

# **EVIDÊNCIA EMPÍRICA SOBRE FORMAÇÃO E COMPORTAMENTO DOS PREÇOS INDUSTRIAIS: UMA ANÁLISE DAS EQUAÇÕES DE PREÇOS**

*Adalmir Antônio Marquetti\**

## **Introdução**

Visa-se, neste artigo, rever alguns estudos empíricos sobre o processo de formação e o comportamento dos preços industriais. Procura-se examinar, a partir da análise dos resultados, em particular de estudos de equações de preços, as seguintes questões: quais as variáveis relevantes para o processo de formação dos preços industriais; se os preços dos setores oligopolistas, definidos a partir do grau de concentração, apresentam um viés inflacionário; se a hipótese dos preços administrados sobre o comportamento dos preços é confirmada na literatura; e em que medida as variáveis relevantes ao processo de formação de preços industriais se diferenciam na economia brasileira em relação a outros países. Com tal objetivo, a apresentação dos trabalhos foi separada entre os estudos da literatura internacional e os do Brasil.

O artigo está organizado da seguinte maneira: na primeira seção, apresentam-se os estudos a nível internacional, na segunda, os realizados para a economia brasileira. Ambas as seções dividem-se em duas subseções, que analisam, respectivamente, os estudos empíricos de formação e os de comportamento dos preços industriais. Por fim, na terceira seção, são tecidos comentários sobre as questões acima enunciadas.

## **1 - Estudos na literatura econômica internacional**

A literatura empírica de equações de preços na literatura internacional é vastíssima, sendo que seus anos de maior esplendor foram as décadas de 60 e 70. Os estudos de formação e comportamento dos preços utilizavam análises de *cross-section*. Muitos realizavam testes contrastando os setores oligopolistas com os concorrenciais.

---

\* Economista da FEE e Professor da PUC-RS.

Entretanto tais trabalhos, por volta do fim dos anos 70, passaram a sofrer uma série de críticas, seja pelo alto nível de agregação dos dados, seja pelo fato de serem modelos de *cross-section*, o que dificultava na identificação de importantes parâmetros estruturais. A partir dessas constatações, os estudos passaram, cada vez mais, a se dar ao nível de indústrias específicas e ainda considerando diferentes mercados regionais para a mesma indústria.

## 1.1 - Trabalhos empíricos sobre formação de preços industriais

Os trabalhos empíricos de formação de preços, em sua grande maioria, abordam questões ligadas à microeconomia neoclássica e/ou keynesiana. Mais precisamente, buscam identificar, respectivamente, em que medida as variáveis de demanda e de concentração industrial se relacionam com os preços industriais.<sup>1</sup>

Os estudos econométricos de equações de preços que seguem a tradição neoclássica são os mais numerosos. O trabalho de Eckstein e de Fromm (1968) apresenta uma análise empírica da formação de preços nessa tradição. Os autores testam, para o período de 1954 a 1965, para mudanças trimestrais no Índice de Preços por Atacado, nos Estados Unidos, a seguinte equação para o nível de preços:

$$P = b_1 + b_2ULC_n + b_3ULC_{n-1} + b_4 (ULC_n - ULC_{n-1}) + b_5P_m + b_6X / X_k + b_7 (O_u / S)_{-1} + b_8P_{-1} + u$$

onde,  $ULC_n$ ,  $P_m$ ,  $X/X_k$  e  $(O_u/S)_{-1}$  representam, respectivamente, o custo unitário do trabalho ao volume normal de produção, os preços das matérias-primas, a capacidade utilizada e o volume médio de venda no período anterior. Estas duas últimas variáveis são *proxys* da influência da demanda sobre os preços. A mesma equação foi testada para mudanças discretas nos preços, bem como para variações percentuais.

