações deveria beneficiar-se com a inflação. Como tal não ocorre, torna-se necessário buscar outra hipótese para explicar a correlação negativa entre os movimentos dos preços das ações e a inflação.

3 — A hipótese Mitchell-Hamilton

A argumentação de Mitchell¹⁰ e Hamilton¹¹ resulta da observação de que a inflação implica a elevação de preços mais rápida do que a de salários. Desta forma, inflação estaria associada a lucros crescentes e preços reais das ações com tendência crescente. Outra linha do mesmo argumento enfatiza a existência de imperfeições no mercado de trabalho, onde os fatores auferem remuneração inferior ao produto marginal, quando do processo inflacionário.

Uma forma de testar essa hipótese consiste em estimar modelos de determinação da taxa de salários como função da taxa de in-

⁹ Evidência semelhante é apresentada por A. Moura da Silva, "The Expected Rate of Inflation and the Demand for Money: An Empirical Study of Argentina, Brazil, Chile and U.S.A.", tese de doutoramento inédita, (Universidade de Chicago, 1972) p. 58, restrita, entretanto, às Letras de Câmbio ($\gamma = 0,342$). O modelo reduzido de Moura da Silva difere em alguns aspectos da forma (2).

¹⁰ W. C. Mitchell, *Gold Prices and Wages Under the Greenback*, (Berkeley: University of California Press, 1908).

¹¹ E. J. Hamilton, "Profit Inflation and the Industrial Revolution; 1751-1800", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 56, (fevereiro de 1942), pp. 256-273. Para um resumo e teste recente da hipótese, veja R. A. Kessel e A. A. Alchian "The Meaning and Validity of the Inflation-Induced Lag of Wages Behind Prices", *American Economic Review*, vol. 50, (março de 1970), pp. 43-66.

flação corrente e passada, taxa de desemprego, produtividade do fator trabalho, taxa de lucros, capacidade ociosa, etc.¹² Infelizmente, as séries estatísticas destas variáveis não estão disponíveis no Brasil, o que implica a adoção de um teste indireto. Procurar-se-á verificar como as taxas de lucro real de setores específicos da economia, com diferentes intensidades relativas de fatores, se modificam em períodos de instabilidade inflacionária. Seleccionam-se seis setores, para os quais não existem dúvidas quanto à intensidade relativa de capital e trabalho. Para representar processos intensivos em trabalho, escolhem-se os setores Têxtil, Construção Civil e Comércio, e, como intensivos em capital, Mineração, Energia Elétrica e Comunicações.

Se a hipótese Mitchell-Hamilton for válida no Brasil, a implicação lógica é de que a lucratividade dos setores cuja atividade é intensiva em trabalho deve aumentar em períodos inflacionários, visto que uma parte considerável do custo total, sob a forma de salários, está sendo sub-remunerada em termos reais. Os setores com processos intensivos em capital também se beneficiam com a rigidez dos salários. Contudo, como os custos do capital tendem a acompanhar a inflação, a *performance* em termos de lucratividade será em média inferior à dos setores intensivos do fator trabalho, em períodos de inflação crescente.

As Tabelas 2 e 3 apresentam os valores do lucro real total e do lucro por unidade de ativo para os seis setores, bem como os totais para a indústria e para o conjunto das sociedades anônimas. Claramente, os coeficientes de correlação, na última linha da Tabela 2, indicam que os lucros reais da indústria Têxtil e do Comércio (ambos intensivos em trabalho) e Mineração (intensivo em capital) são, positiva e significativamente, associados à inflação no Brasil. Os lucros reais de Comunicações e Energia Elétrica (intensivos em capital) e Construção Civil são, por outro lado, inversamente as-

¹² Para uma exposição de tais modelos consulte, por exemplo, G. L. Perry, *Unemployment, Money Wage Rates and Inflation*, (Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1966), pp. 40-47; M. K. Evans, *Macroeconomic Activity; Theory, Forecasting and Control*, (New York: Harper and Row Pub., 1969), pp. 268-280; e R. J. Gordon "Inflation in Recession and Recovery", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. II, (1971).

sociados à inflação, embora apenas no primeiro (Comunicações) o coeficiente de correlação seja significativamente diferente de zero, ao nível de 5%.

A Tabela 3, contudo, parece mais útil para o teste, porque nela eliminou-se a tendência das variáveis. Com tal procedimento, quatro dos seis coeficientes figuram com sinais corretos segundo a hipótese Mitchell-Hamilton, e significativamente diferentes de zero ao nível de 5%. Também a lucratividade da indústria como um todo e do total geral variam no mesmo sentido da inflação.

