

INCERTEZA INFLACIONÁRIA E CRESCIMENTO DO PRODUTO E INCERTEZA DO PRODUTO E CRESCIMENTO INFLACIONÁRIO*

Ermani Teixeira**

1 INTRODUÇÃO

A imprevisibilidade ou a incerteza da inflação futura é um dos principais componentes da perda de bem-estar associada à inflação. Uma inflação, mesmo quando perfeitamente previsível, pode ainda gerar alguns custos devido à rigidez institucional, intervenção governamental e custos de transação, mas, no longo prazo, estes custos tendem para um mínimo com a incorporação de várias formas de indexação. Porém, quando a inflação é imprevisível, agentes econômicos poderão incorrer em perdas, de acordo com a composição de seus ativos entre reais e monetários, mesmo que preços e quantidades sejam perfeitamente flexíveis em todos os mercados. Isso porque sendo a inflação uma medida relativa de preços de bens e ativos em diferentes pontos no tempo, a incerteza quanto aos preços que vigorarão amanhã afeta a estrutura de preços relativos intertemporais que, por sua vez, têm implicações sobre a eficiência da alocação atual de recursos.

Historicamente os economistas sempre se interessaram pela forma em que a inflação afeta as variáveis econômicas reais. Há mais de cem anos Marshall expressou sua preocupação quanto aos efeitos negativos que a incerteza inflacionária teria sobre a produção (Marshall, 1926). Mais recentemente outros, como Okun (1971) e Friedman (1977), argumentaram de forma semelhante que a incerteza quanto à futura inflação é fator negativo sobre o nível de atividade econômica.

O assunto, no entanto, prima pela controvérsia. Não raro, como a incerteza inflacionária não é uma variável diretamente observável, o cerne da controvérsia está associado à complexidade de formular métodos para a sua estimação.

2 METODOLOGIA

Vários estudos a respeito dos efeitos da incerteza inflacionária foram desenvolvidos e, de acordo com os métodos utilizados, podem ser classificados, segundo Jansen (1989), em três grupos.

* Artigo baseado em pesquisa financiada pelo IPEA/INPES/PNPE.

** Professor Titular do Departamento de Economia da UFMG.

O primeiro é constituído pelo trabalho pioneiro de Okun (1971) que reuniu dados de 17 países para um período de 17 anos e calculou a média e a variância da taxa inflacionária para cada país. Associando a média e o desvio padrão da taxa de inflação para aqueles países, concluiu que as duas variáveis estão positivamente correlacionadas. Este enfoque tem sido muito criticado por dois motivos. Primeiro, a variância amostral da taxa de inflação provavelmente não é a melhor medida de incerteza sobre futuras taxas inflacionárias, por confundir mudanças previsíveis e não-previsíveis. Se, por exemplo, a taxa de inflação for perfeitamente previsível, a incerteza inflacionária seria zero, não obstante, a variância amostral seria positiva. Segundo, este enfoque requer uma certa homogeneidade entre países para tornar válida entre eles as inferências sobre a variação de inflação e do produto. Katsimbris (1985) rejeita essa hipótese de homogeneidade entre países.

O segundo grupo é constituído por pesquisas que permitem que a média e a variância da inflação se alterem ao longo do tempo mesmo no contexto de um único país. Katsimbris (1985) utiliza este enfoque para analisar 18 países da OECD. Construindo estimativas móveis, concluiu que poucos são os países para os quais a média e a variância da inflação estão estatisticamente associadas e são em número ainda menor os países para os quais a variância da inflação está estatisticamente associada com a média e a variância do produto. Nesta mesma categoria inclui-se um número de outros estudos que, utilizando-se das técnicas de Box-Jenkins, estimam modelos de séries temporais para a taxa de inflação e variáveis reais e usam os resíduos para construir medidas móveis sobrepostas para captar a variância da inflação.

