

A ciclicidade do *mark-up* na indústria de transformação brasileira: um modelo de correção de erro*

Sérgio Kannebley Júnior**

Sumário: 1. Introdução; 2. O modelo e a fonte de dados; 3. Resultados; 4. Considerações finais.

Palavras-chave: *mark-up*; indústria de transformação; modelo de correção de erro.

Esse estudo discute o comportamento cíclico do *mark-up* na indústria de transformação brasileira, tendo como base o período recente de 1976-89. Utiliza como instrumental um modelo de correção de erro, o que o distingue dos estudos até agora apresentados no país.

Esta distinção metodológica permitiu que fossem obtidas conclusões, distintas daquelas antes reportadas, sobre o processo de formação de preços em um ambiente inflacionário. Demonstrou-se, contudo, que o *mark-up* teve um caráter acíclico para os períodos tanto pré quanto pós-Cruzado no conjunto da indústria de transformação brasileira.

This study examines the cyclical behavior of the mark-up in the Brazilian transformation industry, based on the recent period of 1976-89. It adopts an error correction model, which distinguishes it from other studies published until now in the country.

Such methodological distinction allowed it to up to conclusions, different from those reported before, about the process of price formation in an inflationary environment. However, it demonstrates, that the behavior of the mark-up was acyclical in both pre and post-Cruzado periods in the whole of the Brazilian transformation industry.

1. Introdução

O debate teórico ao longo dos anos 70 e início dos anos 80 sobre a efetividade de políticas de controle de demanda, entre teóricos de inflação inercialistas e não-inercialistas, levou à produção de diversos estudos empíricos sobre o tema, com resultados, de certa forma, díspares em função de diferenças metodológicas e de período analisado.¹

Este artigo trata da condução de um exercício de análise do comportamento cíclico do *mark-up* durante a década de 80, período ainda não analisado em toda sua extensão. Procura verificar se a hipótese de aciclicidade do *mark-up* é ratificada, durante o período pós-Cruzado, para os preços no conjunto da indústria de transformação brasileira.

* Artigo recebido em jun. 1995 e aceito em ago. 1996. O autor agradece à professora Vera Lúcia Fava, por comentários e sugestões na elaboração desta versão do artigo, e a dois pareceristas anônimos desta revista, pelas críticas feitas à primeira versão.

** Professor da FEA/RP-USP.

¹ Para mais esclarecimentos sobre os argumentos teóricos dessa discussão, ver, por exemplo, Frenkel (1979), Pereira & Nakano (1984), Pereira (1989), Bacha (1989), Pastore (1989), Barbosa (1989).

Com o fracasso do Plano Cruzado, a instabilidade inflacionária acentuou-se, o que suscitou uma seqüência de experiências heterodoxas de combate à inflação de igual ou maior insucesso, ocorrendo, após cada nova tentativa de estabilização econômica, um fenômeno de rápida aceleração inflacionária. A instabilidade das variáveis macroeconômicas produzida pela aceleração inflacionária foi temporariamente contida por respostas intervencionistas e abruptas das autoridades econômicas, fazendo com que o ambiente macroeconômico se alterasse sensivelmente em relação aos períodos anteriores experimentados pela economia brasileira.

Teoricamente são formuladas três hipóteses a respeito da ciclicidade do *mark-up*: a de pró-ciclicidade, a de aciclicidade e a de contraciclicidade. Harrod (1936), defende a primeira hipótese, justificando esse comportamento para o *mark-up* como proveniente de alterações, ao longo do ciclo, da elasticidade-preço da demanda, num contexto de concorrência imperfeita. Kalecki (1943), Sylos-Labini (1983) e Stiglitz (1984) argumentam que o *mark-up* tende a ser contracíclico em função de acordos colusivos produzidos por estruturas de mercado oligopolizadas. Coutts (1987), em favor da hipótese de aciclicidade do *mark-up*, baseia sua argumentação em comportamentos administrativos e/ou estratégicos das firmas, tendo como objetivo último a maximização a longo prazo do lucro.

