

Preços agrícolas e expectativas inflacionárias: O caso brasileiro¹

José de Jesus Sousa Lemos²

RESUMO - Estudou-se o papel das expectativas inflacionárias dos setores agrícola e manufatureiro, bem como do nível de desemprego e da política monetária sobre a formação de expectativas de inflação na economia brasileira no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1985. As evidências empíricas mostram que a formação destas expectativas é racional no sentido de Muth, e que não existem vieses de curto e longo prazo.

Termos para indexação: preços agrícolas e industriais, inflação.

AGRICULTURAL PRICES AND INFLATION EXPECTATIONS: THE BRAZILIAN CASE

ABSTRACT - The role of inflation expectations in the agricultural and manufacturing sectors and of the monetary policy and of the level of unemployment on inflation in the brazilian economy, from January, 1980, to December, 1985. The empirical results showed that these expectations were rational (in the Muth sense) and unbiased in the short and in the long run.

Index terms: agricultural and industrial prices, inflation.

¹ Recebido em 05.09.88
Aceito para publicação em 18.11.88

² Professor-Adjunto da Universidade Federal do Ceará.

O problema

A economia brasileira vem passando, durante estes últimos anos, por sérios desequilíbrios internos, quais têm-se acentuado nesta década de oitenta. Várias tentativas têm sido feitas pelas autoridades governamentais visando conter o processo de escalada ascendente dos preços. Assim, recentemente, o Governo utilizou-se dos chamados métodos "heterodoxos" de congelamento geral de preços e salários, o chamado plano "cruzado", que, apesar de tecnicamente bem concebido, foi politicamente mal conduzido, introduzindo distorções relevantes, depois acentuadas no plano "Bresser", o qual novamente constituiu uma tentativa mal sucedida de trazer o crescimento dos preços a níveis aceitáveis e assim propiciar condições internas para a retomada do desenvolvimento econômico.

A nosso juízo, um fator que muito tem contribuído para a persistente manutenção da inflação nos patamares atuais é o saldo das contas governamentais, que vem-se mostrando deficitário e com projeções preocupantes, exigindo que sejam tomadas medidas até certo ponto drásticas que a contenham a níveis razoáveis como proporção do PIB.

Neste contexto, os agentes econômicos formulam suas expectativas inflacionárias levando em consideração as informações de que dispõem, e se as projeções forem ascendentes, cria-se um elo difícil de romper, e torna-se difícil conter o processo inflacionário. Com efeito, os impactos cíclicos ou sazonais da produção agropecuária, bem como a ocorrência de fatores episódicos tais como secas, enchentes, geadas, pragas etc., normalmente criam expectativas altistas para os preços dos gêneros alimentícios e das matérias-primas provenientes deste setor.

Assim, a inflação gerada no setor agrícola, além de ser importante componente do nível geral de preços, constitui importante elemento no elenco de informações de que os agentes econômicos se utilizam ao fazerem as suas expectativas inflacionárias. Este é o ponto central desta pesquisa, que objetiva analisar e ponderar os impactos dos preços agrícolas e dos preços industriais sobre as expectativas inflacionárias globais, no passado recente da economia brasileira.

Formulação teórica

Sabe-se que quando os agentes econômicos formam as suas expectativas inflacionárias o fazem baseados em informações atualizadas tanto da

inflação global como da inflação setorial, e atribuem pesos maiores às inflações mais recentes. A concepção teórica é de um modelo estocástico que analisa os chamados mercados "fixprice - flexprice" de Hicks, que definem os preços que serão praticados na economia e que foram aplicados com relativo sucesso em estudos de outros processos inflacionários, como bem demonstram os trabalhos de Duyne (1982), Okum (1981), Bosworth (1980) e Gramilich (1979).

O modelo teórico tenta captar o papel exercido pelos choques ocorridos principalmente no setor "flexprice" (setor agrícola), no passado recente sobre a inflação brasileira e sobre a formulação de expectativas inflacionárias, numa abordagem de curto-prazo, uma vez que, no longo prazo, quando todos os ajustamentos tiverem sido realizados, a taxa de crescimento dos preços é idêntica à taxa histórica de crescimento do estoque de moeda.