Os resultados para o total da indústria manufatureira, utilizando o índice trimestral de preços ( $b_2 = 0,491$ ,  $b_3 = 0,543$ ,  $b_4 = 0,267$ ,  $b_5 = 0,186$ ,  $b_6 = 0,001$ ,  $b_7 = 0,326$  e  $R^2 = 0,982$ ), mostraram altos coeficientes para as variáveis de custos, em especial para o custo unitário de trabalho no volume normal de produção. Por sua vez, as variáveis de demanda, apesar de também serem estatisticamente significativas, apresentam pequenos coeficientes, explicando diminuta parcela do processo de formação dos preços. A utilização da equação na forma dinâmica mostrou o coeficiente da variável dependente —  $b_8$  — muito significativo e igual a 0,79, sugerindo que o nível corrente de preços resulte de uma série de ajustamentos de custos e de demanda anteriores (ECKSTEIN, FROMM, 1968, p.1171).

1 Para a derivação das equações de preço de influência keynesiana e neoclássica, ver Eckstein e Fromm

Os autores encontraram resultados semelhantes para as equações, com mudanças discretas e percentuais nos preços. Todavia uma alteração importante ocorreu nos fatores de demanda nessas equações, com os coeficientes sendo maiores, em especial na última, onde a soma destes foi superior à dos coeficientes de custos.

Por outro lado, as equações dinâmicas mostraram baixos coeficientes para o preço defasado, o que significa que "(...) os preços se ajustam prontamente à mudanças nas condições de demanda e custos" (ECKSTEIN, FROMM, 1968, p.1173).

Outro teste foi realizado para as indústrias de bens duráveis, representando os setores oligopolizados, e para as de bens não duráveis, representando os setores concorrenciais. Os resultados foram semelhantes aos anteriores. Entretanto uma nova variável, a taxa de lucro, foi introduzida na equação de preço das indústrias de bens duráveis, com o objetivo de testar o princípio da taxa esperada de lucro, método de formação de preço variante ao método do *markup*. O resultado indicou que "(...) a taxa de lucro é significativa estatisticamente e tem um sinal negativo, o que está de acordo com a hipótese da taxa esperada de lucro" (ECKSTEIN, FROMM, 1968, p.1174). Por outro lado, as indústrias de bens não-duráveis comportaram-se de maneira próxima à hipótese dos preços competitivos.

Nordhaus e Godley (1972) testaram o princípio do *markup*, para o período de 1955 a 1970, na indústria manufatureira do Reino Unido, excluindo os gêneros alimentícios, bebidas e fumo. A hipótese que os autores trabalharam é de que os preços são baseados nos custos normais e que não variam com eventuais alterações na demanda ou nos custos. No entendimento dos autores, os preços podem ser vistos como uma série devidamente ajustada do *markup* sobre os custos históricos. Para tal, tiveram de obter os custos normais, eliminando os componentes cíclicos das variáveis, bem como de considerar o ajuste temporal entre mudanças nos custos e nos preços. Após construídas as séries de custos, a equação para os *predicted prices* ( $P_t$ ) tomou a forma:

$$P_t = \text{markup de 1963} \times \text{custo histórico unitário normal.}$$

De fato, os *predicted prices* e os realmente observados apresentaram comportamentos próximos, com exceção do período anterior a 1961 (NORDHAUS, GODLEY, 1972, p.868). Esse comportamento diferente foi atribuído à queda verificada no *markup* após 1961. Os autores empregaram no cálculo dos *predicted prices* o *markup* de 1963.

Em seguida, os autores passaram a analisar a hipótese dos preços normais, isto é, se "(...) o *markup* sobre o custo médio normal histórico é independente das condições de demanda (...) e é independente dos desvios dos custos observados em relação aos custos normalizados" (NORDHAUS, GODLEY, 1972, p.869). Com esse objetivo, os autores testaram se a diferença entre os preços observados durante o período em estudo e os *predicted prices* possuíam algum padrão cíclico, isto é, se essa diferença pode ser explicada pela demanda. Foi empregada a seguinte equação:

$$\ln \dot{P}_t = b_1 + b_2 \ln \dot{P}_t + b_3 \ln(X/\dot{X}N)_t$$

onde o ponto sobre a variável indica a primeira diferença,  $P_t$ , a série dos preços observados,  $P_t$ , a série dos *predicted prices*, e  $X/\dot{X}N$ , a variável *proxy* da demanda. Os resultados ( $b_2 = 0,6248$ ,  $b_3 = 0,000238$  e  $R^2 = 0,34$ ) indicam que a série dos *predicted prices* obteve razoável sucesso em prever o movimento nos preços observados e que o "(...) fato mais importante é que o coeficiente da variável demanda é não significativo e de fato muito pequeno" (NORDHAUS, GODLEY, 1972, p.870). Após testarem outras variáveis de demanda, os autores concluíram que, de um lado, "(...) o efeito da demanda sobre os preços ao longo do ciclo econômico seria negligenciável", de outro, que "(...) para as indústrias manufatureiras não alimentares a hipótese de preço normal é correta" (NORDHAUS, GODLEY, 1972, p.873).

