

ARTIGOS TÉCNICO-CIENTÍFICOS

A DINÂMICA MONETÁRIA DA INFLAÇÃO BRASILEIRA: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE PHILLIP CAGAN¹

JOSÉ DE JESUS SOUSA LEMOS e LUCIA MARIA RAMOS SILVA²

RESUMO - Aplicou-se o desenvolvimento teórico da Phillip Cagan (1957) para estudar a inflação brasileira no período de janeiro de 1979 a dezembro de 1985. Ajustou-se uma equação de demanda por encaixes reais, tendo como argumento as expectativas inflacionárias, que foram geradas através da metodologia de Box & Jenkins (1970). Observou-se que a demanda por liquidez era elástica às expectativas e que o modelo apresentou um bom grau de ajustamento.

Termos para indexação: inflação, expectativas, demanda, liquidez, Brasil.

THE MONETARY DYNAMICS OF BRAZILIAN INFLATION: A PHILLIP CAGAN MODEL APPROACH

ABSTRACT - The theoretical framework developed by Phillip Cagan was tested in order to study the Brazilian inflation from January, 1979 to December, 1985. A demand function for cash balance was fitted with inflationary expectations as explanatory variables. These expectations were forecasted by Box & Jenkins (1970) methodology. The demand for cash balance was found to be elastic to inflationary expectations and the model fitted well.

Index terms: inflation, expectation, demand, cash balance, Brazil.

INTRODUÇÃO

O trabalho clássico do Professor Phillip Cagan abordando a dinâmica das hiperinflações que ocorreram em alguns países europeus entre as décadas de vinte e quarenta, publicado em 1956, continua se constituindo num dos mais importantes documentos já editados, objetivando o entendimento da interconexão que existe entre a demanda por encaixes reais da economia e a forma como os agentes econômicos formam as suas expectativas inflacionárias.

As evidências empíricas sugerem que em épocas de inflação ascendente a um ritmo acelerado, o dinheiro se transforma em um bem indesejável para a sociedade, passando a exercer, às vezes com dificuldades, apenas um dos seus papéis, que é o de meio oficial das trocas processadas nos limites geográficos do País, na medida em que reter moeda passa a se constituir um elevado encargo para os indivíduos. Cada agente econômico tenta se defender da corrosão monetária provocada pela inflação em crescimento, alocando a sua renda ou riqueza em ativos que permaneçam imunes a essa deterioração inflacionária. Desta forma, deve haver uma mudança subs-

¹ Recebido em 03 de setembro de 1986.
Aceito para publicação em 04 de novembro de 1986.

² Professores da Universidade Federal do Ceará, Pesquisadores Bolsistas do CNPq (UFC/CCA/DEA) - Caixa Postal 3038 - CEP 60000 - Fortaleza, CE.

tancial nas composições dos portfólios individuais, sempre que os preços crescem em ritmo acelerado, com uma participação cada vez menor dos encaixes monetários.