Assim, as conclusões parecem dar apoio à hipótese de Mitchell e Hamilton. É preciso, contudo, mencionar duas possíveis distorções. A primeira, e mais importante, diz respeito ao uso do custo histórico do capital fixo. Durante o período examinado, 1956-1968, a correção monetária dos ativos foi penalizada sob a forma de elevada taxaço, o que deve ter acarretado subestimação dos ativos a preços de mercado. Já as distorções das estatísticas de lucros devem ter sido relativamente menores. Assim, altas taxas de inflação estão associadas à superestimação da rentabilidade, sendo possível que análises mais detalhadas modifiquem as conclusões, no sentido da rejeição da hipótese Mitchell-Hamilton. A segunda distorção associa-se à existência de outros fatores na relação entre inflação e lucros. Uma explicação alternativa e bastante realista, para a coincidência entre as conclusões da hipótese Mitchell-Hamilton e o sinal negativo nos setores intensivos em capital, Comunicações e Energia Elétrica, é a de que estes produzem serviços públicos sujeitos a controle de preços. A inflação reprimida através de tarifas nominais fixas explicaria talvez melhor a relação negativa entre a inflação e lucros.

4 — A hipótese da “taxação injusta”

Existem pelo menos dois argumentos implícitos nesta hipótese. Primeiro, os lucros são sobretaxados nos períodos inflacionários se as taxas marginais crescentes do imposto sobre os lucros são mantidas; lucros nominalmente crescentes com taxaço progressiva podem resultar em lucros líquidos reais decrescentes. Outro argumento

refere-se à forma com que a legislação considera as reservas para depreciação.¹³ Reservas para depreciação fazem parte do retorno total às ações e são fixas em valores nominais. Se em resultado da inflação crescente diminui a parte real não taxável dos retornos e aumenta a base taxável, então ter-se-iam provavelmente efeitos negativos sobre os lucros líquidos reais das sociedades anônimas.

TABELA 2

Lucros Reais de Setores Seleccionados no Brasil*

Anos	Intensivo em Trabalho			Intensivo em Capital			Indústria	Total
	Têxtil	Construção	Comércio	Minação	Energia Elétrica	Comunicações		
1956	142,9	34,5	557,8	48,3	165,8	8,5	1.928,6	3.118,5
1957	138,0	51,9	527,8	124,9	148,1	47,0	2.145,3	2.735,2
1958	293,0	52,8	688,3	97,2	76,5	73,3	3.265,5	4.227,8
1959	133,2	44,0	574,8	169,7	104,5	42,2	3.552,5	4.446,9
1960	257,9	63,6	629,1	305,7	110,6	72,0	3.248,9	4.256,8
1961	357,6	74,8	771,1	238,6	110,7	32,8	3.810,0	4.848,9
1962	442,3	72,8	784,7	329,9	7,7	6,0	4.167,6	5.098,3
1963	400,8	63,8	904,7	168,0	72,4	4,4	4.208,5	5.692,7
1964	634,1	86,7	1.231,9	260,8	-55,2	-17,2	5.518,6	7.358,6
1965	398,3	154,1	1.267,2	371,7	236,1	-79,4	5.407,7	7.142,6
1966	383,3	149,8	1.262,6	241,1	499,9	107,8	4.906,5	7.247,5
1967	262,6	162,1	952,6	191,9	1.313,9	131,9	3.285,5	5.852,2
1968	517,8	373,6	1.063,2	208,7	1.225,7	101,9	5.133,5	7.733,6
r**	0,68***	-0,11	0,53***	0,49***	-0,36	-0,57***	0,65***	0,41***

FONTE: "Resultados de Sociedades Anônimas", *Conjuntura Econômica*, vários números.

* Valores em Cr\$ milhões a preços de 1971.

** Coeficientes de correlação entre a taxa anual de inflação (medida pelo índice de preços por atacado) e lucros reais de cada setor.

*** Coeficientes significativamente diferentes de zero ao nível de 5%.

13 L. De Alessi, "Do Business Firms Gain From Inflation?", *Journal of Business*, vol. 37, (abril de 1964), pp. 162-166; D. A. Nichols, "A Note on Inflation and Common Stock Values", *Journal of Finance*, vol. 23, (junho de 1968), pp. 655-657; e B. Motley, "Inflation and Common Stock Values: Comment", *Journal of Finance*, vol. 24, (junho de 1969); pp. 530-535.

TABELA 3

Proporção de Lucros no Total do Ativo

(Em percentuais)