A hipótese de aciclicidade do *mark-up* a curto prazo é mais frequentemente comprovada em estudos empíricos nacionais. Considera (1981), Calabi (1982), Modiano (1983), Calabi e Luque (1985), em diferentes períodos históricos, analisando o comportamento dos preços na indústria de transformação, sustentaram empiricamente essa hipótese. As evidências de contraciclicidade do *mark-up*, em sua maioria, foram sustentadas através de estudos setoriais, como Calabi (1982), Considera (1983) e Calabi e Luque (1985), enquanto para o caso dos preços agregados na indústria de transformação somente Camargo e Landau (1983) produziram resultados consistentes com essa hipótese. Em favor da hipótese da pró-ciclicidade do *mark-up*, apenas escassas evidências foram levantadas por Calabi e Luque (1985).

Este artigo tem como objetivo investigar, no nível microeconômico, a postura dos *price setters* ao longo da década de 80 e, exclusivamente, nesse período recente (pós-Cruzado) de alta e hiperinflação. Seu tema central é a discussão sobre a ciclicidade do *mark-up*, englobando o período de 1976 a 1989. Utiliza para isso um modelo de correção de erro aliado à estimação dos componentes não-observáveis da série de inflação. A utilização desta metodologia vem em contraposição às especificações dinâmicas usualmente utilizadas pela literatura empírica nacional na discussão sobre a ciclicidade do *mark-up* no curto prazo.²

Além desta seção introdutória este artigo contém uma seção onde é apresentado o modelo a ser estimado e a fonte de dados, outra onde se discutem os resultados das estimações, e, por fim, algumas considerações finais sobre a análise realizada.

2. O modelo e a fonte de dados

O modelo básico de *mark-up* pode ser representado por aquele utilizado em Calabi (1982). A racionalização deste modelo provém da equação kaleckiana de formação de preços:

² São exemplos de trabalhos que se utilizam do modelo de correção de erro os estudos de Fanta e Kandorsky (1990) e Balakrishnam (1992)

$$P = (1 + M) * CD \quad (1)$$

onde:

P = preço;

$(1 + M)$ = margem bruta de lucro;

CD = custos diretos.

A fixação da margem de lucro, para uma empresa específica ou para a indústria como um todo, é feita em função de fatores estruturais e cíclicos. Os fatores estruturais são representados pelo grau de monopólio da empresa e da indústria, e são funções de diversos fatores como o grau de concentração do setor específico, as barreiras à entrada e a intensidade do capital. Os fatores cíclicos são representados pelas flutuações da demanda ao longo do ciclo econômico. Sua relação com o *mark-up* manifesta-se por meio do seu impacto sobre o grau de utilização da capacidade produtiva, alterando, no caso, os custos fixos, ou através da própria suscetibilidade do setor, ou da empresa específica, frente a alterações da demanda.

A equação básica de preços, utilizada por Calabi (1982), tem a seguinte forma:

$$P = f(E, C) (CMPU + CSU) \quad (2)$$

onde:

P = preço;

E = fatores estruturais;

C = fatores cíclicos;

CSU = custo salarial unitário;

$CMPU$ = custo de matéria-prima unitário;

$CD = CSU + CMPU$.

Tomando logaritmos em ambos os lados e obtendo a derivada da equação (2) com relação ao tempo, chega-se à seguinte expressão:

$$\frac{1}{P} * \frac{\delta P}{\delta t} = \frac{E}{f(E, C)} * \frac{\delta f(E, C)}{\delta E} * \frac{1}{E} * \frac{\delta E}{\delta t} + \frac{C}{f(E, C)} * \frac{\delta f(E, C)}{\delta C} * \frac{1}{C} * \frac{\delta C}{\delta t} + \frac{CMPU}{CMPU + CSU} * \frac{1}{CMPU} * \frac{\delta CMPU}{\delta t} + \frac{CSU}{CMPU + CSU} * \frac{1}{CSU} * \frac{\delta CSU}{\delta t} \quad (3)$$

que pode ser reescrita, de forma aproximada, como:

$$\Delta p_t = \beta_1 \Delta e_t + \beta_2 \Delta c_t + \beta_3 \Delta cmu_t + \beta_4 \Delta csu_t \quad (4)$$

onde as letras minúsculas indicam variáveis em log e :

β_1 = elasticidade do *mark-up* em relação à variável E ;

β_2 = elasticidade do *mark-up* em relação à variável C ;

β_3 = participação relativa do custo unitário de matéria-prima unitária nos custos diretos;

β_4 = participação relativa do custo salarial unitário nos custos diretos.