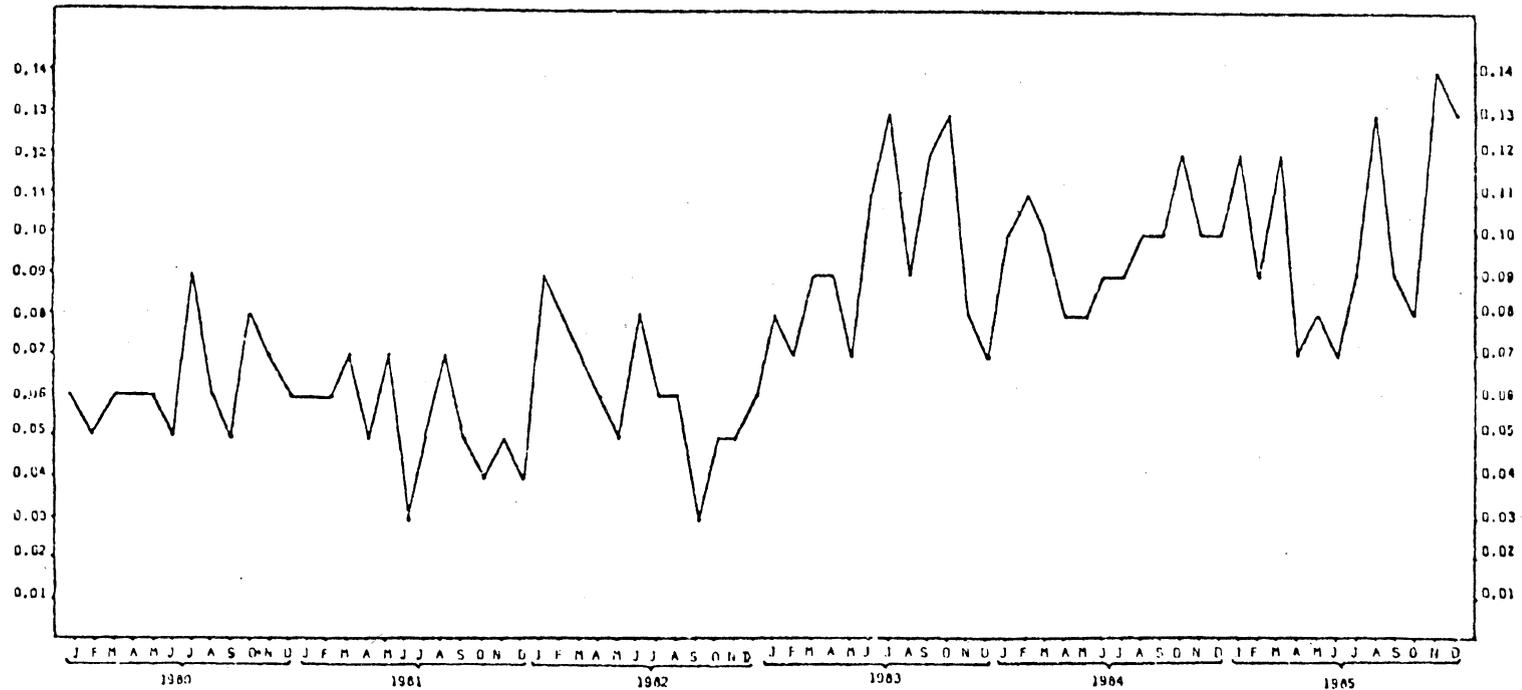
Assim sendo, a concepção keynesiana exposta na famosa 'Teoria Geral' de que os indivíduos demandam moeda por três motivos, a saber: transação, precaução e especulação, parece que fica sensivelmente prejudicada, no que diz respeito aos dois primeiros motivos listados (transação e precaução), quando existe um processo inflacionário ascendente em curso, face ao elevado custo que passa a ser a manutenção de qualquer estoque de moeda. Em resumo, quando os preços da economia se elevam em ritmo acelerado, a moeda passa a circular com maior velocidade entre os agentes econômicos, cada qual querendo se livrar como pode da grande perda que se torna permanecer com dinheiro por muito tempo.

A experiência brasileira recente mostra que a partir do Governo Figueiredo, em 1979, houve uma ascensão brutal no nível geral de preços que culminou com a explosão inflacionária do ano passado e início deste ano, que levou o atual Governo a implementar as medidas drásticas de ajuste monetário do final de fevereiro de 1986. Na Figura 1, ilustra-se com dados mensais a escalada inflacionária que houve no período de janeiro de 1979 a dezembro de 1985. Conforme pode-se constatar através desta ilustração, a inflação brasileira experimentou saltos importantes durante este período.

Com o presente estudo, pretende-se empregar a formulação teórica desenvolvida por Cagan, objetivando o entendimento da dinâmica inflacionária brasileira e a sua associação com a demanda por liquidez, a partir do final dos anos setenta, até meados desta década de oitenta, com o advento da chamada Nova República com o Governo Sarney, ou seja nos períodos que antecederam a implantação do chamado 'choque heterodoxo', ou 'plano cruzado' de estabilização monetária. Para atingir tal objetivo utiliza-se, como já foi dito acima, do modelo de Cagan, fazendo as adaptações necessárias ao caso brasileiro e utilizando métodos estatísticos de estimação de parâmetros um pouco mais elaborados, embora não necessariamente mais confiáveis.

O artigo, que se propõe de análise empírica está estruturado da seguinte maneira: no segundo e terceiro tópicos, apresenta-se um sumário da formulação teórica proposta por Cagan para as hiperinflações européias, e a tentativa de adaptação que for feita para a inflação brasileira. Nessa etapa da análise far-se-a a apresentação, com algum detalhe (o permitido num artigo como este que se pretende ser de extensão limitada), da formulação empírica alternativa que for adaptada para estudar o caso brasileiro recente. No quarto tópico apresenta-se as evidências empíricas obtidas com as análises desenvolvidas e esboça-se uma tentativa de compração com os resultados do trabalho original. Finalmente, no último tópico, tenta-se fazer, à luz das evidências encontradas, algumas interpretações, inferências e conclusões, não só sobre o modelo desenvolvido e testado, no que diz respeito à sua capacidade de adaptação para o estudo da inflação brasileira, mas também sobre a dinâmica monetária que norteou a inflação brasileira nos últimos seis anos.

FIG. 1 - Índice mensal de preços, Brasil, janeiro de 1979 a dezembro de 1985.



FORMULAÇÃO TEÓRICA

Como se sabe, a moeda constitui-se num dos ativos de maior liquidez da economia. Os indivíduos demandam dinheiro em função do seu poder de compra, donde se conclui que o nível geral de preços constitui-se num importante fator determinante do volume de mercadorias que um determinado montante de moeda pode comprar. Neste contexto, segundo Cagan, existem algumas variáveis que são importantes argumentos da função demanda por encaixes reais por parte de um indivíduo, a saber:

- a. a sua riqueza real;
- b. a sua renda real corrente; e
- c. os retornos esperados de cada tipo de ativo em que pode alocar alternativamente a sua riqueza.