Anos	Intensivo em Trabalho			Intensivo em Capital			Indústria	Total
	Têxtil	Cons- trução	Co- mércio	Mine- ração	Energia Elétrica	Comuni- cações		
1956	2,42	2,53	5,38	5,90	2,94	2,31	5,45	4,20
1957	2,93	2,36	6,07	10,21	2,64	3,82	6,24	5,76
1958	5,78	2,02	7,04	7,45	1,39	5,06	8,22	6,75
1959	4,63	3,11	7,84	12,46	1,98	3,66	11,10	8,93
1960	8,37	2,70	7,71	20,65	2,19	6,67	9,45	7,34
1961	11,86	2,72	8,69	15,83	2,19	3,06	9,31	8,17
1962	14,18	2,55	8,93	21,02	2,10	3,85	11,13	9,30
1963	12,85	2,12	9,79	10,53	1,23	4,19	10,94	9,11
1964	11,17	2,03	9,32	14,58	-0,56	-1,10	9,72	8,06
1965	6,59	3,22	8,79	19,29	2,58	-4,62	9,00	7,79
1966	8,15	3,21	9,82	11,49	4,81	5,40	7,70	7,49
1967	5,46	2,93	9,81	10,07	5,18	4,41	4,85	5,30
1968	8,96	4,94	9,45	9,72	4,32	2,70	6,70	6,16
r*	0,68*	-0,29	0,57*	0,42*	-0,59*	-0,44*	0,64*	0,67*

FONTE: "Resultados de Sociedades Anônimas", *Conjuntura Económica*, vários números.

* Coeficientes de correlação entre a taxa de inflação anual e a proporção lucro total/ativo.

Ambos os argumentos podem ter sido importantes no Brasil antes de 1967, pois desde então a legislação passou a permitir correção monetária nos ativos fixos. Infelizmente a hipótese não pode ser testada, porque a taxa de inflação tem sido razoavelmente estável desde esse ano.

5 — A hipótese das expectativas imperfeitas de Keran

Um argumento mais recente foi sugerido e testado por Keran¹⁴ com dados americanos. As hipóteses básicas residem nas imperfeições do mecanismo de expectativas de lucros e da taxa nominal de desconto. Keran conclui que as expectativas inflacionárias nos EUA aumentam lucros esperados e taxas de juros, mas com a taxa nominal de juros sendo mais afetada que as expectativas de lucro, o que levaria à queda dos preços das ações nos períodos inflacionários. Infelizmente, o modelo de Keran, ainda que interessante, não pode ser testado no Brasil por não se dispor de séries detalhadas de lucros das sociedades anônimas. Logo, conquanto tenha sido demonstrado que as taxas nominais de juros no Brasil não refletem eficientemente as expectativas de inflação, nada pode-se afirmar com relação aos efeitos sobre a expectativa de lucros. De qualquer forma, parece interessante analisar mais detalhadamente, ainda que através de testes indiretos, as implicações do modelo de Keran.

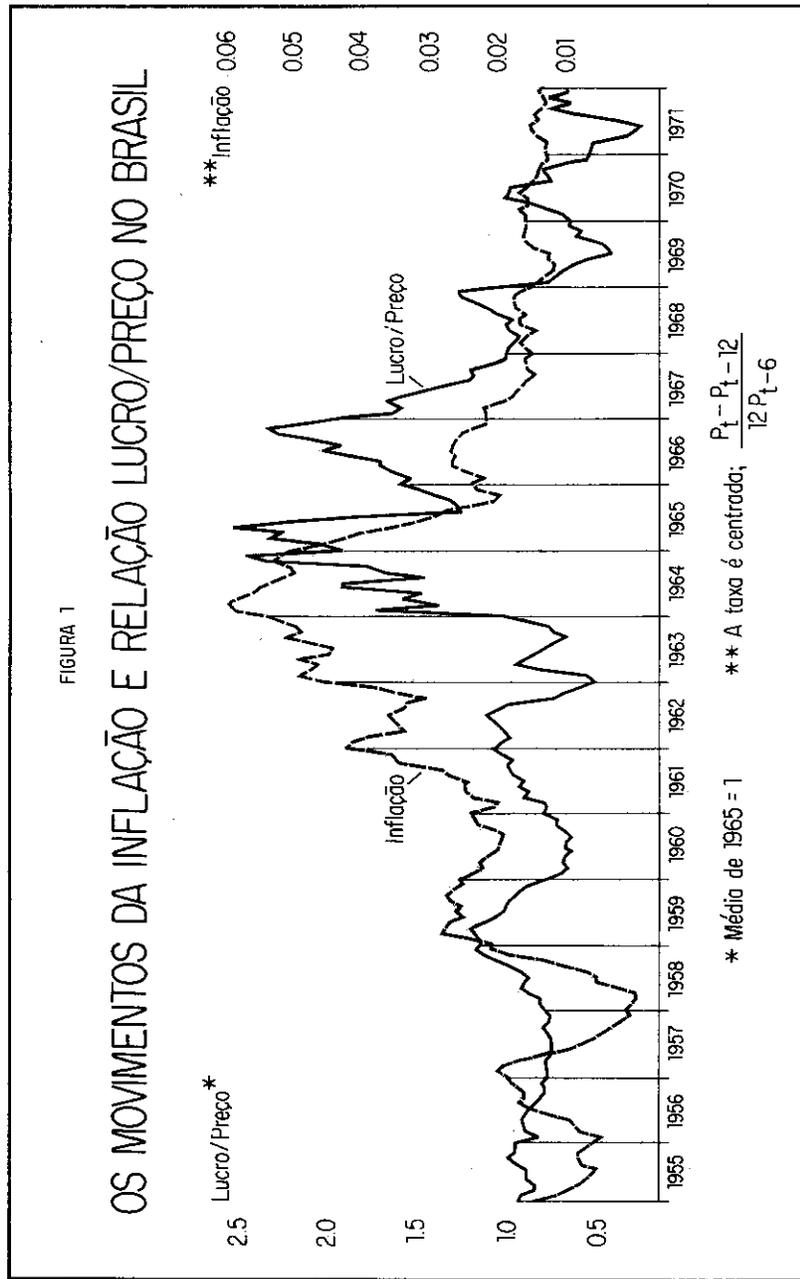
A Figura 1 mostra os movimentos de relação lucro/preço¹⁵ e uma média móvel anual da taxa de inflação,¹⁶ sendo fácil concluir, visualmente, que as duas séries aparecem positivamente associadas. Segundo a teoria da valorização de ativos, a relação lucro/preço deve depender positivamente da taxa de desconto, do retorno para compensação de risco e negativamente da taxa esperada de crescimento dos lucros. Assim:

$$P_k = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{X_0 (1+g)^t}{(1+r^e + \sigma)^t} \quad (4)$$

14 M. W. Keran, "Expectations, Money and the Stock Market", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 53, (janeiro de 1971), pp. 16-31.

15 A relação é expressa em índices com base na média de 1955. Os dados mensais de lucros das sociedades anônimas foram obtidos por interpolação linear dos dados anuais. A série de preço real das ações é representada pelo índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, deflacionado pelo índice de preços por atacado em geral.

16 A taxa é centrada, isto é, $(P_t - P_{t-12}) / (12 \cdot P_{t-0})$, onde P_t é o índice de preços por atacado.



onde P_k é o preço real das ações; X , o lucro real das firmas; r^e , a (s) taxa (s) esperada (s) de desconto; e σ , o prêmio para risco. Por simplicidade, admitimos que os lucros esperados crescem a uma taxa constante g , e que tanto o prêmio para o risco quanto a taxa de desconto são relativamente constantes *a priori*. Podemos então escrever, simplifcadamente:

$$\left(\frac{X}{P_k}\right)_t = \frac{r_t^e + \sigma_t - g_t}{1 + g_t} \quad (4a)$$

Se se admite que o prêmio para risco e a taxa de crescimento dos lucros dependem das expectativas de inflação e do crescimento da renda real (\dot{y}), têm-se:

$$\begin{aligned} \sigma_t &= \sigma(\pi_t) ; \sigma' \pi > 0 \\ g_t &= g(\dot{y}_t, \pi_t) ; g' \dot{y} > 0 ; g' \pi < 0 \end{aligned} \quad (5)$$

Utilizando-se essas igualdades em (4a) obtém-se:

$$\left(\frac{X}{P_k}\right)_t = \frac{r_t^e + \sigma(\pi_t) - g(\dot{y}_t, \pi_t)}{1 + g(\dot{y}_t, \pi_t)} \quad (6)$$

ou:

$$\left(\frac{X}{P_k}\right)_t = F_1(r_t^e, \pi_t, \dot{y}_t) = F_2(i_t^e, \pi_t, \dot{y}_t) \quad (6')$$

sendo r_t^e a taxa real esperada e i_t^e a nominal.¹⁷

O ajustamento na forma linear da relação (6'), com dados mensais, apresentou os seguintes resultados:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\hat{X}}{P_k}\right)_t &= 0,663 - 3,133 \dot{y}_t + 5,404 r_{ot}^e + 4,755 r_{it}^e + 18,312 \pi_t \\ &\quad (3,17) \quad (-1,94) \quad (4,42) \quad (1,46) \quad (4,40) \\ \bar{R}^2 &= 0,924 \end{aligned}$$

$$D. W. = 1,75$$

$$E. P. = 0,1215$$

$$\begin{aligned} \left(\frac{\hat{X}}{P_k}\right)_t &= 0,595 - 2,489 \dot{y}_t + 4,356 i_{ot}^e + 3,544 i_{it}^e + 16,668 \pi_t \\ &\quad (3,14) \quad (-1,48) \quad (2,76) \quad (2,73) \quad (3,87) \\ \bar{R}^2 &= 0,918 \end{aligned}$$

$$D. W. = 1,78$$

$$E. P. = 0,1262$$

¹⁷ A utilização de uma ou outra taxa leva, evidentemente, a diferentes relações funcionais.

onde as notações o e l representam Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN) e Letras de Câmbio, respectivamente. Os mecanismos de expectativa para as taxas de juro e de inflação estão reproduzidos na Tabela 5. A série da taxa de crescimento \dot{y}_t foi obtida por média-móvel de 12 meses de uma série *proxy* para a renda real.¹⁸ Ambas as regressões foram estimadas com a técnica interativa de Cochrane-Orcutt, devido à forte correlação serial nos resíduos. Os números entre parênteses abaixo dos coeficientes referem-se ao teste "t".