Ripley e Segal (1973) realizaram, para o período de 1959 a 1969, um estudo de *cross-section* em 395 indústrias manufatureiras, nos Estados Unidos. Foi utilizada a seguinte equação de preços:

$$\dot{P}_t = b_1 + b_2 \dot{U}LC + b_2 \dot{M}_t + b_3 \dot{X}_t + u$$

onde o ponto sobre a variável denota a taxa percentual ou logarítmica de mudança nestas,  $P_t$  representa o índice de preços,  $M_t$ , os custos da matéria-prima, e  $X_t$ , o valor adicionado.

Essa equação foi derivada a partir do princípio de fixação de preços pelo *markup*, sem a utilização dos postulados de maximização. Mas, como os próprios autores advertem, essa equação "(...) é consistente com outras visões de comportamento dos preços. Aceitar o significado da equação não necessariamente implica rejeição de outras teorias de comportamento dos preços" (RIPLEY, SEGAL, 1973, p. 264). Os resultados para variações percentuais nos preços (t estatístico entre parênteses) foram os seguintes:

$$P_t = 1,22 + 0,36ULC + 0,17M_t - 0,2X_t$$

(12,0) (9,9)            (7,3)            (8,0)             $R^2 = 0,57$

Apesar de os resultados serem significativos estatisticamente e os coeficientes elevados, a equação não significa uma prova da formação de preços via *markup*, não se diferenciando da teoria neoclássica de determinação dos preços. Isso devido à equação utilizada ser simples, não apresentando variáveis como, por exemplo, o custo de capital, que a diferenciem das hipóteses alternativas de formação de preços e também pelos resultados, pois, de acordo com a teoria neoclássica, os preços podem aumentar com os custos mesmo com queda na demanda.

O último termo da equação foi incluído com o objetivo de capturar o efeito das alterações nos custos fixos; entretanto esse efeito teria sido melhor captado por outra variável, como a razão capital-produto. A equação utilizada por Ripley e Segal somente é capaz de mostrar que os preços respondem a variações nos custos.

O que diferencia os estudos apresentados abaixo dos anteriores é a inclusão da variável de poder de mercado no teste da hipótese de formação dos preços ou a estimação, em separado, de equações para as indústrias oligopolistas e para as concor-

renciais.<sup>2</sup> As equações a seguir passam a utilizar a variável grau de concentração industrial como uma *proxy* do poder de monopólio.

Lustgarten (1975) testou a concepção oligopolista de formação de preços para 225 indústrias manufatureiras norte-americanas no período entre 1958 e 1970. A equação empregada possui duas diferenças importantes em relação aos outros estudos. Primeiro, a utilização de um modelo baseado no método da taxa esperada de lucro e, segundo, o uso de ponderações para os custos variáveis, pois, conforme o autor, os custos influenciam os preços somente na proporção de sua importância no custo total. Foi empregada a seguinte equação:

$$P_1/P_0 = [(L_1K_1/Q_1) / (L_0K_0/Q_0)] (K) + [(SW_1Q_1/SW_0)] (W) \\ + [(MC_1/Q_1) / (MC_0/Q_0)] (MC) + u$$

onde **K**, **W** e **MC** são as ponderações, respectivamente, do custo do capital, do custo unitário do trabalho e do custo unitário das matérias-primas.

Ao estimar a equação, Lustgarten (1975) introduziu a razão de concentração para as quatro maiores firmas como uma *proxy* da mudança na taxa de lucro, isso devido à teoria oligopolista de formação de preços correlacionar, positivamente, a taxa de lucro com a concentração industrial.