A demanda por encaixes reais por parte do indivíduo deve manter uma correlação positiva com os seus níveis de renda real corrente e de riqueza real, mas deve correlacionar-se negativamente com os retornos esperados dos demais ativos alternativos.

Assim, uma especificação matemática do montante de liquidez que o indivíduo deseja manter por unidade de tempo em função das variáveis listadas acima, constitui-se numa equação de demanda por encaixes reais. Podemos escrever de forma simplificada as proposições acima, mediante a especificação funcional

$$\frac{M}{P} = f(w, y, i) \quad (1)$$

em que M/P é a demanda por encaixes reais e w, y, i são respectivamente a riqueza real, a renda real corrente e a taxa média de rentabilidade dos ativos alternativos.

De acordo com a teoria quantitativa da moeda, o nível absoluto dos preços na economia é determinado independentemente, como a relação entre a quantidade de dinheiro ofertada e a quantidade sob a forma de encaixes reais. De acordo com esta teoria, os indivíduos não podem, por suas decisões individuais, alterar o volume de moeda em circulação, mas podem exercer influência sobre este montante de dinheiro em circulação, através da redução ou elevação dos seus encaixes monetários. Aumentando ou diminuindo a demanda no mercado de bens e serviços, os indivíduos podem afetar o nível geral dos preços dos bens e por essa via provocar modificações substanciais no poder de compra do volume de moeda em circulação.

Em períodos de inflação elevada, o montante de encaixes reais varia drasticamente, em razão de se tornar dispendioso para os indivíduos a manutenção destes encaixes. Tudo se passa como se o dinheiro passasse a se constituir uma mercadoria indesejável para a sociedade, em que cada indivíduo tentaria jogar para frente este bem altamente indesejado.

Segundo Cagan, (1957), a riqueza real e o nível de renda real corrente dos indivíduos apresentam um comportamento estável, pelo menos em comparação com a

variação do nível geral de preços, em períodos de aceleração inflacionária. Estas duas variáveis devem provocar variações da curva de demanda por encaixes reais (deslocadores da curva). A taxa de retorno esperada dos ativos alternativos deve causar variações ao longo da curva de demanda por encaixes reais.

Para o autor em destaque, a parte dos custos de reter encaixes reais que apresenta maior instabilidade em períodos de aceleração inflacionária é a taxa de depreciação do dinheiro, vale dizer, a taxa de variação dos preços. Isto sugere, segundo Cagan (1957) que variações nos encaixes reais, em períodos de aceleração inflacionária, são largamente influenciadas pela instabilidade dos preços. Esta hipótese, obviamente, sugere que as demais variáveis discutidas anteriormente têm efeito apenas superficial sobre a demanda por moeda, quando comparadas com o impacto das expectativas de oscilações do nível geral de preços.

Esta foi a hipótese testada por Cagan (1957) para estudar as hiperinflações ocorridas na Áustria, Alemanha, Grécia, Hungria, Polônia e Rússia. Para o caso brasileiro, também testamos empiricamente a hipótese de que a série temporal mensal de inflação esperada e a quantidade demandada de moeda apresentam algum tipo de relação a ser definido no tópico seguinte.

MODELO MATEMÁTICO

Com base no desenvolvimento anterior, especificamos a seguinte equação:

$$\ln \left(\frac{M}{P} \right) = \alpha E + \gamma + \epsilon \quad (2)$$

na qual:

$\ln \left(\frac{M}{P} \right)$ é o logaritmo natural da relação entre o estoque de moeda mensal (M_1 , papel moeda em poder do público mais depósitos à vista nos bancos privados e/ou Banco do Brasil S/A) e o nível geral de preços (IGP mensal);

E representa a taxa esperada pela sociedade de variação mensal no nível geral de preços, a ser detalhada na próxima seção;

α que deve ser estritamente negativo, e γ são parâmetros a serem estimados;

ϵ é o termo de distúrbância aleatória, que por hipótese atende os requisitos usuais.

A razão para o valor esperado de α ser estritamente negativo se justifica pelo fato dos indivíduos demandarem menos encaixes reais sempre que formulam expectativas inflacionárias crescentes. À medida que os indivíduos esperam uma aceleração no nível de corrosão do valor da moeda, menos deste ativo tenderão a demandar, em benefício dos ativos cujos valores estão seguros contra a inflação.

A taxa de variação mensal dos preços será avaliada mediante a seguinte expressão:

$$p = \frac{d \ln P}{dt} \quad (3)$$

em que P é o IGP mensal e dt é a variação do tempo.