Dado que, nesta equação, as variáveis estão expressas em logaritmos, os coeficientes β_3 e β_4 representam as elasticidades do preço em relação aos custos de matérias-primas e salários, respectivamente. Supondo-se que, a curto prazo, as mudanças estruturais sejam nulas, pode-se considerar que o termo que representa estas mudanças seja igual a zero ($\Delta e_t = 0$). Não obstante, a tendência do *mark-up* relativa a fatores estruturais, ou resultante de choques na economia, poderá ainda ser captada pelo termo constante na equação abaixo:

$$\Delta p_t = \gamma + \beta_2 D_t + \beta_3 \Delta cmu_t + \beta_4 \Delta csu_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde D_t é a medida da pressão da demanda no período t , representando a influência dos fatores cíclicos sobre o preço (variável Δc_t , da equação 4).

O modelo básico de estimação, representado pela equação (5), ignora, contudo, a influência do mecanismo de correção de erro, ou seja, a influência, sobre a fixação do preço, do desvio do *mark-up* praticado com relação ao *mark-up* planejado, ou de longo prazo. A utilização do modelo básico (equação 5), caso seja exequível a existência de um vetor de co-integração entre preço e custos, isto é, a vigência de um *mark-up* planejado para um determinado horizonte temporal, implica um erro de especificação e, portanto, viés nos parâmetros estimados relativos aos custos e à demanda. A exclusão do termo de correção de erro na equação (5) faz com que os parâmetros que expressam a relação entre as variações dos custos e o excesso de demanda, de um lado, e a variação do preço, de outro, captem não apenas as influências das variáveis respectivas sobre a variação do preço, mas também o processo de adequação da margem de lucro no seu nível de equilíbrio ou nível planejado.³

A especificação alternativa, proposta neste artigo, à equação (5) é um modelo de correção de erro semelhante ao utilizado por Balakrishnam (1992), e adaptado segundo o modelo apresentado por Harvey e Scott (1994).

³ O conceito de co-integração procura representar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo, ao qual um determinado sistema econômico tende a convergir. Engle e Granger (1987) demonstram que se duas variáveis y_t e x_t são co-integradas, então deve existir uma representação na forma de um modelo de correção de erro. Para mais informações a respeito, ver, por exemplo, Hamilton (1994).

Assumindo-se custos marginais constantes, a especificação dinâmica de preços, considerando-se a possibilidade de existência de mecanismo de correção de erro, tem a seguinte forma:⁴

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \varphi_t + \alpha_1 \Delta cd_t + \alpha_2 p_{t-1} + \alpha_3 cd_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_0 D_{t-i} v_t \quad (6)$$

onde:

p = preço final do produto;

cd = custos diretos;

φ_t = componente sazonal trigonométrico;

D = termo representativo do nível de atividade econômica;

as letras minúsculas indicam que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Se $\alpha_2 + \alpha_3 = 0$, então a equação acima pode ser reescrita como:

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \varphi_t + \alpha_1 \Delta cd_t + \alpha_2 (p_{t-1} - cd_{t-1}) + \sum_{i=0}^n \beta_0 D_{t-i} v_t \quad (6')$$

O termo entre parênteses representa o mecanismo de correção de erro, indicando que um desequilíbrio inicial entre as variáveis em nível, ou seja, na relação preço-custo, pode vir a afetar a trajetória temporal do preço.