Os resultados obtidos não corresponderam à concepção oligopolista de formação e de comportamento dos preços. Nos períodos de queda na demanda, os coeficientes de concentração foram negativos ou não significativos, quando, pela teoria oligopolista, eram esperados coeficientes positivos. Os coeficientes para a razão de concentração nos anos de 1960 a 1961 e de 1969 a 1970, períodos de recessão, não foram superiores a 0,01 para os diferentes testes. Lustgarten (1975, p.202, 205) concluiu sobre a não-validade empírica do princípio oligopolista de formação de preços.

O autor realizou outro teste para verificar o papel da demanda na formação dos preços, pois os resultados anteriores sugeriam que "(...) um caminho mais frutífero seria focalizar diretamente o impacto da mudança da demanda sobre as indústrias concentradas e não concentradas" (LUSTGARDEN, 1975, p.202). Os resultados obtidos foram os seguintes:

$$P_1/P_0 = 0,559 + 0,416DC + 0,342OH + 0,047D_1DM_1/DM_0 \\ + 0,46(D_2DM_1/DM_0) + 0,046D_3DM_1/DM_0$$

onde DC representa os custos diretos, OH os *overhead costs*, DM a variável de demanda e  $D_1=1$  quando  $CR_4 > 60\%$ , com  $D_2 = D_3 = 0$ ,  $D_2 = 1$  quando  $30\% < CR_4 < 60\%$ , com  $D_1 = D_3 = 0$  e  $D_3 = 1$  quando  $CR_4 < 30\%$ , com  $D_1 = D_2 = 0$ .

Segundo esse teste, realizado para o mesmo período do anterior, a "(...) demanda não mostra-se uma variável importante para explicar as mudanças de preços industriais"

<sup>2</sup> Essa metodologia foi empregada por Semmler (1984) como uma maneira de distinguir os estudos empíricos de influência teórica neoclássica dos de influência pós-keynesiana.

(LUSTGARDEN 1975, p. 205). Os resultados sugerem que demanda e concentração possuem impacto negligenciável sobre alterações nos preços.

Wilder *et al.* (1977) estudaram o comportamento dos preços para a indústria manufatureira norte-americana no período de 1958 a 1972, e foi utilizada a seguinte equação de preços:

$$P = b_1 + b_2CV + b_3IS + b_4CR8 + u$$

onde **P** representa a taxa de variação anual no Índice de Preços por Atacado, **CV** a taxa de variação anual nos custos variáveis e **IS** a taxa percentual de variação anual da demanda.

Os resultados foram relativamente estáveis para as variáveis em estudo durante o período de análise. Os coeficientes do custo variável mostraram-se altamente significativos, variando entre 0,5 e 0,6. Tal resultado evidencia que o *markup* sobre esses custos se manteve constante ao longo do tempo. Os coeficientes da variável de demanda tiveram sinais negativos, e não significativos, na maior parte dos casos. O mesmo ocorreu em relação aos coeficientes da variável de concentração, com estes sendo significantes somente nos anos de 1965 e 1966, 1967 e 1968 e 1968 e 1969. Os resultados indicaram que a concentração e o nível de demanda não exerceram influência sobre os preços.

Todavia o que mais chamou a atenção dos autores foi a tendência crescente do intercepto a partir da metade dos anos 60. Isso sugere que o aumento da inflação desse período não resultou da mudança no fator do *markup*. Tal tendência poderia ser explicada pela elevação dos custos fixos unitários (WILDER *et al.*, 1977, p.735-736).

Henley (1988), em um trabalho sobre a indústria do carvão na Grã-Bretanha, estudou a relação entre formação de preço e estrutura de mercado para o período entre guerras. O período examinado foi dividido em dois momentos. O primeiro, os anos 20, quando as indústrias seriam competitivas, e o segundo, os anos 30, quando, através do Coal Mines Act<sup>3</sup>, essas empresas foram organizadas em cartéis regionais, passando a ter um comportamento oligopolista. Assim, "(...) a indústria de carvão no entre guerras proporciona uma possibilidade única para observar a transição discreta de uma indústria competitiva para uma oligopolista" (HENLEY, 1988, p.276).