A hipótese básica do estudo é que se os preços das matérias-primas e dos gêneros alimentícios ("flexprice") e dos bens produzidos pelo setor industrial ("fixprice") são determinados de formas substancialmente diferentes, e se a inflação setorial se projeta de forma diferenciada, podemos dizer que os vieses existentes na formação das expectativas inflacionárias são racionais no sentido mostrado por Muth no seu famoso trabalho publicado em 1961.

Feitas estas considerações, passemos para o modelo teórico.

Vejamus como, teoricamente, se prevê a formação de preços no setor manufatureiro ("fixprice"), onde predomina uma estrutura de mercado não-competitiva, em que, geralmente, os empresários repassam aos preços do produto final, via remarcação, as variações de custo no curto-prazo, que, como sabemos, decorrem do salário. Assim, podemos escrever:

$$PI_t = \omega_t \quad (1)$$

onde PI_t é a taxa de variação dos preços dos produtos manufaturados no período "t", e ω_t é a taxa de variação dos salários nominais. Assume-se, no modelo, que o crescimento da produtividade do trabalho é nula, por se tratar de análise em período de curto-prazo, uma vez que não deve haver mudanças significativas, no estoque de capital prevaecente, que afetem a sua produtividade.

Supõe-se, adicionalmente, que tanto os contratos como os acordos realizados no mercado de trabalho se dão em função do salário nominal, mas que os trabalhadores detêm algum poder de barganhar reposições sala-

riais decorrentes da aceleração inflacionária. Se for este o caso, podemos escrever que

$$\omega_t^* = E(PG_t) - a_0 U_t \quad (2)$$

onde ω_t^* é a taxa planejada para a variação dos salários; $E(PG_t)$ é a taxa esperada de inflação para o período t ; e " a_0 " afere a sensibilidade da taxa de variação planejada em relação à taxa de desemprego U_t . A taxa de variação efetiva dos salários nominais ajusta-se à taxa desejada, de acordo com a dinâmica apresentada na equação (3) abaixo:

$$\omega_t - \omega_{t-1} = a_2(\omega_t^* - \omega_{t-1}) \quad (3)$$

na qual a_2 está contido no intervalo $[0; 1]$, e " a_2 " é um parâmetro de inércia que mede a velocidade de ajustamento da taxa efetiva à taxa desejada de variação dos salários. Assim, quanto mais a_2 tende para zero, mais lento se dará o processo de ajustamento, e menor poder de barganha terá a classe trabalhadora. Na medida em que " a_2 " tende para 1, maior poder reivindicatório terão os trabalhadores do setor industrial, e mais rapidamente ω_t se aproxima de ω_t^* .

Resolvendo o sistema constituído pelas equações (2) e (3), e eliminando a variável não observável empiricamente, ω_t^* , chega-se ao seguinte resultado:

$$\omega_t = a_2 E(PG_t) - a_0 a_2 U_t + (1 - a_2) \omega_{t-1} \quad (4)$$

Considera-se que a taxa de variação global dos preços da economia, vale dizer, taxa de inflação global, seja definida como uma média ponderada das inflações setoriais, da seguinte forma:

$$PG_t = b PA_t + (1 - b) PI_t \quad (5)$$

estando o peso " b " contido no intervalo $[0; 1]$; PG_t , a taxa de inflação global; PA_t , a taxa de inflação do setor agrícola; e PI_t , definido como na equação (1).

No longo-prazo, em uma economia que experimente igual taxa de progresso tecnológico em todos os setores, espera-se que não haja diferenças substanciais nas taxas de inflação setoriais. No curto-prazo, contudo, estas

diferenças são computadas e ocorrem justamente como consequência da existência de choques de oferta no setor agrícola, que podem refletir um comportamento desfavorável de clima (secas, cheias, geadas) ou a ocorrência de pragas e doenças a que estão sujeitas as atividades agropastoris. Sendo este o caso, podemos descrever a taxa de variação dos preços dos alimentos e matérias-primas como uma combinação da variação dos preços industriais e dos choques de oferta agrícola. Isto pode ser sumariado em termos da equação (6):

$$PA_t = PI_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

na qual ε_t são choques que representam modificações temporárias da inflação agrícola em relação à inflação observada no setor manufatureiro. Em virtude de os mercados prevaletentes no setor agrícola (em geral, se aproximarem de uma estrutura competitiva, espera-se que os choques aleatórios ε_t se distribuam independentemente no tempo, ou seja, que eles não sejam auto-regressivos, no sentido estatístico. Resolvendo simultaneamente as equações (6) e (5), chega-se ao resultado a seguir:

$$PG_t = PI_t + b \varepsilon_t. \quad (7)$$

A equação (7), nos mostra, que exceto pela ocorrência de choques de oferta no setor agrícola, a taxa de inflação global da economia deve ser igual à taxa de variação dos preços dos bens manufaturados.