Como a série a ser estudada é mensal, a variação no tempo (dt) é igual a um. Desta forma, poder-se-a aproximar a relação de $d \ln P / dt$ pela equação abaixo:

$$\frac{d \ln P}{dt} = \ln P - \ln P_{-1} \quad (4)$$

Da expressão (2) poder-se-à derivar a elasticidade-expectativa da demanda por encaixes reais em relação à taxa de variação esperada no nível geral de preços mensais, cuja expressão é dada por:

$$\eta = \alpha E \quad (5)$$

Como o parâmetro α é estritamente negativo, o sinal da elasticidade-expectativa vai depender das expectativas inflacionárias ou deflacionárias da sociedade, sendo negativo no primeiro caso e positivo no segundo.

A TAXA ESPERADA DE VARIAÇÃO NOS PREÇOS (E)

No modelo proposto por Cagan (1957), as expectativas inflacionárias eram geradas de acordo com a equação abaixo:

$$E_t = (1 - \bar{e}^\beta) \sum_{i=0}^T P_{t-i} \bar{e}^{\beta i} \quad (6)$$

na qual P_{t-i} constituía-se no nível geral de preços; os β 's eram parâmetros; o número 'e' constituía-se na base dos logaritmos naturais, e T o número de períodos estudados.

A grande inconveniência da formulação de expectativas acima, no nosso modo de entender, é que eram geradas mediante valores testados por tentativas para o parâmetro β .

No estudo que propusemos as expectativas inflacionárias foram geradas através da metodologia desenhada por Box & Jenkins (1970). A utilização deste modelo, tal como concebido na formulação de Cagan (1957), é baseada no fato de que

os agentes econômicos, ao formularem expectativas inflacionárias, o fazem baseados, em geral, no comportamento passado do nível geral de preços da economia, naturalmente atribuindo um maior peso as informações mais recentes.

Em seguida apresenta-se uma versão bastante resumida da metodologia de Box & Jenkins (1970), enfatizando os pontos que foram explorados na execução da presente pesquisa.

Modelo de Box & Jenkins: generalidades

A metodologia desenvolvida por Box & Jenkins (1970) é de extrema utilidade para o estudo de comportamento dos parâmetros de processos estocásticos estacionários, bem como para fazer previsões de valores de séries temporais.

A metodologia se desenvolve basicamente em quatro etapas: na primeira etapa verifica-se se o processo estocástico em estudo é estacionário. Uma vez estacionarizada a série, faz-se ainda, nesta etapa, uma tentativa de identificar o modelo. Na segunda etapa procede-se à estimação dos parâmetros do modelo que foi identificado na etapa anterior. Na terceira etapa testa-se a adequação do modelo ajustado à realização empírica de que se dispõe. Caso o modelo seja adequado, passa-se para a etapa seguinte; caso contrário, providenciam-se outras estimações, até que o modelo ajustado apresente propriedades estatísticas que o caracterizem como satisfatório. Na quarta e última etapa da metodologia procedem-se às previsões de valores da série temporal em estudo.

Consideremos que uma série temporal Y_t possa ser representada da seguinte forma:

$$Y_t = \beta_0 - \beta_1 Y_{t-1} - \beta_2 Y_{t-2} \dots - \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ são parâmetros. O modelo acima é identificado como auto-regressivo de ordem P, e escreve-se AR(P).

A série temporal Y_t pode ser representada alternativamente como:

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (8)$$

em que os ε_{t-j} ($j = 0, 1, \dots, q$)

são choques e $\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_q$

são parâmetros. O modelo acima é identificado como média móvel de ordem Q e

escreve-se MA (Q).

Uma terceira maneira de identificação da série temporal Y_t é através de um modelo misto auto-regressivo e média móvel, com a seguinte expressão algébrica.

$$Y_t + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que as variáveis e os parâmetros são definidos como antes.

O modelo representado pela equação (9) é, como foi dito, misto auto-regressivo de ordem P e média móvel de ordem Q, e emprega-se a simbologia ARMA (P,Q) para representar esta duplicidade de característica.

Obviamente os modelos acima foram apresentados, assumindo-se que o processo estocástico Y_t é estacionário. Caso Y_t não seja estacionário, deve-se proceder a sua estacionarização, que consiste na diferenciação uma ou mais vezes da variável Y_t . Neste caso, diz-se que o modelo é iterativo de ordem D (ordem da diferenciação), auto-regressivo de ordem P e média móvel de ordem Q, e diz-se que é ARIMA (P, D, Q).

A equação (9) pode ser reescrita utilizando-se o operador de defasagem B, da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} (1 + \phi_1 B + \phi_2 B^2 + \dots + \phi_p B^p) Y_t &= \\ = \theta_0 + (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9a)$$

de modo que:

$$\begin{aligned} B Y_t &= Y_{t-1} \\ B^2 Y_t &= Y_{t-2} \\ &\vdots \\ B^p Y_t &= Y_{t-p} \end{aligned}$$

Da mesma forma, o operador B atua sobre os choques ε_t .