A metodologia empregada envolve a formulação e a estimação de uma equação de preços dinâmica para sete regiões industriais, oito incluindo o Reino Unido. A equação foi desenvolvida a partir da regra do *markup*, permitindo, sob certas condições simplificadoras, calcular o mesmo.

A equação de preços foi estimada para dois períodos, de 1921 a 1929 e de 1930 a 1939. Os resultados econométricos para variações trimestrais nas séries mostraram, com exceção de uma região, reduções no coeficiente da variável capacidade utilizada entre os anos 20 e 30, devido à "mudança da estrutura industrial entre os dois períodos" (HENLEY, 1988, p.274). Em relação aos coeficientes do custo unitário do trabalho,

<sup>3</sup> O Coal Mines Act foi adotado pelo governo inglês com o objetivo de reestruturar a indústria carbonífera inglesa, dado o baixo nível de produtividade desta nos anos 20 (HENLEY, 1988, p. 264).

houve uma forte relação entre alterações destes e mudanças nos preços. Nesse caso, novamente foi observada uma redução nos coeficientes entre os dois períodos, indicando que, na década de 30, os trabalhadores passaram a ter menor participação nos ganhos de produtividade.

Na etapa seguinte, Henley (1988) calculou o *markup* em todas as regiões para ambos os períodos (Tabela 1). O *markup* apresentou o mesmo padrão em todas as regiões, levando Henley (1988, p.276) a concluir seu trabalho com as seguintes palavras:

"(...) o efeito da mudança para um regime oligopolista foi o crescimento do *markup* em torno de 12 pontos percentuais (...) a alteração na estrutura de mercado causada pela legislação em 1930 pode explicar o aumento da lucratividade da produção de carvão nos anos imediatamente precedentes à Segunda Guerra Mundial".

Tabela 1

*Markup* segundo as regiões, nos anos 20 e 30

REGIÕES	ANOS 20	ANOS 30
País de Gales ...	39,5	54,2
Escócia .....	43,0	48,7
Durham .....	35,1	62,5
Nortúmbria .....	45,1	63,4
Yorks. e Midlands	44,6	51,5
Lancs. e Cheshire	34,8	52,1
Outras regiões ..	29,8	44,7
Reino Unido .....	47,1	60,9

FONTE: HENLEY, Andrew (1988). Price formation and market structure: the case of inter-war coal industry. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 50, n.3, p.274, Aug.

## 1.2 - Estudos empíricos de comportamento dos preços no ciclo de negócios

Nesta subseção, será discutida a relação entre poder de mercado e comportamento dos preços. Grande parte dos estudos empíricos voltados para esse tema testa se a elevação inflacionária possui correlação com a elevação do grau de concentração industrial.

Na literatura a esse respeito, três posições são encontradas (SEMMLER, 1984, p.83). A primeira é de inspiração neoclássica, onde a concentração industrial e as variações nos preços não estão correlacionadas. A segunda coloca que concentração não provoca inflação, mas implica uma redução ou um aumento do efeito inflacionário

devido à influência sobre a velocidade de mudanças nos preços. A terceira aponta o caráter inflacionário da concentração com os preços tendo um comportamento diferenciado nas indústrias concentradas e não concentradas, em especial nos períodos de queda da demanda, quando os preços nos setores concentrados se mostrariam mais rígidos que os não concentrados. Esse é o debate sobre os preços administrados.

Na literatura, alguns trabalhos apontam a não-existência de correlação entre o grau de concentração industrial e as mudanças nos preços. Yordon (1961) investigou o comportamento dos preços em resposta às variações nos custos e na demanda, no período de 1947 a 1958, para 14 indústrias norte-americanas, sendo metade concentrada ( $CR8 > 50\%$ ) e metade não.

Os resultados revelaram uma insensibilidade, tanto das indústrias concentradas como das não concentradas, às variações da demanda. Entretanto o mesmo não se verificou em relação às alterações nos custos, com os preços em ambas as indústrias respondendo prontamente a tais modificações. E, em relação ao papel inflacionário do poder de mercado, Yordon (*apud* SEMMLER, 1984, p.84) concluiu que "(...) a pressão inflacionária pareceu ser transmitida pelos dois grupos de maneira similar: os preços foram insensíveis às mudanças na demanda, mas responderam rápido e plenamente a variações nos custos".