Colocando-se no circuito uma equação adicional que relacione o nível de atividade da economia – representado pela variação da taxa de desemprego – e o comportamento das autoridades monetárias no que diz respeito à taxa de expansão do estoque de moeda, ficaremos com o modelo macroeconômico estrutural praticamente definido. Assim, escreve-se que:

$$U_t = U_{t-1} + a_3 (m_t - PG_t) \quad (8)$$

em que U_{t-1} é definida como U_t , apenas defasado em um período; “ a_3 ” é um coeficiente que mede o ajuste da taxa de desemprego ao crescimento real do estoque de moeda; e “ m_t ” é a taxa de expansão do estoque nominal de moeda. A equação (9) abaixo tenta captar o comportamento das autoridades monetárias no que diz respeito à formulação de política de expansão do estoque de moeda:

$$m_t = \theta \bar{m} + (1 - \theta) PG_t \quad (9)$$

na qual m é a taxa de variação de longo-prazo do estoque de moeda; " θ " é um parâmetro que mostra como as autoridades monetárias "sancionam" o processo inflacionário através da política monetária. O seu valor está contido no intervalo $[0; 1]$; e quando o valor de θ tende para 1, significa que o Banco Central fixa a meta de crescimento de longo-prazo do estoque de moeda independentemente do processo inflacionário. Quando " θ " tende para zero, implica que as metas de política monetária de curto-prazo "sancionam" a inflação prevalecente.

O conjunto constituído pelas equações estruturais apresentadas até aqui pode ser sintetizado no seguinte sistema estrutural:

$$PG_t = \omega_t + b \varepsilon_t$$

$$\omega_t = a_2 E(PG_t) - a_0 a_2 U_t + (1 - a_2) \omega_{t-1} \quad (10)$$

$$U_t = U_{t-1} + a_2 \theta (\bar{m} - PG_t).$$

Resolvendo o sistema de equações apresentadas em (10), fazendo

$$E(PG_t) = P_{t-i},$$

sendo " i " o período de defasagem ($i = 1, 2, \dots$), e mediante substituições sucessivas, chega-se à forma reduzida apresentada a seguir:

$$PG_t = b \varepsilon_t + b a_2 \sum_{i=1}^{\infty} \varepsilon_{t-i} - a_0 a_2 \sum_{i=0}^{\infty} U_{t-i} \quad (11)$$

A equação (11), que será uma das equações a serem estimadas empiricamente nesta pesquisa, mostra que a inflação efetiva para o período atual é função crescente dos choques de oferta observados no setor rural. A inflação global também cresce com os choques de oferta agrícola acumulados no passado recente, e decresce com o acúmulo de desemprego observado nos últimos períodos. Assim, o efeito induzido de um choque de oferta agrícola sobre a taxa de inflação global é determinado pela magnitude do coeficiente " b ", ou seja, " b " é a elasticidade-choque agrícola da inflação global, "*Ceteris paribus*". O efeito induzido dos choques de oferta agrícola acumulados no passado é dado pelo produto " ba_2 ", que também constitui coefi-

ciente de elasticidade associado aos choques acumulados. O efeito do nível de atividade da economia sobre a taxa de inflação global efetiva é dado pela magnitude do produto dos coeficientes "a₀" e "a₂".

Admitindo que os agentes econômicos formulem expectativas inflacionárias com base no comportamento recente dos preços dos produtos agrícolas e dos produtos manufaturados, podemos reescrever a equação (5) da seguinte forma:

$$E(PG_t) = \beta E(PA_t) + (1 - \beta) E(PI_t), \quad (12)$$

na qual "β" é o peso que os agentes econômicos atribuem à expectativa inflacionária do setor agrícola [E(PA_t)] sobre a expectativa global de inflação [E(PG_t)]. Se β ≠ b, ou seja se o peso atribuído no longo-prazo pelos agentes econômicos à inflação agrícola (β) for diferente do peso atribuído no curto-prazo (b), então diz-se que as expectativas inflacionárias são viesadas. Por outro lado, se β = b, poder-se-á concluir que não existirá viés na formação de expectativas inflacionárias de curto e longo-prazo.