Para a estimação, os custos diretos foram decompostos em custos salariais (csu) e custos de matérias-primas ($cmpr$). Com isso, a equação pode ser reparametrizada da seguinte maneira:

$$\Delta p_t = b_0 + \varphi_t + b_1 \Delta cmpr_t + b_2 \Delta csu_t + b_3 p_{t-1} + b_4 csu_{t-1} + b_5 cmpr_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_i D_{t-i} + v_t \quad (7)$$

Analogamente, se $b_3 + b_4 + b_5 = 0$, então a equação (7) pode ser reescrita como:

$$\Delta p_t = b_0 + \varphi_t + b_1 \Delta cmpr_t + b_2 \Delta csu_t + b_3 (p_{t-1} - cmpr_{t-1}) + b_4 (csu_{t-1} - cmpr_{t-1}) + \sum_{i=0}^n \beta_i D_{t-i} + v_t \quad (7')$$

⁴ Este modelo traz implícita a suposição teórica de que a soma das elasticidades dos custos é igual a 1.

Este modelo busca representar a relação dinâmica de curto prazo entre variáveis, sem ignorar as restrições impostas pelas relações de longo prazo entre elas. Enquanto no modelo (6') o coeficiente α_2 do termo de correção de erro deveria ser menor que zero, nesta especificação (7'), espera-se que o coeficiente b_3 seja menor que zero e que b_4 seja maior que zero.⁵ No entanto, é necessário se advertir que o coeficiente b_3 dá conta plenamente da significância do termo de correção de erro, na medida em que o desvio das variáveis defasadas de custo salarial e matéria-prima já está incluído na equação (Balakrishnam, 1992). Em termos econômicos este sinal negativo expressa a tendência de retorno ao equilíbrio da razão preço-custo, ou seja, o processo de ajustamento do *mark-up* ao seu nível planejado: se, por algum motivo, o *mark-up* desvia-se de sua taxa planejada em uma determinada direção, haverá, nos períodos posteriores, uma tendência para corrigir este desvio, compensando-o através de alterações do nível de *mark-up* no sentido oposto.⁶

Em função de as séries brasileiras não exibirem as propriedades necessárias quanto à sua ordem de integração para a estimação de um modelo de correção de erro em suas primeiras diferenças, será estimado neste artigo um modelo de correção de erro com um coeficiente variante no tempo, ou seja, introduz-se no modelo uma tendência estocástica a fim de dar conta desta propriedade da série de preços brasileira.⁷ Através deste método de estimação proposto por Harvey (1993), acredita-se ser possível solucionar problemas relacionados a questões de estacionariedade das variáveis e se explicitar uma dinâmica do *mark-up* não verificada em estudos anteriores, que é aquela referente a reajustes do *mark-up* planejado, ou devidos a choques, ou como resultado de uma postura preventiva dos fixadores de preços. Assume-se, como de praxe em diversos artigos do gênero, que as variáveis constantes no lado direito da equação são fracamente exógenas.⁸

O índice de preços utilizado será o da indústria de transformação componente do IPA — oferta global, publicado pela Fundação Getulio Vargas.

⁵ Conforme Balakrishnam (1992:316) argumenta, esta configuração de sinais é implicada pelos sinais antecipados dos termos em níveis em uma estimação da equação (7), já que seria esperado que o sinal do coeficiente do termo de preço defasado fosse menor que zero e que os sinais dos coeficientes dos termos de custos defasados fossem maiores que zero. O sinal do coeficiente b_4 pode, também, ser extraído através da derivada ∂_p/∂_j da fórmula de *mark-up* $p = (1 + M)(j + 1) \text{CMPU}$, onde $j = \text{CSU/CMPU}$. É possível se observar que o sinal desta derivada é maior que zero, isto é, uma elevação desta razão, dada, por exemplo, por um aumento dos custos salariais, representa efetivamente uma elevação dos custos que deve ser repassada ao preço, a fim de se evitar uma queda do *mark-up* praticado. Através da mesma fórmula é possível retirar informações sobre o sinal do coeficiente b_3 e da relação entre a razão (P/CMPU) e a razão (CSU/CMPU).

⁶ Neste trabalho não se espera realmente que exista um *mark-up* de longo prazo propriamente dito, mas sim que esta relação entre preço e custos seja de importância significativa para a determinação do reajuste de preços em um ambiente inflacionário, por esta razão oferecer um parâmetro para a rentabilidade do capital investido.