Outros trabalhos apresentaram o mesmo resultado, ou, ainda, uma relação negativa entre a variação dos preços industriais e a concentração. Como, por exemplo, Philips (1969), que, ao estimar a relação entre o aumento dos preços industriais e os níveis de concentração para os países da Comunidade Econômica Européia, encontrou uma relação negativa, mas não significativa estatisticamente.

Os estudos empíricos que analisam a relação entre concentração e velocidade de ajuste nos preços testam se as indústrias concentradas passam maior ou menor proporção das alterações dos custos variáveis aos preços do que as não concentradas. Os trabalhos mais recentes têm se voltado ao exame da relação entre estrutura de mercado e velocidade de ajuste nos preços.

Ripley e Segal (1973) abordaram a questão do repasse dos custos variáveis aos preços, utilizando, basicamente, a mesma equação vista anteriormente, na qual foi adicionada uma variável *dummy* para testar diferenças no comportamento em relação aos custos do trabalho, com valor um para as indústrias concentradas e zero para as não concentradas. As indústrias foram divididas em dois grupos: as concentradas, com  $CR8 > 50\%$ , e as não concentradas com  $CR8 < 50\%$ . Os resultados estimados foram:

$$\dot{P} = 1,15 + 0,50\dot{U}LC - 0,22\dot{U}LC^* + 0,17\dot{M} - 0,19\dot{X} \quad R^2 = 59\%$$

onde  $U LC^*$  representa a variável *dummy*. Os coeficientes apontaram que as:

"(...) respostas de mudanças de preços para variações no custo de matérias-primas e no produto pouco são afetadas pela concentração, sendo que nas indústrias concentradas cerca de 30 por cento das mudanças no custo unitário do trabalho são passados para os preços, enquanto nas indústrias não concentradas cerca de 50 por cento são passados para aumentos nos preços" (RIPLEY, SEGAL, 1973, p.268).

Assim, as indústrias concentradas passam uma menor percentagem aos preços da elevação dos custos de trabalho. Entretanto esse resultado apresenta um forte viés, pois desconsidera que as indústrias concentradas apresentam maior relação capital—trabalho.

Wilder *et al.* (1977) testaram a relação entre concentração e alterações nos custos variáveis e na demanda. Para tal, adicionaram, na equação inicial, variáveis de interação entre concentração e mudanças no custo variável e entre concentração e mudanças na demanda. Os resultados mostraram-se não significativos para a variável de interação entre concentração e mudanças na demanda e negativo e estatisticamente significativo para a interação entre concentração e custo variável. Esses dados sugerem que as "(...) indústrias concentradas passam uma menor proporção dos custos variáveis do que as menos concentradas" (WILDER *et al.*, 1977, p.738).

Bedrossian e Moschos (1988) estudaram a relação entre estrutura industrial e velocidade de ajuste nos preços. O teste foi realizado para 20 indústrias manufatureiras gregas, definidas a nível de dois dígitos, no período entre 1963 e 1977.

A metodologia empregada consiste de dois passos. O primeiro, a derivação do coeficiente da velocidade de ajuste dos preços ( $v$ ), obtido a partir da estimação de uma equação de preços. O segundo, a regressão dos valores dos coeficientes de ajustamento da velocidade com o índice de concentração industrial e o período de produção.<sup>4</sup>

Os resultados da primeira equação mostraram-se conforme o esperado, os custos variáveis tiveram os sinais corretos, com a *proxy* de excesso de demanda tendo boa *performance* num número limitado de equações, o coeficiente de velocidade de ajuste dos preços teve um desempenho aceitável, mostrando-se negativo somente em uma indústria, a qual foi desconsiderada no teste seguinte.

Por sua vez, a segunda equação revelou uma associação negativa entre a velocidade de ajuste nos preços e os níveis de concentração, cujas medidas utilizadas foram o CR2 e o CR4 para os anos de 1969 a 1971, entretanto poucos coeficientes foram diferentes de zero (Tabela 2). Já os coeficientes dos períodos de produção foram negativos, mas estatisticamente significativos. Isso mostra que quanto maior o período de produção menor a velocidade de ajuste dos preços.