Todos os coeficientes mostram sinais coerentes com a teoria da valorização, exceto o da expectativa de inflação. O valor positivo e significativamente diferente de zero para o coeficiente da expectativa de inflação indica que a inflação afeta negativamente o mercado de ações no Brasil.¹⁹ A elasticidade da relação lucro/preço com respeito à expectativa de inflação é aproximadamente 0,38 e maior do que as elasticidades que dizem respeito aos retornos esperados nas Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (0,004) e nas Letras de Câmbio (0,006), e aquelas que se referem à taxa de crescimento da renda real (- 0,016). Além disto, os movimentos das expectativas de inflação explicam isoladamente mais da metade dos movimentos explicados pela relação lucro/preço.²⁰

As evidências sugerem, portanto, que o impacto líquido acumulado das expectativas de inflação sobre a taxa real de juros, sobre o prêmio para o risco e sobre a taxa esperada de crescimento dos lucros das empresas não pode ser negligenciado. É importante observar que quando $\gamma = 1$, isto é, quando a taxa nominal de juros reflete eficientemente as expectativas de inflação, a taxa real de juros é insensível à inflação. Neste caso, π afetará positivamente a relação lucro/preço se a expectativa de crescimento nos lucros

¹⁸ Para maiores detalhes sobre a construção da série de "atividade" real da economia brasileira ver C. R. Contador: *"Money, Inflation, and the Stock Market: The Brazilian Case"*, tese doutoral inédita, (Universidade de Chicago, junho de 1973).

¹⁹ A elasticidade do índice BV real da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro com respeito às expectativas de inflação é significativa ao nível de 1% e varia no intervalo de -0,20 a -0,26.

²⁰ O coeficiente "beta" é 0,56.

for negativamente dependente de π — como Keran assume²¹ — e/ou se o prêmio para risco for positivamente associado com π .²² Entretanto, quando $\gamma < 1$, as expectativas de inflação afetam negativamente a taxa real de juros na proporção $(1 - \gamma)\pi$, e o seu efeito na relação lucro/preço pode ser determinado. Derivando a função (6) com respeito à inflação esperada π , conclui-se que o sinal da derivada depende do sinal da expressão.²³

$$(1 - \gamma) + \frac{d\sigma}{d\pi} - \left(1 + \frac{X}{P_k}\right) \frac{dg}{d\pi} \quad (7)$$

É fácil verificar que, para $\frac{dg}{d\pi} < 0$, e $\frac{d\sigma}{d\pi} > 0$, a equação (7) será sempre positiva, ou seja, o resultado empírico reproduzido anteriormente é compatível com as hipóteses em (5). Se admitimos que estas hipóteses são realistas, o resultado (7) permite concluir que a correlação positiva e significativa entre inflação esperada e o índice lucro/preço de ações não é surpreendente. A seguir vamos demonstrar que a associação negativa entre movimentos nos preços das ações e taxas esperadas de inflação é consistente com um modelo monetarista de determinação de preço de ativos financeiros.

6 — Um argumento alternativo

Admite-se a existência de certa composição de ativos em termos de moeda, títulos de governo e ações, desejada pela economia. O motivo implícito na demanda de cada ativo é idêntico ao princípio

²¹ Keran parte do pressuposto de que o setor privado teme políticas restritivas (monetária e fiscal) para combater a inflação. Entretanto, as antecipações restritivas da política, e não da inflação, são responsáveis pelas expectativas de lucros decrescentes. Quanto maior a taxa de inflação, mais restritiva seria a política governamental, e maior o impacto negativo no mercado de ações.

²² A taxa de inflação, quando muito elevada, tende a ser bastante instável. O risco em prever a inflação futura tende a ser positivamente dependente da própria taxa de inflação.

²³ Corresponde ao numerador da expressão que se obtém com a derivação. Como a função (6) é um quociente de duas funções de π , o sinal da derivada dependerá apenas do sinal dessa expressão. Substitui-se, na expressão, $dr/d\pi$ por $1 - \gamma$, já que, segundo a relação (1), $dr = (1 - \gamma)d\pi$, sendo $di = d\pi$.

adotado por Friedman para a demanda de moeda como um ativo.²⁴ Como na teoria convencional da escolha, a demanda por um ativo financeiro depende de quatro grupos de fatores:

- i) dos gostos e preferências dos detentores dos ativos;
- ii) da parte da riqueza real mantida sob a forma de ativo financeiro;
- iii) da renda gerada pela economia; e
- iv) dos retornos (e riscos) esperados em cada ativo.