A equação (9a) pode ser reescrita de forma mais compacta, da seguinte maneira:

$$\phi(B) Y_t = \theta_0 + \theta(B) \varepsilon_t \quad (9b)$$

Como foi visto, a aplicação da técnica de Box & Jenkins requer que o processo a ser estudado seja estacionário. Caso a série não seja estacionária, podemos estacionarizá-la mediante o processo de primeira diferenciação da série, da seguinte forma:

$$Y_t = Y_t - Y_{t-1}, \text{ para } t = 2, \dots, n \quad (10)$$

ou, usando uma notação mais compacta, através do operador de diferenças da seguinte maneira:

$$\nabla Y_t = \nabla Y_t$$

em que

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

Poderemos agora utilizar conjuntamente os operadores de defasagem e de diferenciação, e a expressão (10) será reescrita da maneira que segue:

$$Y_t = \nabla Y_t, \text{ mas}$$

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}, \text{ logo}$$

$$\nabla Y_t = (1 - B) Y_t \quad (10a)$$

segue-se que:

$$\nabla = (1 - B) \quad (11)$$

Para a identificação do modelo ARIMA (P,D,Q) que melhor se ajusta aos dados, a função de autocorrelação dos resíduos é de extrema utilidade. A experiência mostra que se a função de autocorrelação se estabiliza com as primeiras defasagens em torno do valor nulo, pode-se assegurar com alguma convicção que a série é estacionária. Esta função de autocorrelação também proporciona informações que sugerem os tipos de modelos que deveremos testar para estudar a série temporal.

O procedimento de estimação dos parâmetros é através do método dos mínimos quadrados e os testes de adequação consistem em verificar se a função de autocorrelação dos resíduos é *white-noise*. Isto é feito observando-se a distribuição gráfica

destes coeficientes. Se, para um determinado número de defasagens (em torno de 1/3 do tamanho da realização), os coeficientes de correlação caírem no intervalo.

$$[0 \pm 0,25\sigma]$$

sendo σ o desvio padrão do coeficiente de correlação, então diz-se que o modelo é adequado. A comprovação estatística se dá pelo teste de qui-quadrado estimado para a distribuição do quadrado dos resíduos. Se o valor qui-quadrado estimado no modelo testado for menor do que o valor esperado, então aceita-se a hipótese de que os resíduos associados ao modelo estimado são *white-noise*, o que quer dizer que o modelo ajustado é adequado para se fazer previsões. Caso contrário, ou seja, se o valor estimado de qui-quadrado for maior do que o valor esperado, rejeita-se a hipótese de que os resíduos associados ao modelo testado são *white-noise*, o que implica numa rejeição do modelo testado, partindo-se então para outras tentativas de ajustamento. Percorrendo-se todas essas etapas chegou-se à identificação do modelo que melhor se ajustou aos dados de inflação mensal.

Uma vez ajustado o modelo, obtivemos estimativas para os valores previstos das inflações mensais. Estas estimativas foram utilizadas para se estimar os parâmetros da equação (2) de demanda por encaixes reais, pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Assim, a estimação dos parâmetros da equação de demanda por encaixes reais do nosso modelo se deu em dois estágios: no primeiro estágio geraram-se as expectativas (E) a partir da taxa de variação mensal dos preços, através da metodologia desenvolvida por Box & Jenkins (1970); no segundo estágio, substituíram-se estas expectativas na equação de demanda e estimam-se, por MQO, os seus parâmetros α e γ .

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS OBTIDAS

Para realizar este estudo, utilizamos séries temporais mensais de 6 anos, cobrindo o período que vai de janeiro de 1979 a dezembro de 1985. As séries estudadas foram o Índice Geral de Preços Mensais e o estoque mensal de moeda (M_1) em circulação no período. A fonte dos dados é a Revista Conjuntura Econômica. Os dados originais estão colocados no Apêndice deste trabalho.

A inflação mensal, foi obtida, como vimos anteriormente, mediante a seguinte equação:

$$\dot{p} = \frac{d \ln p}{dt}$$

Como foi visto, a estimação dos parâmetros da equação de demanda por encaixes reais se deu em dois estágios:

- a. geração das expectativas pelo método de Box & Jenkins; e
- b. substituição dessas expectativas na equação de demanda.



Obtenção das expectativas: primeiro estágio

O modelo que melhor se ajustou à série estudada da taxa de variação mensal de inflação foi o iterativo, com um grau de diferenciação, auto-regressivo móvel de primeira ordem, ou seja o modelo ajustado foi um ARIMA (1,1,1). Na Tabela 1, mostra-se os valores estimados para os parâmetros, bem como as propriedades estatísticas relevantes.

Observa-se que os resíduos associados ao modelo acima estimado são *white-noise*, uma vez que o valor da estatística de qui-quadrado estimado é menor do que o valor esperado. A estatística 't' de *Studente* não tem para o modelo de Box & Jenkins (1970), a utilidade que apresenta nos modelos de análise de regressão convencionais, servindo apenas como indicador de tendência.