Utilizando-se a equação (12) em substituição à equação (5), chegaremos à seguinte configuração para a equação (11), admitindo que a formação de expectativas inflacionárias tanto do setor agrícola ("flexprice") como do setor manufatureiro ("fixprice") se dá com base nos preços setoriais observados no passado recente.

$$E(PG_t) = \beta \varepsilon_t + a_2 \beta \sum_{i=1}^{\infty} \varepsilon_{t-i} - a_0 a_2 \sum_{i=0}^{\infty} U_{t-i} \quad (13)$$

Resolvendo o sistema de equações composto pelas equações (1) a (4) e pelas equações (6) a (9), chega-se ao seguinte resultado:

$$E[PG_{t+1}] = E[b \varepsilon_{t+1} + a_0 a_2 a_3 \Theta(\bar{m} - PG_{t+1})] \\ - a_0 a_2 U_t + a_2 E(PG_{t+1}) + (1 - a_2) \omega_t \quad (14)$$

Resolvendo o sistema composto pelas equações (12), (13) e (14), fazendo as substituições sucessivas e simplificações cabíveis, e lembrando que

$$E[\varepsilon_{t+1}] = \delta \varepsilon_t = \delta(PA_t - PI_t)$$

chegaremos ao seguinte resultado:

$$E[PG_{t+1}] = \left[\frac{b\delta}{1 - a_2 + a_0 a_2 a_3 \Theta} \right] PA_t + \left[\frac{1 - a_2 - b\delta}{1 - a_2 + a_0 a_2 a_3 \Theta} \right] PI_t$$

$$+ \left[\frac{a_0 a_1 a_2 \theta}{1 - a_2 + a_0 a_2 a_3 \theta} \right] \bar{m} - \left[\frac{a_0 a_2}{1 - a_2 + a_0 a_2 a_3 \theta} \right] U_t \quad (15a)$$

Substituindo em (15a) os coeficientes de PA_t , PI_t , \bar{m} e U_t , respectivamente, por β , α_1 , α_2 e α_3 , poderemos reescrever (15a) da seguinte maneira:

$$E[PG_{t+1}] = \beta PA_t + \alpha_1 PI_t + \alpha_2 \bar{m} - \alpha_3 U_t \quad (15b)$$

As equações (15) mostram que as expectativas inflacionárias para o período subsequente são funções diretas das expectativas setoriais e das expectativas do crescimento de estoque de moeda; e são funções indiretas do nível esperado de atividades da economia representado pela taxa de variação do desemprego global.

Procedimentos metodológicos

Neste estudo, foram estimados os coeficientes associados às equações (11) e (15b).

Para a estimação da equação (11), acrescenta-se um termo de distúrbância " v_t ", que, por hipótese, se distribui normal e independentemente com média nula e variância constante. Se for este o caso, esta equação poderá ser estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários MQO, desde que haja observações suficientes para proporcionar graus de liberdade adequados para procedimento dos testes estatísticos usuais.

As estimativas dos parâmetros da equação (15b) realizaram-se em duas etapas. Na primeira, geraram-se expectativas inflacionárias para as variáveis PG_t , PA_t e PI_t utilizando-se a técnica desenvolvida por Box & Jenkins (1970). São estes os valores utilizados para a estimativa dos coeficientes β e α_1 . O estoque de moeda e o nível de desemprego foram defasados em i ($i = 1, 2, \dots$) períodos, e utilizaram-se as observações para as estimativas dos parâmetros α_2 e α_3 , respectivamente.

Na segunda etapa, adicionou-se um termo de distúrbância " η_t " à equação (15b), assumindo-se que ele atende às mesmas características de " v_t " acrescentado à equação (11). Sendo assim, todos os parâmetros da equação (15b) puderam ser estimados pela técnica dos MQO. Assim, a equação (15b) foi estimada na seguinte forma:

$$E(PG_t) = \alpha_0 + \beta E(PA_t) + \alpha_1 E(PI_t) + \alpha_2 m_{t-i} + \alpha_3 U_{t-i} + \eta_t \quad (15c)$$

Para verificar se as expectativas inflacionárias eram viesadas, ou seja, se β e b são estatisticamente diferentes, empregou-se o teste "t" de "Student" de diferença de médias de duas populações com desvios padrões populacionais desconhecidos.