O estoque desejado dos três ativos formaria uma composição (carteira) eficiente, e uma representação conveniente do estoque desejado de cada ativo seria dada pelo seguinte sistema:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = L\left(\frac{W}{P}, y, \Pi, r_b^e, r_s^e\right) \quad (8)$$

$$\left(\frac{B}{P}\right)^d = B\left(\frac{W}{P}, y, \Pi, r_b^e, r_s^e\right) \quad (9)$$

$$(K.P_k)^d = S\left(\frac{W}{P}, y, \Pi, r_b^e, r_s^e\right) \quad (10)$$

onde M é a oferta nominal de moeda; P , o nível geral de preços; B , o estoque nominal de títulos de rendimento fixo; K , o número de ações existente; P_k , o preço médio real das ações; y , a renda real; W , o estoque da riqueza nominal alocada aos três ativos; e r_b e r_s , os retornos em títulos de renda fixa e ações, respectivamente. Os índices "d" e "e" indicam valores desejados e esperados, respectivamente.

A parte de riqueza total da economia alocada ao estoque dos três ativos tem a forma de:

$$\frac{W}{P} = \left(\frac{M}{P}\right)^d + \left(\frac{B}{P}\right)^d + (K.P_k)^d = \frac{M^s}{P} + \frac{B^s}{P} K^s P_k \quad (11)$$

²⁴ Milton Friedman, "The Quantity Theory of Money: A Restatement", in *Studies in the Quantity Theory of Money*, editado por Friedman, (Chicago: University of Chicago Press, 1956).

sendo o índice "s" o indicador de valores ofertados. O processo de decisões referentes à alocação da riqueza total entre a soma (11) e outras formas de riqueza não é considerado explicitamente no modelo. Admite-se que a soma (11) resulte de um sistema de decisões mais completo, envolvendo todas as formas de ativo, e como é convencional na Teoria da Preferência pela Liquidez, as decisões determinantes da alocação da riqueza entre os diferentes ativos são consideradas exogenamente dadas. Além disto, admite-se também que tais decisões não se modificam substancialmente a curto prazo. Portanto, para fins de análises empíricas, o modelo pode concentrar-se na alocação da restrição (11) entre os estoques de moeda, títulos de renda fixa e ações.

Numa posição de equilíbrio estático, no sentido de Modigliani-Miller,²⁵ pode-se demonstrar que o retorno esperado em ações é dado por:

$$r_s^e = \frac{X^e}{P_k \cdot K} \quad (12)$$

onde X^e é o lucro real esperado. Diferenciando-se as equações (8) e (10), e utilizando-se (11) e (12), tem-se, respectivamente:

$$d\left(\frac{M}{P}\right) = L_w d\left(\frac{M}{P}\right) + L_w K \cdot dP_k + L_\pi d\pi - L_{r_s} \left(\frac{r_s^e}{P_k}\right) dP_k \quad (13)$$

$$K \cdot dP_k = S_w d\left(\frac{M}{P}\right) + S_w K \cdot dP_k + S_\pi d\pi - S_{r_s} \left(\frac{r_s^e}{P_k}\right) dP_k \quad (14)$$

onde L_w , L_π , L_{r_s} , S_w , S_π e S_{r_s} representam as derivadas parciais de M/P e KP_k em relação a cada uma das variáveis independentes. O símbolo d indica diferencial.

Por hipótese:

$$L_w + B_w + S_w = 1; L_w \geq 0; B_w \geq 0; S_w \geq 0$$

e:

$$L_\pi < 0; S_\pi \geq 0; L_{r_s} \leq 0; S_{r_s} > 0$$

²⁵ E. Modigliani e M. Miller, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, vol. 34, (outubro de 1961), pp. 411-433.

Igualando a variação do estoque real de moeda nas equações (13) e (14) tem-se:

$$\left\{ B_w K + [S_w L_{r_s} + (1 - L_w) S_{r_s}] \frac{r_s^e}{P_k} \right\} dP_k = \{S_w L_\pi + S_\pi (1 - L_w)\} d\pi$$

Ou em termos de elasticidades:

$$\left\{ B_w + S_w \frac{\gamma_m}{\gamma_s} \eta_{L,s} + (1 - L_w) \eta_{S,s} \right\} \frac{dP_k}{P_k} = \\ = \left\{ S_w \frac{\gamma_m}{\gamma_s} \eta_{L,\pi} + (1 - L_w) \eta_{S,\pi} \right\} \frac{d\pi}{\pi} \quad (15)$$

onde $\eta_{L,\pi} < 0$ é a elasticidade da demanda parcial de moeda com respeito às expectativas de inflação; $\eta_{S,\pi} > 0$, a elasticidade de demanda de ações com respeito às expectativas de inflação; $\eta_{L,s} < 0$, a elasticidade de demanda de moeda com respeito ao retorno em ações; e $\eta_{S,s}$, a elasticidade de demanda de ações com respeito aos seus próprios retornos. Os coeficientes γ_m e γ_s representam as proporções de moeda e ações, respectivamente, no estoque total de riqueza.