<sup>4</sup> A metodologia empregada nesses testes parte da equação de preços de equilíbrio  $P^* = f(CV, D)$  (1), onde CV representa os custos variáveis e D uma variável de demanda, cujos preços de equilíbrio são aplicados numa equação de ajuste nos preços  $(P_t - P_{t-1}) = a(P^* - P_{t-1})$  (2), onde  $0 < a < 1$ . Substituindo-se (2) por (1), tem-se:

$$P_t = aCV + aD + (1 - a)P_{t-1}$$

estimando-se essa equação, obtêm-se os coeficientes de ajuste de velocidade dos preços ( $a$ ). O passo seguinte é correlacionarem-se os valores de  $a$  com os coeficientes de concentração.

Tabela 2

Coeficientes estimados da relação entre concentração e velocidade de ajuste nos preços - 1969-71

DISCRIMINAÇÃO	1969	1970	1971
CR2	-0,0046	-0,0056	-0,0051
CR4	-0,0033	-0,0043	-0,0038

FONTE: BEDROSSIAN, Arakel, MOSCHOS, Demetrios (1988). Industrial structure; concentration and seed of price adjustment. *Journal of Industrial Economics*, v.34, n.4, p.471.

Entretanto existem alguns estudos empíricos que apontam uma relação positiva entre o poder de mercado, cuja *proxy* é o grau de concentração, e a taxa de aumento nos preços. Dalton (1973) examinou o comportamento dos preços no período entre 1958 e 1969 para a indústria norte-americana. Com tal objetivo utilizou a seguinte equação:

$$P = b_1 + b_2CR4 + b_3Q + b_4(MC/Q)w + b_5(LC/Q)w + b_6Loc-Reg + u$$

onde **P** representa a variação anual do índice de preços; **Q**, a mudança percentual no produto; **(MC/Q)**, a percentagem de mudança nos custos unitários do trabalho; **Loc-Reg**, o ajustamento para características geográficas do mercado, utilizado para controlar vieses na variável de concentração; e **w** indica que, na equação, foram utilizadas ponderações para os custos variáveis.

O período em estudo foi dividido em três subperíodos, caracterizados por diferentes comportamentos na velocidade dos preços. As estimativas foram realizadas considerando-se as ponderações para os custos variáveis e desconsiderando-as. Os resultados para o primeiro momento — o período 1958-63 — mostraram coeficientes de concentração não significativos estatisticamente, quando os custos variáveis não eram ponderados, mas "quando os custos variáveis são ponderados (...) a relação estatística entre concentração e mudanças nos preços é positiva e significativa a nível de 5 por cento ou mais" (DALTON, 1973, p.518). As ponderações dos custos variáveis foram obtidas pela razão dos custos unitários das matérias-primas e da mão-de-obra no custo total. Os resultados para 1963-66 apresentaram coeficientes de concentração negativos e não significativos estatisticamente para ambas estimativas. Contudo, para 1967-69, a relação entre concentração e mudanças nos preços foi positiva para as duas equações.

Domberger (1979) realizou um estudo para o Reino Unido, no período de 1963 a 1974, sobre a relação entre estrutura de mercado e ajustamento nos preços para 21 setores industriais. Estes foram divididos em dois grupos, as indústrias *engineering* e as *non-engineering*. A metodologia consistiu em aplicar, inicialmente, uma equação de preços para obter estimativas do coeficiente de velocidade **v**. A seguir, as estimativas de **v** foram correlacionadas com as variáveis de concentração e com outras variáveis explicativas, por meio de uma análise de *cross-section*.

As formas funcionais testadas mostraram uma relação positiva entre a concentração e a taxa de ajuste nos preços, como, por exemplo, na forma linear expressa abaixo:

$$v = 0,1782 + 0,0075CR5_{1963} + 0,0091[CR5_{1968} - CR5_{1963}] - 0,3821ED \quad R^2 = 0,477$$

onde a variável  $(CR5_i - CR5_{1963})$  foi utilizada para captar o efeito das alterações anuais na estrutura industrial entre o período 1968 e 1963 (DOMBERGER, 1979, p.98) e ED é a *dummy* da demanda, que assume valor um para as indústrias *engineering*.