Modelo de Box e Jenkins: generalidades

Conforme foi visto acima, os parâmetros da equação (15b) serão estimados em duas etapas, sendo que na primeira geram-se expectativas inflacionárias globais e setoriais pela técnica de Box & Jenkins. Assim, apresentaremos, a seguir, alguns passos importantes para que se possa utilizar com algum rigor científico este método.

A metodologia desenvolvida por Box & Jenkins (1970) é de extrema utilidade para o estudo do 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, verifica-se se o processo estocástico em estudo é estacionário. Uma vez estacionarizada a série, faz-se, ainda, nesta fase, uma tentativa de identificar o modelo. Na segunda etapa, faz-se a estimação dos parâmetros do modelo que foi identificado na fase anterior. No terceiro passo, 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. No quarto e último passo da metodologia, fazem-se as previsões de valores da série temporal em estudo.

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

$$Y_t = \theta_0 - \theta_1 Y_{t-1} - \theta_2 Y_{t-2} \dots - \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (18)$$

em que $\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p$ 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:

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (19)$$

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.

$$Y_t + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (20)$$

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

O modelo representado pela equação (20) 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 não o seja, deve-se fazer 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 (20) pode ser reescrita utilizando-se o operador de defasagem B , da seguinte maneira:

$$(1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_p B^p) Y_t = \theta_0 + (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q) \varepsilon_t \quad (20a)$$

de modo que:

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

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

A equação (20a) pode ser reescrita de forma mais compacta, da seguinte maneira:

$$\theta(B) Y_t = \theta_0 + \theta(B) \varepsilon_t \quad (20b)$$

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 procedimento de primeira diferenciação da série, da seguinte forma:

$$y_t = Y_t - Y_{t-1}, \text{ para } t = 2, \dots, n \quad (21a)$$

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

$$y_t = \nabla Y_t$$

em que

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

Poderemos, agora, utilizar conjuntamente os operadores de defasagem e de diferenciação, e a expressão (21a) será reescrita da maneira que segue:

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

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

$$\nabla Y_t = (1 - B)Y_t \quad (21b)$$

segue-se que:

$$\nabla = (1 - B) \quad (22)$$

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 ruído branco. Isto é feito ob-

servando-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 da estatística 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 ruído branco, 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 ruído branco, o que implica uma 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, global e setorial.

Evidências empíricas encontradas na pesquisa

Neste estudo utilizaram-se dados publicados pela revista *Conjuntura Econômica*, da Fundação Getúlio Vargas (FGV), e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As observações são mensais e cobrem o período que se estende de janeiro de 1980 a dezembro de 1985. As informações dos dois últimos anos não foram utilizadas, em função das distorções introduzidas nas estatísticas de inflação, principalmente das decorrentes do congelamento de preços que se deu nos Planos Cruzados e Bresser. As informações originais utilizadas foram as taxas mensais de variação da inflação global, taxa mensal de desemprego do IBGE, observadas para os estados do Rio de Janeiro e São Paulo, já que não foram conseguidas estas informações para outras cidades brasileiras que cobrissem o período estudado. A taxa de desemprego utilizada na estimação empírica foi a média aritmética das taxas destas duas importantes capitais brasileiras.

No que diz respeito às taxas de inflação verificadas nos setores rural e industrial, os dados publicados pela FGV constituem o índice de preço por atacado observado mensalmente para o País como um todo.

A variação mensal destes preços foi estimada pelas seguintes expressões:

$$PA_T = \frac{d[\ln(IPA)]}{dt}$$

$$PI_t = \frac{d[\ln(IPI)]}{dt}$$

nas quais "ln" é o logaritmo natural; IPA e IPI são respectivamente os índices de preços por atacado dos setores agrícolas e industrial; t é o tempo.

Os estoques de moeda utilizados na pesquisa foram M_1 e M_3 , tal como definidos pela FGV, sendo testados um de cada vez na estimação da equação (15b). Também para esta variável, os valores observados mensalmente estavam acumulados e a taxa de variação mensal foi calculada utilizando-se procedimentos semelhantes aos utilizados para estimar as inflações setoriais.

Equação de inflação global atual

Para a estimativa dos parâmetros da equação (11), foram utilizados os valores acumulados de ε_{t-j} e de U_{t-j} para dois e três períodos de defasagens. O melhor ajustamento foi obtido para o acúmulo de três defasagens, e os resultados estão apresentados na Tabela 1.