É fácil observar que os preços reais das ações serão positiva ou negativamente associados às expectativas de inflação, dependendo da combinação dos valores dos diversos parâmetros. A Tabela 4 mostra as estimativas de $\eta_{L,\pi}$ e γ_m/γ_s em quatro países. É interessante observar que o intervalo de variação de cada parâmetro aparece relativamente reduzido (principalmente os parâmetros associados ao conceito de M_1), mesmo considerando a experiência histórica distinta dos países quanto à inflação e ao desenvolvimento econômico. Se a faixa de variação dos demais parâmetros for também reduzida, será possível sugerir uma solução definitiva para o problema. A estimação direta dos parâmetros é, rigorosamente, tarefa delicada;²⁶ pode-se, contudo, adotar um método alternativo, ainda que simplificado, que requer apenas uma representação gráfica.

A figura 2 mostra a combinação de valores P_k e M/P para os quais o mercado de moeda — linha *mm* — e o mercado de ações —

²⁶ E. L. Feige, *The Demand for Liquid Assets: A temporal Cross-Section Analysis*, (Englewood Cliffs, N. J.: Prentice Hall Inc., 1964).

linha kk — estão em equilíbrio. A função mm implica que quanto maior o preço real das ações, maior o valor real de moeda para o qual o excesso de demanda de moeda é zero. Isto significa que quanto maior o preço real de ações, maior o estoque de riqueza (11) e menor o retorno das ações. Portanto, a economia demandaria um estoque maior de moeda real. Qualquer ponto abaixo da curva mm representa uma situação de excesso de oferta monetária e, qualquer ponto acima de mm , um excesso de demanda.

A relação kk indica que quanto maior o estoque de moeda real, maior o efeito riqueza na demanda de ações. Para um dado valor de capital, um incremento em M/P implica uma redução do retorno esperado das ações; portanto, o preço real das ações eleva-se. Assim, quanto maior o preço do capital, maior o estoque real de moeda desejado pela economia. Qualquer ponto abaixo da linha kk representa uma situação de excesso de demanda de ações; qualquer ponto acima de kk representa um excesso de oferta.

O somatório (11) impõe a condição “walrasiana” de que um dos mercados deve estar em equilíbrio, se o desequilíbrio nos outros dois mercados se compensam. Assim, as condições de equilíbrio no mercado de títulos de renda fixa estão implicitamente determinadas pelas condições de equilíbrios nos mercados de moeda e ações, podendo-se então eliminar os títulos de renda fixa da análise gráfica. Os mercados de moeda e ações estão em equilíbrio no ponto E_0 e, pela condição (11), o mercado de títulos de renda fixa deve estar também em equilíbrio. Isto implica que pelo ponto E_0 passa uma linha bb (não reproduzida na Figura 2) que representaria o equilíbrio neste último mercado.

É bastante plausível supor que a demanda de moeda (8) seja mais elástica que a demanda de ações (10), com respeito às expectativas de inflação. Assim, o deslocamento vertical da curva mm é maior que o deslocamento vertical na curva kk , como reproduz a Figura 2. É fácil observar que a expectativa de inflação tenderia a afetar negativamente o mercado de ações.

No caso extremo em que $\eta_s, \pi = 0$, isto é, a demanda (parcial) de ações é inelástica às expectativas de inflação, se supormos que os preços nominais das ações (P_n) sobem na mesma proporção que a oferta monetária (isto é, $n_{s, M} = 1$, o que foi comprovado ante-

riormente), então, por uma simplificação logarítmica da equação (8), ter-se-ia:

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t^d = A e^{L_{\pi}\pi_t}$$

TABELA 4

Estimativas dos Parâmetros para Alguns Países

Países	“ $n_{L,\pi}$ ” ^h		γ_m/γ_s ⁱ	
	M1	M2	M1	M2
Argentina			0,21	0,29
a	-0,154	-0,310		
b	-0,223	—		
Brasil			0,27	0,29
c	-0,226	—		
d	-0,185	-0,251		
Chile			0,19	0,20
e	-0,148	-0,439		
f	-0,350	—		
Estados Unidos			0,23	0,42
g	-0,152	—		

^a A. C. Diz, “Money and Prices in Argentina; 1935-1962”, D. Meiselman (ed.), in *Varieties of Monetary Experience*, (Chicago: University of Chicago Press, 1970), p. 103, dados anuais, inflação segundo o índice de preços por atacado.

^b A. M. da Silva, “The Expected Rate of Inflation and Demand for Money”, citado anteriormente, p. 81, período 1954-1969, dados trimestrais, inflação segundo o índice de custo de vida.

^c Idem, p. 82.

^d Estimativas do autor em “*Risk and the Demand for Money in Brazil: A Note*”, (Universidade de Chicago, dezembro de 1972).

^e J. Dever, “The Chilean Inflation and the Demand for Money”, D. Meiselman (ed.), in *Varieties of Monetary Experience*, período 1953-55, dados trimestrais.