⁷ Perron, Cati e Garcia (1995) demonstram que as séries temporais de inflação mensal e taxa de juros nominal são profundamente influenciadas pelo efeito dos choques econômicos promovidos pelo governo, que se iniciaram na metade dos anos 80. Argumentam que, em função desses choques, essas séries tendem a reproduzir um comportamento reversível à média espúrio, produzindo um viés substancial nos testes de raiz unitária a favor da rejeição da hipótese de não-estacionariedade dessas séries. Através de correções estatísticas ao teste ADF, eles demonstram que estas mesmas séries possuem, contudo, um comportamento explosivo.

⁸ A respeito desta suposição, Dicks-Mireaux (1961) afirma que a estimação por mínimos quadrados simples da equação de variação de preço não produz um viés estatisticamente significante com relação a métodos alternativos de estimação da equação de preço, tais como: o procedimento de dois estágios, equações simultâneas ou máxima verossimilhança. Balakrishnam (1992:320) estimou o modelo de correção de erro acima através de uma equação de mínimos quadrados simples e, posteriormente, através do método de dois estágios, afirmando que o método de estimação não alterou qualitativamente o resultado referente à ciclicidade do *mark-up* e à hipótese de existência de co-integração entre as variáveis de preço e custos.

A variável custo de matérias-primas para a indústria de transformação também foi extraída das estatísticas produzidas pela Fundação Getúlio Vargas, pertencendo ao IPA — oferta global.

O custo unitário do trabalho será dado pela razão entre o salário médio nominal e a produtividade do trabalho normalizada. O salário médio nominal da indústria de transformação é definido como a razão entre a folha de salário nominal e o número de pessoas ligadas à produção neste segmento da indústria. A produtividade do trabalho é definida como a razão entre a produção do setor e o número de trabalhadores ligados à produção no setor. Os dados foram retirados das *Estatísticas históricas do Brasil — séries econômicas, demográficas e sociais* e dos *Indicadores conjunturais da indústria*, ambos publicados pela Fibge.

A variável de demanda é resultante da diferença entre o produto atual e o componente de tendência da série. Este componente foi estimado através da decomposição dos componentes não-observáveis da série, utilizando-se o modelo estrutural de séries temporais (Harvey, 1993), de acordo com a especificação proposta por Pereira (1986) e Portugal (1993).

3. Resultados

A forma simplificada de espaço de estado do modelo estimado é a seguinte:

$$\Delta P_t = Z_t \gamma_t + b_t X + \varepsilon_t \quad (8) \text{ (eq. de medida)}$$

$$\gamma_t = T_t \gamma_{t-1} + c_t + R_t \eta_t \quad (9) \text{ (eq. de transição)}$$

em que os elementos de γ_t são os componentes não-observáveis do modelo, X representa as variáveis explicativas de custos, termos de correção de erro e demanda, ε_t é um termo *white noise*, c_t é um vetor de constantes, e η_t é também um componente *white noise* não correlacionado com ε_t .

O vetor de componentes não-observáveis é composto por uma tendência estocástica e um componente sazonal estocástico, ou seja:

$$\gamma_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ \varphi_t \\ \varphi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \rho \cos \lambda_c & \rho \sin \lambda_c \\ 0 & -\rho \sin \lambda_c & \rho \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \varphi_{t-1} \\ \varphi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_t \\ \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (10)$$

O componente de tendência recebeu variáveis de intervenção para os períodos de jan. 1980, nov. 1985, jan. 1986, fev. 1986 e mar. 1986, e introduziu-se, também, uma variável de intervenção irregular para o período de ago. 1985. As variáveis de intervenção sobre o componente de tendência dão conta da quebra estrutural sofrida pela série de inflação a partir de 1980 e no final do ano de 1985 e início de 1986. Já a variável de intervenção irregular foi introduzida a fim de eliminar um *outlier* presente na série da taxa de inflação dado pelo salto do índice de preços nesta data.⁹

⁹ Utilizou-se para a construção destas variáveis de intervenção o comando *Intervention Dialog* do programa Stamp 5.0. Estas variáveis poderiam também ser introduzidas na estimação através de construção de variáveis *dummies*.