Estes estudos, no entanto, sofrem a crítica de não ter um modelo paramétrico para a mudança no tempo da variância da inflação. Assim, as medidas móveis de Katsimbris, para a média da inflação, não captam necessariamente os elementos do processo inflacionário. Sua medida de variância pode estar, assim, confundindo a incerteza da futura inflação com previsões de mudanças da inflação. Por sua vez, os estudos que aproximam a incerteza da inflação por meio dos resíduos de um modelo de séries temporais, corretamente clamam estar medindo apenas os movimentos não previstos da inflação mas, ainda assim, sofrem de inconsistência interna por supor a hipótese de homocedasticidade na estimativa do modelo de inflação ao mesmo tempo que utilizam os resíduos para medir a variância móvel condicional (heterocedasticidade) como uma aproximação para a incerteza inflacionária.

O terceiro grupo é formado por estudos que medem o grau de incerteza da inflação por meio de pesquisas diretas de previsões individuais. O problema de estimar a incerteza da inflação por meio do desvio padrão de previsões individuais, que realmente mede a dispersão da inflação entre os indivíduos, é o fato de não captar necessariamente o grau de incerteza a respeito da inflação futura.

Recentemente Engle e seus colaboradores (1982, 1983, 1987) desenvolveram uma nova classe de modelos, denominados ARCH,¹ que seguem a linha do segundo grupo acima mas que permite explicitar a forma paramétrica do processo de

¹ O nome ARCH é derivado das iniciais de "autoregressive conditional heteroskedasticity", isto é, heterocedasticidade condicional autoregressiva.

para modelos de séries temporais. Nestes modelos, a variância da regressão pode se alterar ao longo do tempo e, em particular, varia de acordo com as ocorrências passadas das variáveis incluindo o erro da regressão. O modelo ARCH, que permite uma forma geral de heterocedasticidade, que inclui o modelo de homocedasticidade como um caso especial, além de se adequar melhor às características especiais das séries econômicas, praticamente está isento das críticas que se faz aos métodos alternativos.

De fato, o uso de modelos da classe ARCH é motivado basicamente por quatro características típicas das variáveis econômicas. Primeira, a hipótese de homocedasticidade com frequência é rejeitada pelos dados econômicos. Modelos ARCH permitem uma forma geral de heterocedasticidade que inclui a homocedasticidade como um caso especial. A variância, em particular, varia de acordo com valores passados das variáveis, inclusive, das medidas dos erros passados. Segunda, consistente com os dados de variáveis econômicas, modelos ARCH permitem o agrupamento dos erros projetados. Terceira, modelos ARCH são consistentes com dados econômicos cujas distribuições apresentam caudas que contêm massas superiores à distribuição normal. Finalmente, modelos ARCH são especialmente úteis para testar hipóteses relativas à média e variância.

A estrutura básica de modelos ARCH (Jansen, 1989, p. 46-47) é constituída das seguintes equações básicas:

$$(1) Y_t = X_t' b + \varepsilon_t$$

$$(2) \varepsilon_t / I_{t-1} \approx N(0, H_t)$$

$$(3) H_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2, \quad \alpha_j > 0 \text{ para todo } j.$$

A equação (1) representa a equação padrão onde Y_t é variável dependente, X_t o vetor de variáveis predeterminadas, que pode incluir variáveis dependentes defasadas, b o vetor dos parâmetros a serem estimados e ε_t o erro estocástico.

A equação (2) descreve a propriedade de ε_t condicionada às informações conhecidas no tempo $t-1$, representadas por I_{t-1} . O erro ε_t é condicionalmente normal com média zero e variância H_t .

A equação (3) indica que a variância H_t é função dos erros passados onde α 's são parâmetros a serem estimados e q indica a ordem do processo ARCH. Explicitamente, a variância H_t depende de q defasagens dos quadrados dos erros verificados. Assim, a análise pode capturar o fenômeno de agrupamento no tempo de erros de projeção. Tal fenômeno implica que grandes valores passados de ε_t resultarão em alta variância, H_t , com possibilidade de valor ainda maior de ε_t no futuro.