^f A. M. da Silva, “*The Expected Rate of Inflation and Demand for Money*”, p. 83.

^g Idem, p. 69, inflação segundo o índice de custo de vida.

^h Estimado através de uma forma reduzida. Inflação a 10% ao ano.

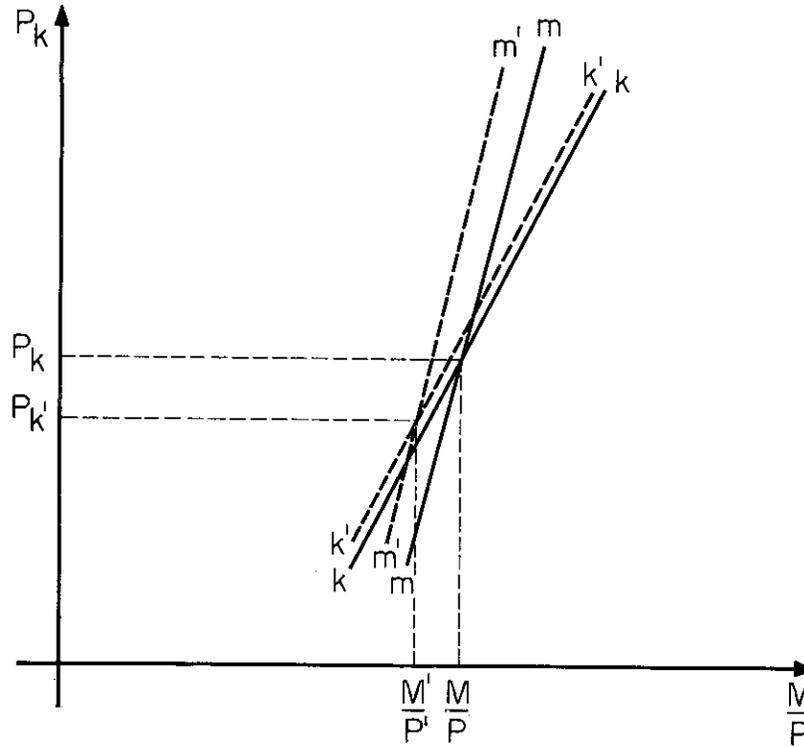
ⁱ Os parâmetros γ_m e γ_s foram obtidos em relação à Renda Nacional;

$\gamma_s = 0,98$. PIB para os Estados Unidos;

$\gamma_s = 0,77$. PIB para o Brasil (estimado pelo autor; média de 1967-69), e outros países latinos.

FIGURA 2

A INFLUÊNCIA DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO NOS PREÇOS REAIS DAS AÇÕES



com todas as demais variáveis constantes e agregadas em A. Assim:

$$\log M_t = \log A + \log P_t + L_\pi \pi_t$$

diferenciando e substituindo

$$d \log P_{nt} = d \log P_t + L_\pi d \pi_t$$

logo:

$$d \log P_{nt} - d \log P_t = d \log P_{kt} = L_\pi d \pi_t < 0 \quad (L_\pi < 0)$$

Este mecanismo poderia explicar mais realisticamente a associação negativa entre flutuações no mercado de ações e nas taxas de inflação dos diversos países. Entretanto, a idéia é apenas sugestiva, porque apenas através da estimação direta de todos os parâmetros na equação (15) poder-se-ia efetivamente e compreensivelmente concluir sobre o assunto.

TABELA 5
Estimativa dos Processos Estocásticos das Taxas de Inflação e Retorno

Retorno ^a	Coefficientes Estimados por Máxima Verossimilhança ^b	Processo ^c	Q(k) ^d	$\hat{\sigma}_u^2$ e
Inflação.....	$(1 - B) \frac{\Delta P}{P_t} = (1 - 0.8045B + 0.0612B^4) u_t$ (19.12) (-1.82)	M.A.	26.1	0.352(10 ⁻³)
Letras de Câmbio	$(1 - B) (1 - 0.1791B^2) i_{p_t} = (1 + 0.3451B^2 + 0.5704B^4) u_t$ (1.95) (-2.94) (-7.05)	ARIMA	29.1	0.873(10 ⁻⁶)
ORTN.....	$(1 - B) (1 - 0.1180B + 0.4577B^6 + 0.5055B^9) i_{g_t} = u_t$ (1.75) (-6.75) (-7.66)	A.R.	18.8	0.297(10 ⁻⁴)

^a Os retornos nos ativos, exceto inflação, estão expressos em termos nominais.

^b Os números entre parênteses abaixo dos coeficientes são valores "t".

^c M. A. significa um processo de média móvel (*Moving Average process*); A. R., um processo auto-regressivo (*Autoregressive process*); ARIMA, um processo auto-regressivo e de média móvel (*Autoregressive-Integrated-Moving-Average process*).

^d O teste emprega a distribuição Chi 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%.

^e Variança da amostra dos resíduos com os resíduos das previsões passadas incluídos.