Esses períodos correspondem a deslocamentos no nível da taxa de inflação em função de intervenções governamentais. O final de 1979 foi marcado por diversas medidas de política econômica, tais como maxidesvalorização do cruzeiro e alteração nas regras de política salarial, que produziram flutuações na taxa de inflação no início de 1980. As variáveis de intervenção para 1985 e 1986 correspondem aos efeitos sobre a taxa de inflação do congelamento de tarifas públicas realizado na metade de 1985, seguido, ao fim do congelamento, de uma elevação súbita da inflação e à posterior implantação do Plano Cruzado.

A variável de variação de custos salariais unitários foi dividida, através de *dummies*, em três períodos distintos, correspondentes às três políticas salariais vigentes: a primeira de reajustes anuais que vigorou até 1979, a de reajustes semestrais que vigorou até a implantação do Plano Cruzado, e políticas com reajustes de periodicidade inferior a um semestre. A variável de demanda foi introduzida na equação com duas defasagens, a fim de possibilitar que os efeitos de ajustes na razão estoque-vendas fossem captados pelo modelo.¹⁰

O modelo de correção de erro apresentado no quadro 1, estimado para o período de jan. 1976 a dez. 1989, produziu resultados satisfatórios quanto ao seu poder explicativo, tendo os

Quadro 1
Estimação do modelo de correção de erro — variável dependente Δp_t

Variável	Coefficiente	r.m.s.e	est. t	Prob.
Nível	0,0487	0,0159	3,07	[0,002]
$\Delta cmptu$	0,7754	0,0367	21,12	[0,000]
Δcsu 76	0,0342	0,0257	1,33	[0,185]
Δcsu 80	0,0216	0,0198	1,09	[0,278]
Δcsu 86	0,1051	0,0469	2,52	[0,013]
$(p-cmpu)_{t-1}$	-0,7550	0,0722	-10,47	[0,000]
$(csu-cmpu)_{t-1}$	0,0362	0,0207	1,35	[0,177]
D_t	0,0674	0,1159	0,58	[0,562]
D_{t-1}	0,1010	0,1581	0,64	[0,523]
D_{t-2}	0,0936	0,1099	0,85	[0,396]
D_t (86)	-0,0723	0,1171	-0,62	[0,538]
D_{t-1} (86)	0,0677	0,1551	0,44	[0,663]
D_{t-2} (86)	0,1476	0,1193	1,23	[0,218]
nvl 1980. 1	-0,0602	0,0141	-4,25	[0,000]
irr. 1985. 8	0,0296	0,0958	3,09	[0,002]
nvl 1985. 11	0,0545	0,0135	4,33	[0,000]
nvl 1986. 1	0,0545	0,0146	3,73	[0,000]
nvl 1986. 3	-0,1096	0,1737	-6,31	[0,000]
Variância dos componentes (razão q)				
Nível	0,01266	(1,0000)		
Sazonal	0,00000	(0,0000)		
Desvio-padrão	0,0115	$H(52)$ 1,237	DW 1,894	
$r(1)$	0,0296	$r(11)$ -0,0242	$Q(11,10)$ 14,01	
R^2	0,9782	Rs^2 0,89665		
Assimetria $\chi^2(1)$:	0,6388	[0,424]	Curtosi $\chi^2(1)$:	1,0666 [0,302]
Normal-BS $\chi^2(2)$:	1,7055	[0,426]	Normal-DH $\chi^2(2)$:	2,4783 [0,290]
Chow F (16, 140):	1,10286	[0,358]	Cusum t (140):	0,22937 [0,819]

A estatística $H(h)$ refere-se ao teste estatístico de heterocedasticidade; as estatísticas $r(j)$ referem-se às autocorrelações dos resíduos; $Q(p,q)$ é a estatística Ljung-Box; $D.W.$, a estatística Durbin-Watson; $N-DH$, o teste de normalidade de Doornik e Hansen; $N-BS$, o teste de normalidade de Bowman e Shelton.