É importante notar que a distribuição incondicional de ε_t não é necessariamente normal. Mas como a distribuição condicional de ε_t , e conseqüentemente de Y_t , é considerada normal, a densidade conjunta é simplesmente o produto das densidades condicionais. Assim, o log da função de máxima verosimilhança é dada por:

$$(4) L_T(b, \alpha) = \sum_{t=1}^T l_t, \quad \text{onde}$$

$$(5) l_t(b, \alpha) = (-1/2) [\log(H_t) + \varepsilon_t^2 H_t^{-1}].$$

A estimação de modelos da classe ARCH envolve escolher os parâmetros b e α que dão o máximo valor para $L_T(b, \alpha)$ dada uma amostra de T observações. A estimação é feita por meio de procedimento de otimização numérica. Como os dois conjuntos de parâmetros α e b são assintoticamente independentes, a maximização de $L_T(b, \alpha)$ se faz separadamente de acordo com o método descrito em Engle (1982).

Os parâmetros α 's são restritos para serem positivos. Para estabilidade, a soma dos α 's deve também ser menor do que 1.

Uma generalização do modelo ARCH é o modelo ARCH-M (Engle, Lilien, Robins, 1987), que permite que a variância H_t figure na regressão de Y_t . Isto facilita a estimação e a inferência estatística sobre os efeitos das variâncias sobre as médias. Assim, é possível estimar e testar hipóteses sobre o efeito da variação no tempo da incerteza inflacionária sobre médias condicionais de variáveis macroeconômicas como, no caso, o crescimento do produto.

3 RESULTADOS

A análise foi feita tomando-se por base dados trimestrais, do período 1970 a 1985, sazonalmente ajustados.

Os dados básicos referem-se às séries do produto e de preços. Para o produto são utilizadas as estimativas trimestrais elaboradas por Contador, Santos Filho (1987) para o período 1973 a 1985. Para o período 1970 a 1972, utilizou-se dos dados de Guilhoto (1986) corrigidos pelo coeficiente 1,03651, derivado da média anual das médias trimestrais do período 1973/74, uma vez que a série original estava subestimada em relação à de Contador e Santos Filho.

Para estimar a inflação utilizou-se da série do Índice Geral de Preços (Disponibilidade Interna) da Fundação Getúlio Vargas. As variáveis DQ e DP empregadas nas várias estimativas referem-se às diferenças primeiras dos logaritmos das variáveis produto e preços.

O modelo básico de regressão estimado para o crescimento do produto e para a inflação é auto-regressivo. A estrutura de defasagem do modelo foi especificada com a ajuda do "Erro de Predição Final".² Estimativas iniciais do modelo escolhido encontram-se nas Tabelas 1 e 2.

As estimativas pelo método de Mínimos Quadrados Simples (MQS) são feitas na hipótese de homocedasticidade. Como o crescimento do produto bem como dos preços dependem também de outras variáveis, é natural que, quando essas variáveis são excluídas, as estimativas apresentem correlação serial dos resíduos, conforme se verifica por meio das estatísticas para testes incluídas na Tabela 3. Para contornar esta dificuldade, as Tabelas 1 e 2 apresentam também os resultados de estimativas usando o método iterativo de Cochrane-Orcutt (CORC).

² Esta formulação foi primeiro sugerida por Akaike (1969).

Além disso, como a questão básica proposta pelo estudo resulta de críticas aos modelos com hipótese de homocedasticidade, estimativas com correção para o erro de heterocedasticidade para a variável dependente foram calculadas conforme Theil (1971) e também apresentadas nas Tabelas 1 e 2 sob o nome de método HET. Nestes casos, o coeficiente "alfa" pode ser interpretado como sendo a estimativa do desvio padrão da relação $\epsilon_i/(X_i' b)$ onde ϵ_i representa o erro da regressão, X_i as variáveis independentes e b os parâmetros estimados.