As evidências mostradas na Tabela 1 indicam a coerência dos sinais associados às três variáveis explicativas sobre a taxa de inflação global corrente. Assim, o impacto dos choques correntes de ofertas agrícolas foi direto, de acordo com as expectativas "apriorísticas". A elasticidade-choque de oferta agrícola sobre a taxa de inflação global é da ordem de 0,19. O impacto dos choques agrícolas acumulados nos três períodos precedentes sobre a inflação global também foi direto, e o coeficiente de elasticidade estimado foi 0,07. A diferença em magnitude destes dois coeficientes de elasticidade é uma evidência de que as observações mais recentes exercem maior peso sobre a inflação global, pelo menos no que se refere aos choques provenientes do setor "flexprice".

Com referência à elasticidade associada à taxa de desemprego acumulada nos três últimos períodos, observa-se que as evidências encontradas na pesquisa estão em concordância com a teoria econômica e, sobretudo,

TABELA 1. Estimativas dos parâmetros da equação de inflação global para o Brasil, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1985.

Variáveis	Coefficiente estimado	Desvio padrão	Estatística "t"
ϵ_t	0,1874 ^a	0,0601	3,12
$\sum_{i=1}^3 \epsilon_{t-i}$	0,0674 ^a	0,0350	1,93
$\sum_{i=0}^3 U_{t-i}$	-0,0799 ^b	0,0605	-1,32
Constante	9,8782	—	—
$a_0 = -0,2220$	$a_2 = 0,3600$	$R^2 = 0,2148$	$\hat{F}_{3,66} = 6,0196$

Fonte dos dados originais: FGV/IBGE.

- (a) indica significativamente maior do que zero ao nível de 95% de probabilidade fiducial;
 (b) indica significativamente menor do que zero ao nível de 90% de probabilidade fiducial.

com a curva de Phillips. Este coeficiente foi negativo, para o período analisado, e o seu valor absoluto foi de cerca de 0,08.

Todos estes coeficientes foram estatisticamente maiores/menores que zero aos níveis usuais de probabilidade fiducial. O coeficiente de determinação múltipla foi de 21,5%.

Dos resultados acima, além do valor estimado para "b", que, como vimos, foi 0,19, extraímos também os valores estimados indiretamente para os parâmetros " a_0 " e " a_2 ". A elasticidade-desemprego da variação de salários (a_0) é da ordem de -0,22, e o coeficiente " a_2 ", que mede a velocidade no ajustamento dos salários efetivos aos salários planejados pelos trabalhadores, foi de 0,36. Percebe-se quão reduzido foi a estimativa para este coeficiente no período 1980/85, refletindo o baixo poder reivindicatório de que os trabalhadores dispunham na primeira metade desta década. Seja lembrado que os dados de desemprego utilizados na pesquisa referiram-se aos estados do Rio de Janeiro e São Paulo, que são, como sabemos, dois dos

estados em que existem os sindicatos de trabalhadores mais organizados e fortes do País. Assim, é possível que este coeficiente esteja superestimado quando considerarmos o País como um todo.

Equação das expectativas inflacionárias

Como ficou demonstrado anteriormente, os valores esperados para PG_t , PA_t e PI_t , utilizados na estimação dos parâmetros da equação (15b), foram gerados pela metodologia desenvolvida por Box & Jenkins. Assim, passaremos a discutir os resultados obtidos para a geração das observações de cada uma destas variáveis.

Para a projeção dos valores associados à inflação global (PG_t), o modelo que melhor se ajustou foi o ARIMA (1,1,1), cujas estimativas estão mostradas na Tabela 2:

TABELA 2. Valores estimados dos parâmetros do modelo de Box & Jenkins para a série de inflação global mensal, Brasil, 1980-85.

Parâmetros	Estimativa	Desvio padrão	Estatística "t"
$\hat{\theta}_1$	0,2303	0,1726	1,33
$\hat{\theta}_1$	0,7545	0,1183	6,38
$\chi^2_{38} = 47,60^{ns}$			

Fonte dos dados originais: FGV.

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

χ^2_{38} é a estatística de qui-quadrado estimada para 38 graus de liberdade, cujo valor esperado é aproximadamente igual a 55,76.

ns indica não significativamente diferente de zero aos níveis usuais.