¹⁰ A divisão da variável de custos salariais se deu de forma a produzir coeficientes distintos para cada período, ou seja, as *dummies* que multiplicaram a variável de custo salarial somente possuem o valor 1 para seu subperíodo correspondente e zero nos outros subperíodos.

coeficientes do modelo os sinais esperados. A qualidade dos resíduos estimados é boa, como pode ser percebido observando-se os testes de normalidade, heterocedasticidade, Cusum e as estatísticas Ljung-Box, sendo que o teste de Chow não rejeita a hipótese nula de estabilidade conjunta dos parâmetros.

De acordo com os resultados do modelo apresentado no quadro 1, a inflação neste período pode ser explicada em termos de deslocamentos permanentes do *mark-up*, da variação do custo de matérias-primas e do processo de busca de manutenção da relação preço-custo planejada. A variável de variação dos custos salariais unitários somente passa a explicar significativamente a evolução da taxa de inflação mensal após a implantação do Plano Cruzado, ou seja, somente após o encurtamento do intervalo dos reajustes salariais. Os coeficientes da variável de demanda, tanto para o período contemporâneo quanto para períodos defasados, mostraram-se estatisticamente insignificantes.

A fim de se verificar o comportamento cíclico do *mark-up* no período pós-implantação do Plano Cruzado, desmembrou-se, de forma semelhante à realizada para o coeficiente de custo salarial, o coeficiente da variável de demanda em dois tipos de coeficientes: um coeficiente pré-março de 1986 (D_{t-i}) e outro pós-março de 1986 (D_{t-i} (86)). Demonstra-se, contudo, que o *mark-up* manteve-se acíclico no período posterior à implantação do Plano Cruzado, ratificando-se, assim, os estudos que apontavam este resultado para períodos anteriores à implantação deste plano de estabilização econômica.

4. Considerações finais

A utilização de uma metodologia com maior poder de inferência permitiu que fossem extraídos desta análise resultados diversos dos até agora reportados na literatura empírica nacional sobre o tema. Inferiu-se que a regra de fixação de preços no conjunto da indústria de transformação privilegiou, durante todo o período analisado, principalmente, as variações do custo de matéria-prima, a relação preço-custo e os aumentos permanentes do *mark-up* planejado. A variação de custos salariais passou a exercer influência sobre a taxa mensal de inflação somente após o início do Plano Cruzado, período em que é reduzida a periodicidade dos reajustes salariais.

Os deslocamentos permanentes do *mark-up* poderiam ser entendidos como resultado de políticas preventivas de reajustes de preços, que visam a evitar reduções na margem de lucro em função da aceleração do processo inflacionário, além da sujeição da economia a diversos choques e intervenções governamentais. A regra para a fixação de preços teve o claro intuito de elevar os *mark-ups* praticados, o que só não deve ter-se verificado plenamente devido aos instrumentos de indexação institucionalizados, o que, entretanto, não impediu a existência de um movimento de aceleração da inflação no conjunto da indústria de transformação.

Observou-se que, para o conjunto da indústria de transformação, o *mark-up* tendeu a se comportar de forma acíclica. Isto pode ser resultado de um comportamento administrativo/estratégico das firmas e/ou da elevação do custo de busca dos consumidores.

A segunda alternativa de explicação para o comportamento acíclico do *mark-up* parece ser a mais provável, ou de maior importância, em função do alto grau de instabilidade econômica verificado no período, que não permitia, devido ao elevado grau de incerteza que permeava as decisões econômicas, o estabelecimento de um horizonte de planejamento econômico confiável.

Em um ambiente inflacionário, onde predomina uma informação imperfeita sobre o comportamento dos preços e sua relação com os custos, somada à ocorrência de choques antiinflacionários, a rentabilidade da atividade de busca para os consumidores, em períodos de contração econômica, poderia decrescer, segundo Bénabou e Gertner (1991), em função do aumento do custo de obtenção da informação, resultado da interferência da inflação sobre sua transmissão. Com isso, tem-se um aumento do poder de monopólio dos produtores, que se vêem livres para praticar aumentos de preços desconsiderando o fator demanda em seus cálculos.