Observando o modelo estimado verifica-se que não foi obtida estimativa para a constante θ_0 . Isto foi feito propositadamente, forçando-se a passagem da função estimada pela origem. Com base nos resultados mostrados na Tabela 1, podemos escrever a seguinte equação:

$$(1 - 0,13462B) \nabla Y_t = (1 + 0,76473B) \varepsilon_t$$

Utilizando-se a equação acima, estimaram-se as expectativas inflacionárias E.

Estimação da equação de demanda por encaixes reais; segundo estágio

No segundo estágio estimamos a equação de demanda por liquidez, utilizando-se como variável explicativa as expectativas geradas no primeiro estágio. Os ajustes obtidos nesta etapa da pesquisa estão mostrados na Tabela 2.

Analisando-se os resultados apresentados na Tabela 2, percebe-se que o grau de ajustamento obtido foi coerente com as expectativas apriorísticas propostas no modelo de Cagan, (1957), ou seja, o coeficiente de regressão associado à variável expectativa apresentou o sinal esperado. No que diz respeito ao sinal da constante, verifica-se que contrariamente ao encontrado por Cagan (1957), o sinal foi positivo. Vale lembrar que no modelo original de Cagan (1957) os ajustamentos foram feitos em economias que apresentavam hiperinflação caracterizada pelo autor com um ritmo de crescimento dos preços à taxa de pelo menos 50% ao mês, o que não chegou a ser o caso brasileiro no período analisado, em que o patamar máximo atingido pela inflação mensal não chegou aos 17% mensais. A este nível de inflação, é provável que os agentes econômicos ainda mantenham algum nível de encaixes monetários na composição dos seus portfólios para fazerem pagamentos usuais e eventuais, justificando-se, desta forma, o fato da constante encontrada em nosso modelo apresentar sinal positivo.

TABELA 1. Valores estimados dos parâmetros do modelo de Box & Jenkins para a série de inflação mensal. Brasil 1979-85.

Parâmetros	Estimativa	Desvio Padrão	Estatística 't'
$\hat{\phi}_1$	0,13462	0,14775	0,91102
$\hat{\theta}_1$	0,76463	0,76463	7,7731

$$\chi^2_{26} = 27,05^{n.s.}$$

Fonte: Valores estimados a partir dos dados publicados pela Revista Conjuntura Econômica, vários volumes.

$\hat{\phi}_1$ e $\hat{\theta}_1$ são, respectivamente, as estimativas dos parâmetros auto-regressivos e média-móvel.

χ^2_{26} é a estatística de qui-quadrado estimada para 26 graus de liberdade, cujo valor esperado é 38,88.

n.s. indica não significativamente diferente de zero aos níveis usuais.

TABELA 2. Valores estimados para os coeficientes de regressão da equação de demanda por encaixes reais. Brasil, 1979-1985.

Variáveis independentes	Coefficientes estimados	Estatística t de 'Student'
E	- 5,3987 *	- 5,2962
Constante	0,8052 *	9,2962

$$\bar{R}^2 = 0,2645 *$$

$$F_{(1,78)} = 28,0492$$

Fonte: Valores estimados a partir dos dados publicados pela Revista Conjuntura Econômica, vários volumes.

(*) indica significativamente diferente de zero ao nível de 1% de probabilidade;

\bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado;

$F_{(1,78)}$ é a estatística de Snedecor para 1 e 78 graus de liberdade.

No que diz respeito à qualidade estatística do ajustamento realizado, observa-se que tanto a constante como o coeficiente de regressão exibem valores estatisticamente diferentes de zero aos níveis de significância usuais, não obstante a magnitude do coeficiente de determinação ter sido da ordem de 26%, que no entanto não deve ser considerado baixo, face ao procedimento de estimação utilizado, que foi em duas etapas.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 2 e nos valores médios trimestrais, semestrais e anuais das expectativas inflacionárias geradas através da metodologia de Box & Jenkins (1970), estimamos as elasticidades-expectativas de demanda por liquidez em cada um desses pontos. Estes resultados estão apresentados na Tabela 3.

Analisando-se estes resultados verifica-se que as elasticidades-expectativas da demanda por encaixes reais obtidas no presente estudo para estes períodos estiveram todas dentro da amplitude inelástica, sendo o seu menor valor da ordem de -0,113, observado no primeiro trimestre e no primeiro semestre de 1979, e o valor máximo obtido foi da ordem de -0,745, estimado para o último trimestre de 1985.

TABELA 3. Estimativas trimestrais, semestrais e anuais das elasticidades - expectativas da demanda por encaixes monetários reais, avaliados nos pontos médios. Brasil, 1979 a 1985.