Para a obtenção dos valores projetados para a inflação agrícola (PA_t), o modelo que melhor se ajustou às informações disponíveis foi o ARIMA (2,1,2), cujas estimativas dos parâmetros com respectivas características estão mostradas na Tabela 3.

TABELA 3. Valores estimados dos parâmetros do modelo de Box & Jenkins para a série de inflação global mensal, Brasil, 1980-85.

Parâmetros	Estimativa	Desvio padrão	Estatística "t"
$\hat{\theta}_1$	-0,7370	0,1420	-5,19
$\hat{\theta}_2$	-0,1112	0,1389	-0,80
$\hat{\Theta}_1$	0,0991	0,0944	1,05
$\hat{\Theta}_2$	0,7753	0,0937	8,28
$\chi^2_{36} = 37,94^{ns}$			

Fonte dos dados originais: FGV.

$\hat{\theta}_i$ e $\hat{\Theta}_i$ ($i = 1, 2$) são as estimativas dos parâmetros auto-regressivos e médias móveis, respectivamente.

a - as demais simbologias são interpretadas da mesma forma da Tabela 2.

Finalmente, para os valores previstos da inflação do setor industrial (PI_t), o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o ARIMA (2,1,2), cujas estimativas e estatísticas relevantes estão apresentadas na Tabela 4.

TABELA 4. Valores estimados dos parâmetros do modelo de Box & Jenkins para a série de inflação do setor industrial, Brasil, 1980/85^b.

Parâmetros	Estimativa	Desvio padrão	Estatística "t"
$\hat{\theta}_1$	-0,7151	0,1985	-3,78
$\hat{\theta}_2$	-0,1595	0,1872	-0,85
$\hat{\Theta}_1$	-0,2417	0,1815	-1,33
$\hat{\Theta}_2$	0,4763	0,1793	2,65
$\chi^2_{26} = 47,54^{ns}$			

Fonte dos dados originais: FGV.

b - As simbologias apresentadas devem ser interpretadas da mesma forma que nas Tabelas 2 e 3.

Como pode ser constatado pelas evidências mostradas nas Tabelas 2, 3 e 4, os ajustamentos obtidos com o método de Box-Jenkins para projeção da série de variações mensais de preços estudada, mostraram um bom grau de ajustamento. Todos os modelos estimados apresentaram resíduos com distribuição "ruído branco", como pode ser comprovado pelas magnitudes das estatísticas de qui-quadrado estimadas, todas inferiores aos valores esperados para os respectivos graus de liberdade.

Sendo assim, utilizamos estes três modelos e geramos as inflações esperadas que foram apostas para a estimação dos parâmetros da equação das expectativas inflacionárias, objetivo maior desta pesquisa. Para esta equação, obtiveram-se as evidências apresentadas na Tabela 5.

TABELA 5. Estimativas dos parâmetros da equação de expectativas inflacionárias para o Brasil no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1985.

Parâmetros	Coefficiente estimado	Desvio padrão	Estatística "t"
PA_t	0,1845 ^a	0,0209	8,83
PI_t	0,6693 ^a	0,0418	16,02
m_{t-3}	0,5018 ^b	0,0311	16,14
U_{t-3}	-0,1140 ^b	0,0988	-1,15
Constante	1,4860	-	-
$R^2 = 0,9138^a$		$F_{4,64} = 169,7108$	

Fonte dos dados originais: FGV/IBGE.

a - indica significativamente maior do que zero ao nível de 95% de probabilidade fiducial.

b - indica significativamente maior/menor do que zero entre os níveis de 85% e 90% de probabilidade fiducial.

Como pode ser conferido com os resultados apresentados na Tabela 5, o grau de ajustamento obtido para esta equação foi bastante elevado, e o ajustamento apresentou a coerência dos sinais dos coeficientes estimados, como esperado de acordo com a teoria macroeconômica. Assim, as elasticidades-expectativas associadas à inflação agrícola e à inflação do setor ma-

nufatureiro foram de, respectivamente, 0,18 e 0,67. Vale ressaltar que a elasticidade associada às expectativas inflacionárias do setor agrícola não diferiu tanto em termos de magnitude como em termos estatísticos do coeficiente b , estimado para a elasticidade de curto-prazo. Isto sugere que com as evidências disponíveis não foi possível rejeitar a hipótese de que as expectativas inflacionárias no Brasil não são geradas de forma viesada.