Referências bibliográficas

Bacha, Edmar L. Moeda, inércia e conflito: reflexões sobre políticas de estabilização no Brasil. In: Rego, J. M. (org.). *Aceleração recente da inflação*. São Paulo, Bional, 1989.

Balakrishnam, Pulape. Industrial price behavior in India. *Journal of Development Economics*, 37, 1992.

Barbosa, F. H. As origens e conseqüências da inflação na América Latina. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 19(3), dez. 1989.

Bénabou, R. & Gertner, R. *The informativeness of prices: search with learning cost uncertainty*. 1991. (NBER Working Paper, 3.833.)

Bonomo, Marco A. Busca e inflação. In: Oliveira, R. M. (org.). *Inflação brasileira*. Viçosa, Universidade Federal de Viçosa, Imprensa Universitária, 1993.

Calabi, Andrea Sandro. *Price in Brazilian industry*. Berkeley, 1982. (Tese de Doutorado.)

——— & Luque, Carlos Antonio. *Os ciclos de expansão industrial e seus impactos*. Nobel, 1985.

Camargo, José Marcio & Landau, Elena. Variações de demanda, estrutura de custos e margem de lucros no Brasil: 1974/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13(3), dez. 1983.

Considera, Claudio. M. Preços, mark-up e distribuição funcional da renda na indústria de transformação: dinâmica de longo e de curto prazo — 1959/80. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 11(3), dez. 1981.

———. Comportamento oligopolista e controle de preços industriais: o caso do gênero de material de transporte — 1969/82. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13(1), abr. 1983.

Coutts, K. J. Average costs pricing. In: *The new palgrave dictionary of economics*. Macmillan Press, 1987. v. 1.

Dicks-Mireaux, L. A. The inter-relationship between cost and price changes — 1946-1958 — a study of inflation in post-war Britain. In: *Oxford economic papers* (new series), 13(13), 1961.

Engle, R. F. & Granger, C. W. Co-integration and error correction representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), Mar. 1987.

Fanta, Ricardo Martner & Kandorsky, Daniel Titelman. Inflación y nivel de actividad en Chile: una aplicación del modelo de corrección de errores. *El Trimestre Económico*, 57(1), ene./mar. 1990.

Frenkel, Roberto. *Decisiones de precio en alta inflacion*. Centro de Estudios Cedes, 1979.

Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.

Harrod, R. F. Imperfect competition and trade cycle. *The review of economics and statistics*, 1936.

Harvey, Andrew C. *Time series models*. 2. ed. MIT Press, 1993.

- & Scott, Andrew. Seasonality in dynamic regression models. *The Economic Journal*, 104 (427), Nov. 1994.
- Kalecki, Michael. *Studies in economic dynamics*. London, George Allen & Unwin Ltd., 1943.
- Modiano, Eduardo M. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13(1), abr. 1983.
- Pastore, A. C. Inflação e expectativas com a política monetária numa regra de taxa de juros. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, 44(4), out./dez. 1989.
- Pereira, Luiz C. B. A aceleração da inflação inercial. In: Rego, J. M. (org.). *Aceleração recente da inflação*. São Paulo, Bienal, 1989.
- & Nakano, Yoshiaki. Política administrada de controle da inflação. *Revista de Economia Política*, 4(3), jul./dez., 1984.
- Pereira, P. L. V. Estimação do hiato do produto via componentes não observados. *Revista de Econometria*, 6, 1986.
- Perron, P.; Cati, R. C. & Garcia, M. G. P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. Nov. 1995. (Versão inédita.)
- Portugal, M. S. Measures of capacity utilization: Brazil, 1920/1988. *Análise Econômica*, mar. 1993.
- Stiglitz, Joseph E. Price rigidities and market structure. *AEA Papers and Proceedings*, 74(2), May, 1984.
- Sylos-Labini, Paolo. *Oligopólio e progresso técnico*. São Paulo, Abril, 1983. (Série Os Economistas.)