Períodos	Anos						
	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
Jan - Mar	...	-0,324	-0,308	-0,421	-0,406	-0,534	-0,545
Abr - Jun	-0,113	-0,335	-0,351	-0,286	-0,453	-0,432	-0,464
Jan - Jun	-0,113	-0,329	-0,330	-0,351	-0,432	-0,486	-0,507
Jul - Set	-0,297	-0,362	-0,270	-0,372	-0,621	-0,529	-0,582
Out - Dez	-0,297	-0,372	-0,227	-0,216	-0,583	-0,583	-0,745
Jul - Dez	-0,297	-0,367	-0,249	-0,397	0,599	-0,556	-0,664
Jan - Dez	-0,248	-0,345	-0,286	-0,324	-0,513	-0,518	-0,583

Fonte: Tabelas 1 e 2.

(. .) indica a não possibilidade de obtenção de estimativa, em razão de se terem perdido as três primeiras observações na estimação dos parâmetros do modelo de Box & Jenkins (1970) ajustado.

Vale ressaltar, contudo, que à medida que a inflação brasileira se elevava, o modelo ajustado mostrou que havia uma elevação da sensibilidade da demanda

por encaixes reais a este ritmo crescente de inflação, culminando com a elasticidade estimada para o último trimestre de 1985 que foi a maior de todas, em valor absoluto, justamente à época em que as autoridades governamentais detinham um reduzido controle sobre a escalada dos preços.

Com base nas estimativas obtidas através do modelo de Box & Jenkins (1970), estabeleceram-se previsões de inflação mensal para o Brasil no período de março a dezembro de 1986. Estas expectativas inflacionárias mensais e a inflação acumulada prevista, bem como as elasticidades mensais da demanda por liquidez, em função das variações das expectativas inflacionárias, estão apresentadas na Tabela 4.

Observando-se os resultados apresentados na Tabela 4, verifica-se que as previsões para os índices de inflação mensal eram bastante sombrias, com as previsões mensais ascendentes a partir do nível de 22,77% em março, atingindo o nível de cerca de 31% em dezembro. Com estes índices mensais, a inflação acumulada prevista para o primeiro trimestre de 1986 seria da ordem de 77%. Ao ritmo de expansão inflacionária prevalecente, viraríamos o semestre com uma inflação acumulada de cerca de 257% e chegaríamos ao final do ano com um recorde acumulado da ordem de 1627%, o que, sem dúvida, constituir-se-ia em fato inédito na vida econômica do País. Vale ressaltar que as previsões acima foram feitas com base nos índices mensais de inflação, tal como medidas pelo IGP da Fundação Getúlio Vargas, a partir de janeiro de 1979 até fevereiro de 1986. As previsões acima são feitas sob a hipótese de que o ambiente econômico que prevaleceria na economia brasileira seria semelhante ao que produziu os índices inflacionários que foram tomados como base de análise. Cautela também deve ser dada à interpretação das previsões mais longínquas, na medida em que tendem a apresentar um maior erro acumulado de previsão. A validade de um modelo econométrico está em mostrar que na medida em que se reproduziram as circunstâncias até então prevalecentes, as previsões inflacionárias que os agentes econômicos fariam seriam de magnitudes inimagináveis, e nós sabemos que a componente expectativa é fundamental na definição de um processo inflacionário, sobretudo quando se trata de economia altamente indexada, como era a economia brasileira até fevereiro de 1986.

Os resultados acima mostram o acerto das medidas de estabilização monetária tomadas no final de fevereiro, haja vista que na ausência dessas medidas, e se as previsões acima se confirmassem, estaríamos mergulhando em verdadeiro caos econômico, com repercussões políticas e sociais imprevisíveis.

As sensibilidades mensais da demanda por liquidez, em resposta às expectativas inflacionárias no período de março a dezembro de 1986, ficaram em geral maiores que 1,00 (em valor absoluto) com tendência crescente. Estes resultados estão em concordância com os resultados obtidos por Cagan (1957) no seu trabalho sobre a Europa, entre as décadas de 1920 e 1940 e mostram como estava se tornando incômodo para os agentes econômicos, a manutenção de encaixes monetários sob a forma do combalido cruzeiro.

TABELA 4. Valores previstos para a inflação brasileira mensal acumulada e elasticidades expectativas da demanda por liquidez, no período de março a dezembro de 1986.

Mês	Inflação esperada mensal	Inflação acumulada	Elasticidade mensal
Janeiro	17,80 *	1617,80	-0,9610
Fevereiro	22,40 *	44,19	-1,2093
Março	22,77	77,02	-1,2292
Abril	22,89	121,08	-1,3437
Maiο	26,51	179,69	-1,4312
Junho	27,75	257,30	-1,4981
Julho	28,70	359,85	-1,5494
Agosto	29,42	495,13	-1,5883
Setembro	29,98	673,56	-1,6412
Outubro	30,40	908,72	-1,6412
Novembro	30,73	1218,70	-1,6590
Dezembro	30,97	1627,10	-1,6720

Fonte: Tabelas 1 e 2.

(*) Valores observados.

CONCLUSÕES

Face aos resultados obtidos, podemos afirmar com alguma convicção que a aplicação do modelo desenvolvido pelo Professor Cagan (1957) mostrou-se bastante satisfatório para estudar a dinâmica monetária da inflação brasileira recente.