TABELA 1
FUNÇÕES DE CRESCIMENTO DO PRODUTO (DQ)
DADOS TRIMESTRAIS – 1971-I A 1985-IV

Método	Const.	DQ _{t-1}	DQ _{t-2}	DP _{t-1}	Alfa	Max.
MQS	0,022 (3,30)	0,059 (0,44)	-0,079 (-0,56)	-0,056 (-1,61)		142,2
CORC	0,041 (3,00)	-0,602 (-5,15)	-0,461 (-3,88)	-0,072 (-1,01)		144,9
HIET	0,015 (3,95)	-0,007 (-0,13)	0,085 (-1,40)	0,009 (0,62)	1,515 (4,63)	132,1

TABELA 2
FUNÇÕES DE INFLAÇÃO (DP)
DADOS TRIMESTRAIS – 1971-I A 1985-IV

Método	Const.	DP _{t-1}	DP _{t-2}	Alfa	Max..
MQS	0,010 (1,25)	0,833 (6,15)	0,145 (1,06)		119,8
CORC	0,009 (1,23)	0,889 (6,50)	0,092 (0,67)		119,8
HET	0,025 (6,12)	0,674 (5,65)	0,140 (1,19)	0,285 (10,16)	121,4

Obs.: Nesta tabela e nas seguintes, os valores entre parênteses sob as estimativas dos coeficientes representam a estatística t e Max. refere-se ao valor máximo do log da função de máxima verosimilhança.

O teste ARCH³, apresentado também na Tabela 3, tende a rejeitar a hipótese de homocedasticidade para a equação de inflação, enquanto não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese de variância constante para a equação do produto.

³ É sempre útil testar a possibilidade ARCH inicialmente, antes de especificar e estimar tal modelo. Isso porque a estimação de modelos ARCH requer um longo processo iterativo que envolve métodos não lineares. Engle (1982) desenvolveu o teste ARCH, que é baseado no princípio de multiplicadores Lagrange. Tal teste requer conhecer apenas as estimativas do modelo de homocedasticidade. A hipótese nula é a alternativa de homocedasticidade. Conduz-se o teste fazendo regressões do quadrado do resíduo do modelo de homocedasticidade com várias defasagens do quadrado dos resíduos. O teste estatístico é o tamanho da amostragem vezes o R² da regressão auxiliar, distribuído como qui-quadrado com os graus de liberdade igual ao número de defasagens incluída na regressão auxiliar. Valores maiores para a estatística conduzem à rejeição da hipótese nula de homocedasticidade e motivam a estimação com uma especificação ARCH.

TABELA 3
TESTE PARA CORRELAÇÃO SERIAL E PARA
HETEROCEDASTICIDADE CONDICIONAL AUTOREGRESSIVA (ARCH)
DADOS TRIMESTRAIS – 1971-I A 1985-IV

A. Teste para Correlação Serial (Qui-Quadrado)		
Ordem da Correlação Serial	Equação do Crescimento do Produto	Equação da Inflação
1	3,06	1,57
2	4,53	5,31
3	5,86	6,77
4	5,97	7,06

B. Teste para Heterocedasticidade Condicional Autoregressiva dos Resíduos - ARCH - (Qui-Quadrado)		
Ordem de ARCH	Equação do Crescimento do Produto	Equação da Inflação
1	0,38	1,16
2	0,41	5,82
3	1,38	6,16
4	1,22	6,09
6	1,09	5,91
8	1,49	12,25

Esses resultados indicam processo ARCH, pelo menos para a equação da inflação através da qual a incerteza inflacionária será estimada. A especificação e estimação de tal modelo constitui assim o passo seguinte. Como o principal interesse é testar o efeito da incerteza de preços, medida pela variância da inflação, sobre o crescimento do produto, a primeira tarefa será estimar a variância da inflação para, posteriormente, proceder ao teste do seu efeito sobre o crescimento do produto. Neste caso, a especificação de um modelo ARCH-M atende diretamente ao teste proposto.

O modelo ARCH-M, estimado inicialmente, além de incluir a variância condicional da inflação, inclui também a variância condicional do crescimento do produto nas equações de crescimento do produto (DQ) e de inflação (DP) incorporando-se assim a incerteza do crescimento do produto além da incerteza inflacionária. Este modelo foi especificado da seguinte maneira:

$$DQ_t = b_{10} + b_{11} DQ_{t-1} + b_{12} DQ_{t-2} + b_{13} DP_{t-1} + b_{14} H_{t|0,5} + b_{15} V_{t|0,5} + \varepsilon_{q,t}$$

$$DP_t = b_{20} + b_{21} DP_{t-1} + b_{22} DP_{t-2} + b_{23} H_{t|0,5} + b_{24} V_{t|0,5} + \varepsilon_{p,t}$$

$$H_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^q \alpha_{1j} \varepsilon_{p,t-j}^2$$

$$V_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^q \alpha_{2j} \varepsilon_{q,t-j}^2$$

onde H_t e V_t são, respectivamente, as variâncias condicionais da inflação e do crescimento do produto.