Um resultado importante retirado da Tabela 5 é que a elasticidade-expectativa associada aos preços do setor industrial é substancialmente maior que a elasticidade-expectativa associada aos preços do setor "flexprice". Isto nos induz a raciocinar que a estrutura não-competitiva que predomina no setor manufatureiro exerce maior impacto na formação das expectativas por parte da sociedade brasileira, do que os choques de oferta agrícola que ocorrem na economia.

Conclusões e inferências políticas

Os resultados encontrados nesta pesquisa permitem retirar conclusão da maior relevância para o entendimento do processo inflacionário recente e para formulação de políticas que vislumbrem dirimir os desequilíbrios internos provocados pela escalada ascendente dos preços.

Assim, as evidências empíricas encontradas mostraram que a taxa corrente de inflação é mais afetada pelos choques de oferta atual dos produtos agrícolas do que pelas dificuldades de abastecimento deste setor observadas em períodos anteriores. As magnitudes destas elasticidades estimadas na pesquisa foram de, respectivamente, 0,19 e 0,07. O impacto do desemprego acumulado sobre a inflação corrente foi da magnitude de -0,08, e apresenta o direcionamento mostrado pela curva de Phillips. O coeficiente " a_0 ", que capta a projeção da variação dos salários em relação à taxa atual de desemprego, estimado indiretamente, também apresentou coerência de sinal, e a sua magnitude foi de -0,22.

A velocidade de ajuste da taxa desejada de crescimento dos salários à taxa efetiva (2) apresentou-se bastante baixa, numa constatação empírica de que o poder de barganha dos trabalhadores na questão da reivindicação de reposições salariais ainda é bastante reduzido. Este fato, a nosso juízo, é mais grave, na medida em que é provável que o coeficiente estimado na pesquisa, cuja magnitude foi de 0,36, esteja superestimado quando pensamos em inferir estes resultados para o País como um todo, na medida em que as estatísticas de desemprego utilizadas na pesquisa foram referentes

apenas aos estados do Rio de Janeiro e São Paulo, dois dos estados brasileiros onde existem alguns dos sindicatos de trabalhadores mais fortes deste País.

No que diz respeito às expectativas inflacionárias, as evidências encontradas na pesquisa não permitiram a aceitação da hipótese de que são viesadas no longo prazo com relação às expectativas de crescimento dos preços do setor agrícola. Por outro lado, os resultados permitem inferir que os agentes econômicos são mais sensíveis às variações esperadas dos preços no setor industrial do que no setor agrícola. Assim, o coeficiente de elasticidade-expectativa associado ao setor manufatureiro foi cerca de 3,6 vezes superior ao coeficiente da elasticidade-expectativa estimado para o setor agrícola.

Este é um resultado importante, na medida em que mostra que o setor não-competitivo da economia exerce um papel preponderante na definição do processo inflacionário brasileiro recente, apesar de também ser bastante relevante, na ótica dos agentes econômicos, o papel atribuído às expectativas de inflação dos preços dos alimentos e das matérias-primas agrícolas. Desta forma, acredita-se que interferência na economia que eleve o nível de competitividade pode constituir importante fator para atacar uma das causas estruturais da inflação brasileira.

Estes resultados mostram o papel relevante que as projeções inflacionárias por setor exercem sobre as expectativas de inflação global, na economia brasileira. Assim, qualquer medida de política econômica que vise a estabilização geral dos preços terá, necessariamente, de influenciar no processo de contenção destas expectativas inflacionárias formadas setorialmente. As medidas tradicionais de controle do "déficit" público e de maior contenção monetária serão inócuas se os elos importantes destas duas cadeias de formação de expectativas não forem rompidos.

REFERÊNCIAS

- BOSWORTH, B.P. Nonmonetary aspects of inflation. **J. Money, Credit and Banking.**, 12:527-39, 1980.
- BOX, G.E. & JENKINS, G.M. **Time series analysis: forecasting and Control.** San Francisco, Holden, 1970. 553p.
- DUYNE, C.V. Food prices, expectations and inflations. **Am. J. Agric. Econ.**, Menasha, 64(3):419-30, 1982.

GRAMLICH, E.M. Macro policy responses to price shocks. **Brookings Papers on Economic Activity**, 125-66, 1979.

MUTH, J.F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica**, Bristol, 29:315-35, 1961.

OKUN, A.M. **Price and quantities: a macroeconomic analysis**. Washington, DC., Brooding Institution, 1981.