A demanda por encaixes reais, que é normalmente afetada por variáveis como o nível de riqueza real, da renda real corrente e da taxa de remuneração dos ativos alternativos, em períodos inflacionários acelerados, como o analisado, mostrou-se bastante sensível à variação nas expectativas inflacionárias, feitas com base no próprio processo inflacionário em curso.

As elasticidades expectativas da demanda por encaixes monetários reais para o período de janeiro a dezembro de 1985, avaliadas com relação às expectativas médias trimestrais, semestrais e anuais, mostraram-se inelásticas mas crescentes à medida que as expectativas inflacionárias eram crescentes. No entanto, as elasticidades-expectativas de demanda para o período de março a dezembro de 1986 apresentaram-se elásticas, com exceção do mês de janeiro, o que confirma as pressuposições feitas de que, em épocas de inflação ascendente a um ritmo acele-

rado, a demanda por liquidez em resposta às expectativas inflacionárias é bastante sensível.

Finalmente, os resultados sugerem que as expectativas inflacionárias para o mês de março seriam da ordem de 23% e que o primeiro trimestre acabaria acumulando uma inflação de 77%, que se manteria em ascensão mensal a um ritmo bastante preocupante, cujo desfecho seria uma previsão de inflação anual de cerca de 1.600%, o que obviamente se constituiria em verdadeiro caos econômico, social e político. Além destas conseqüências, já por si só desastrosas, haveria uma queda substancial a um ritmo crescente na demanda por cruzeiros e a sua conseqüente substituição por ativos indexados, donde se conclui da oportunidade com que foram decretadas as medidas de estabilização monetária.

Comentário final foi deixado à qualidade econométrica dos modelos ajustados, que mostraram ser de boa capacidade preditiva, a despeito das modificações, algumas profundas, que ocorreram nas séries estudadas durante o período de análise.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem a revisão realizada pelo Professor Teobaldo Campos Mesquita da UFC, mas se responsabilizam pelos eventuais equívocos remanescentes.

REFERÊNCIAS

- BOX, G. E. & JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco, Holden, 1970. 553p.
- CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, M. **Studies in the quantity theory of money**. Chicago, The University of Chicago Press, 1956. p. 25-117.
- DUYNE, C. V. Food prices expectations and inflation, **Am. J. agric. Econ.** Menasha, 64(3): 419-30.
- KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego do juro e da moeda: inflação e deflação**. São Paulo. Abril Cultural, 1986. 333p.
- MUTH, J. F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica**, Bristol, 29(1961):315-35.

APÊNDICE

TABELA 5. Série mensal do Índice Geral de Preços (IGP), Brasil, 1979 a 1985.

Ano	Meses											
	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1979	165,5	171,7	181,6	188,5	192,9	199,6	208,3	220,4	237,4	249,8	263,7	283,0
1980	300,6	313,3	333,9	353,0	375,5	397,5	431,1	460,9	485,3	522,4	561,8	595,0
1981	634,0	672,0	719,7	759,6	805,1	839,8	881,7	942,3	988,8	1032,0	1087,2	1128,5
1982	1234,3	1318,9	1414,2	1490,0	1581,2	1707,5	1811,0	1916,0	1986,1	2081,1	2185,2	2319,4
1983	2529,2	2694,1	2965,8	3238,6	3455,7	3889,1	4396,5	4841,1	5460,4	6184,6	6706,3	7213,2
1984	7921,1	8892,1	9777,0	10651,1	11594,7	12637,2	13974,3	15458,7	17083,3	19232,2	21131,6	23357,1
1985	26308,6	28982,1	32665,2	35022,4	37748,1	40709,1	44338,7	50545,5	55161,6	60152,1	69144,9	70271,2

TABELA 6. Série mensal do Estoque de Moeda (M1) Brasil, 1979 a 1985.

Ano	Meses											
	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1979	435,9	465,8	464,0	476,0	491,6	538,5	547,6	559,2	603,1	625,7	675,1	803,1
1980	737,6	766,7	791,2	865,6	910,1	987,8	967,1	1015,5	1051,9	1099,9	1117,1	1364,2
1981	1233,4	1269,7	1256,5	1363,3	1424,1	1550,1	1548,6	1617,4	1891,2	1891,9	2063,2	2365,6
1982	2196,4	2243,1	2215,2	2368,2	2491,5	2705,8	2739,3	2745,7	2970,7	2213,9	3517,1	4053,2
1983	4154,8	4208,6	4144,4	4470,0	4606,6	5199,6	5229,6	5490,1	6120,7	6625,7	7024,2	8231,9
1984	8057,4	8207,6	8916,7	10272,1	10747,9	11429,4	12573,6	13561,0	15326,0	16122,0	18708,0	24985,0
1985	22033,0	24545,0	27261,0	30346,0	32420,0	38395,0	42852,0	48804,0	56711,0	59211,0	74008,0	101315,0