Os valores, estimados diretamente por meio da técnica desenvolvida em Engle, Lilien, Robins (1987), para estimação do modelo ARCH-M, produziram resultados com erros padrões incorretos das estimativas dos coeficientes em virtude da

matriz não ser definida positiva. Neste caso, o teste de significância, fundamental para testar a hipótese básica de como a incerteza de preços afeta o crescimento do produto, torna-se ambíguo.

A alternativa para testar a forma pela qual a incerteza de preços e de crescimento do produto afetam o crescimento do produto e da inflação, seria estimar as variâncias condicionais da inflação e do crescimento do produto por meio de estimativas ARCH's e, posteriormente, estimar novas regressões onde essas variâncias são explicitamente incluídas. Os resultados dos cálculos das variâncias condicionais por meio de processos ARCH's foram os seguintes:

$$DQ_t = 0,024 + 0,072 DQ_{t-1} - 0,038 DQ_{t-2} - 0,074 DP_{t-1}$$

$$(3,70) \quad (0,51) \quad (-0,28) \quad (-2,18)$$

$$V_t = 0,0004 + 0,167 \varepsilon_{t-1}^2$$

$$(3,98) \quad (0,89)$$

valor máximo da função log de max. veros. = 142,7

$$DP_t = 0,006 + 0,700 DP_{t-1} + 0,271 DP_{t-2}$$

$$(1,08) \quad (5,88) \quad (2,27)$$

$$H_t = 0,0004 + 0,165 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,687 \varepsilon_{t-2}^2$$

$$(2,48) \quad (1,03) \quad (2,18)$$

valor máximo da função log de max. veros. = 124,7

Utilizando-se agora das variâncias condicionais da inflação e do crescimento do produto acima estimadas como variáveis H_t e V_t , procedeu-se as estimativas de novas regressões para testar o impacto da incerteza inflacionária e da incerteza do crescimento do produto sobre o crescimento do produto e da inflação.

Os resultados relatados na Tabela 4 indicam que a incerteza inflacionária (H_t), medida como a variância condicional da inflação de uma especificação por meio do processo ARCH, não têm um impacto estatisticamente significativo sobre o crescimento do produto. Os resultados, no entanto, mostram que a variância condicional da inflação (H_t) figura nas regressões com sinal negativo, indicando que, embora não significativo, a incerteza inflacionária afeta negativamente o crescimento do produto.

Uma das razões para a baixa significância da incerteza inflacionária sobre o crescimento do produto pode ser o reflexo da prática da indexação monetária que, por tornar a inflação relativamente previsível, no período de análise, atenuou os impactos que, de outra forma, a incerteza inflacionária poderia exercer.

Da mesma forma, os resultados da Tabela 4 revelam ainda que a incerteza do crescimento do produto ou variância condicional (V_t), medida por meio de processo ARCH, tem um efeito positivo, porém não significativo sobre o crescimento do produto.

TABELA 4
FUNÇÕES DE CRESCIMENTO DO PRODUTO (DQ)
DADOS TRIMESTRAIS – 1971-I a 1985-IV

Método	Const.	DQ _{t-1}	DQ _{t-2}	DP _{t-1}	H _{t,0,5}	V _{t,0,5}	Max
MQS	-0,002 (-0,10)	0,042 (0,30)	-0,086 (-0,60)	-0,056 (-1,29)	-0,146 (-0,52)	1,324 (0,97)	142,8
CORC	0,010 (0,43)	0,624 (5,21)	-0,488 (-3,98)	-0,088 (-1,14)	-0,140 (-0,50)	1,274 (1,11)	145,7
ARCH (q=1)	0,002 (0,68)	0,010 (0,73)	-0,051 (-0,38)	-0,063 (-1,58)	-0,181 (-0,68)	1,200 (0,85)	143,2
		$\alpha_0 = 0,004$ (3,90)		$\alpha_1 = 0,152$ (0,81)			

TABELA 5
FUNÇÕES DA INFLAÇÃO (DP)
DADOS TRIMESTRAIS – 1971-I A 1985-IV

Método	Const.	DP _{t-1}	DP _{t-2}	H _{t,0,5}	V _{t,0,5}	Max
MQS	-0,086 (-0,28)	0,836 (6,03)	0,099 (0,73)	0,050 (0,13)	4,402 (2,34)	122,8
CORC	-0,111 (-3,05)	1,168 (8,61)	-0,222 (-1,65)	-0,055 (-0,17)	5,537 (3,21)	124,1
ARCH (q = 2)	-0,124 (-3,57)	0,825 (8,33)	0,078 (0,76)	-0,385 (-1,10)	6,751 (4,32)	126,3
		$\alpha_0 = 0,0004$ (2,91)	$\alpha_1 = 0,036$ (0,47)	$\alpha_2 = 0,814$ (2,85)		

Os resultados da Tabela 5 mostram os efeitos da incerteza inflacionária e do produto sobre a taxa de inflação. Verifica-se, neste caso, que as variâncias condicionais derivadas de processos ARCH's, para inferir as incertezas, indicam que a incerteza inflacionária tem um efeito estatisticamente não significativo, porém, geralmente negativo, sobre a taxa de inflação, enquanto a incerteza do crescimento do produto figura com efeito positivo e estatisticamente significativo.

Os resultados indicam que as relações entre o crescimento do produto e a inflação apresentam distúrbios de processos ARCH's. Não obstante, a incerteza inflacionária não afeta significativamente o crescimento do produto mas, por outro lado, a incerteza quanto ao crescimento do produto afeta de forma positiva e significativa a taxa de inflação.

Assim, nos processos das relações diretas e indiretas entre a inflação e o produto, o único efeito significativo captado por meio das estimativas ARCH's é o impacto positivo que a incerteza quanto ao crescimento do produto exerce sobre a taxa de inflação.

Isto significa que, diante da incerteza quanto ao crescimento do produto, os agentes econômicos canalizaram os seus recursos para o sistema financeiro que lhes proporcionavam remunerações certas e positivas lastreadas por títulos governamentais. Mas o aumento resultante da dívida interna pública, direta ou indiretamente, induzia ao crescimento dos agregados monetários que sancionavam ou causavam novas pressões inflacionárias. Outra explicação alternativa e direta para este resultado é que, diante da incerteza quanto ao crescimento do produto, os agentes econômicos defensivamente aumentaram os seus preços na tentativa de manterem as suas rentabilidades.

4 CONCLUSÕES

O estudo identifica um processo ARCH na evolução da inflação, mas o processo pode não ter sido suficientemente variável para gerar medidas precisas dos efeitos da variância condicional sobre o crescimento do produto.

Uma possível explicação para isso parece ser o sistema de indexação que fez com que a taxa de inflação se tornasse consideravelmente previsível no período de análise.

As evidências quanto à incerteza inflacionária sobre o crescimento do produto, assim como na maioria dos casos apresentados nos diversos estudos citados na bibliografia, não são conclusivas.

Naturalmente, a incerteza sobre a inflação futura pode ter várias causas. No caso específico da economia brasileira, a experiência recente tem mostrado que a incerteza depende de políticas governamentais que afetam variáveis exógenas que, por sua vez, afetam a taxa de inflação. A introdução de uma variável representativa da política governamental poderá produzir resultados interessantes especialmente se se estender o período de análise para além de 1985 incorporando-se, assim, o período das experiências "heterodoxas" de combate à inflação.

Não obstante, a incerteza quanto ao crescimento do produto provou ser um fator que, de forma significativa, positivamente afeta a taxa inflacionária. Assim, a instabilidade do crescimento do produto tem sido um fator significativo no crescimento da inflação.

5 BIBLIOGRAFIA

- AKAIKE, Hizototu. Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Tokyo, p. 243-247, Jan. 1969.
- BLEJER, Mario I., LEIDERMAN, Leonardo. On the real effects of inflation and relative-price variability: some empirical evidence. *Review of Economics and Statistics*, Amsterdam, v. 62, n. 4, p. 539-544, Nov. 1980.
- BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 14, p. 307-327, Apr. 1986.

- CONTADOR, C., SANTOS FILHO, W. A. C. dos. Crescimento econômico em 86: estimativas trimestrais. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, v. 41, p. 87-90, abr. 1987.
- COSIMANO, Thomas F., JANSEN, Dennis W. Estimates of the variance of U. S. inflation based upon the ARCH model: comment. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 20, n. 1, pt. 1, p. 409-421, Aug. 1988.
- COULSON, N. Edward, ROBINS, Russel P. Aggregate economic activity and the variance of inflation: another look. *Economic Letters*, p. 71-75, Jan. 1985.
- CUKIERMAN, Alex. Relative price variability and inflation: a survey and further results. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, p. 103-158, Autumn, 1983.
- , WACHTEL, Paul. Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: theory and evidence. *American Economic Review*, Menasha, v. 69, n. 4, p. 595-609, Sept. 1979.
- ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of United Kingdom inflation. *Econometrica*, Amsterdam, v. 50, n. 4, p. 987-1007, July, 1982.
- . Estimates of the variance of U. S. inflation based upon the ARCH model. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 13, n. 3, p. 286-301, Aug. 1983.
- , LILIEN, David M., ROBINS, Russel P. Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, Amsterdam, v. 55, n. 2, p. 391-407, Mar. 1987.
- FRIEDMAN, Milton. Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 95, n. 3, p. 451-472, June, 1977.
- FROYEN, Richard T., WAUD, Roger N. An examination of aggregate price uncertainty in four countries and some implications for real output. *International Economic Review*, Philadelphia, p. 353-372, June, 1987.
- GALE, William A. Temporal variability of United States consumer price Index. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 13, n. 3, p. 273-297, Aug. 1981.
- GUILHOTO, J. Aggregate demand for narrow and broad money: a study for the Brazilian economy (1970-1983). *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 99-130, 1986. (Dados fornecidos gentilmente pelo autor).
- HAFER, R. W. Inflation uncertainty and a test of the Friedman hypothesis. *Journal of Macroeconomics*, p. 365-372, Summer, 1986.
- HOLLAND, A. Steven. Does higher inflation lead to more uncertainty inflation? *Review, The Federal Reserve Bank of St. Louis*, p. 15-26, Feb. 1984..
- JANSEN, Dennis W. Does inflation uncertainty affect output growth? Further evidence. *Review, The Federal Reserve Bank of St. Louis*, p. 43-54, July/Aug., 1989.
- KATSIMBRIS, George M. The relationship between the inflation rate, its variability and output growth variability: disaggregated international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 17, n. 2, p. 179-188, May, 1985.

- KATSIMBRIS, George M., MILLIR, Stephen M. The relation between the rate and variability of inflation: further comments. *Kyklos*, Basel, v. 35, n. 3, p. 456-467, 1982.
- LOGUE, Dennis E., SWEENEY, Richard J. Inflation and real growth: some empirical results. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 13, n. 4, p. 497-501, Nov. 1981.
- MARSHALL, Alfred. *Answers to questions on the subject of currency and prices circulated by Royal Commission on the Depression of Trade and Industry*. London : McMillan, 1926. (Official Papers of Alfred Marshall). Citado em Jansen (1989).
- OKUN, Arthur M. The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, Washington, v. 2, p. 485-498, 1971.
- PAGAN, A. R., HALL, A. D., TRIVEDI, P. K. Assessing the variability of inflation. *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 50, n. 4, p. 585-596, Oct. 1983.
- TEIXEIRA, Ermani. O retorno da moeda e a incerteza de preços e de renda nas funções monetárias da economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 44, n. 1, p. 107-128, jan./mar. 1990.
- THEIL, Henri. *Principles of Econometrics*. New York : John Wiley & Sons, 1971.