O coeficiente para mudanças na concentração foi positivo, mas não significativamente diferente de zero, o que implica que as mudanças ocorridas na concentração, nesse período, foram pequenas para serem captadas pelos dados. A *dummy* das indústrias *engineering* apresentou um coeficiente negativo e estatisticamente significativo, revelando que esses setores apresentam uma menor velocidade de ajuste nos preços do que os *non-engineering*. Esse resultado era esperado devido ao menor período de produção dessas indústrias. Domberger (1979, p.106) conclui que

"(...) os resultados indicam que uma relação positiva e significativa existe entre a concentração e a taxa de ajuste nos preços. Os resultados apontam que a relação é invariante com respeito ao tipo de medida de concentração e ao ano em que este foi mensurado".

Os estudos que passam agora a ser examinados discutem se os preços apresentam ou não um comportamento diferenciado em indústrias concentradas e não concentradas ao longo do ciclo de negócios. Em outras palavras, será abordada a questão dos preços administrados.

A primeira análise sistemática da relação entre estrutura industrial e comportamento dos preços foi elaborada por Gardiner Means em 1935. Means (1935; 1939) observou que, durante a Grande Depressão dos anos 30, alguns preços, os quais denominou de preços administrados, não caíram ou mostraram-se menos flexíveis em relação aos outros, que denominou de preços de mercado. Mais precisamente, podem-se resumir as descobertas empíricas de Means como sendo as seguintes:

- haveria a tendência de as mudanças de uma parcela dos preços serem relativamente frequentes e, de outra, infrequentes, ou seja, existiriam dois tipos de preços, apresentando comportamentos distintos, em especial na recessão, onde os preços administrados teriam mostrado-se rígidos ou menos flexíveis do que os preços de mercado, os quais acompanharam a queda na demanda durante a Grande Depressão;
- haveria uma relação positiva entre frequência de mudança e amplitude de mudança nos preços, isto é, aqueles preços que variam com maior frequência são os que apresentam maiores flutuações em termos percentuais;
- haveria uma relação inversa entre variações de preços e produção, ou seja, os produtos cujos preços apresentam maiores reduções são os que mostram menores variações na produção, e vice-versa;
- a rigidez nos preços ocorreram principalmente em mercados concentrados (BLAIR, 1972, p.421).

Em um primeiro trabalho, Means (1935) chegou a esses resultados a partir da análise dos Índices de Preços por Atacado de 447 mercadorias no período de 1926 a 1933 e, em um outro (1939), de 1926 e 1938, distribuiu os índices de acordo com a frequência de mudanças nos preços, o que resultou numa não usual figura estatística na forma de U. Esses índices foram obtidos junto ao Bureau of Labor Statistics (BLS), que obtinha as informações a partir dos vendedores.

A tese dos preços administrados sofreu um duro ataque sobre seus fundamentos empíricos ainda nos anos 30. Seus oponentes apontaram a incapacidade dos índices BLS de refletirem a verdadeira flexibilidade dos preços, como os descontos e as concessões, uma vez que estes eram obtidos junto aos vendedores e não junto aos compradores.

Dentro dessas críticas, enquadra-se o estudo de Stigler e Kindahl (1970). Os autores propuseram-se a examinar a validade empírica da tese dos preços administrados a partir de uma nova série de preços industriais (NB), constituída sob os auspícios do National Bureau of Economic Research (NBER), a partir de informações dos preços pagos pelos compradores. Com tal objetivo, fizeram, inicialmente, uma comparação entre as séries de preços BLS e NB, encontrando como resultado que "(...) em média os índices BLS e NB concordam entre si" (STIGLER, KINDAHL *apud* BLAIR, 1972, p.463).

A seguir, os autores testaram a tese dos preços administrados para o período de 1957 a 1966, anos marcados por duas expansões e por duas recessões. A Tabela 3 mostra o comportamento dos preços quando cai a demanda.

Stigler e Kindahl concluem, a partir desses dados, que existe

"(...) uma tendência predominante dos preços moverem-se em resposta ao movimento dos negócios gerais (...) nós não encontramos evidência para sugerir que preços rígidos ou administrados são um fenômeno significativo" (STIGLER, KINDAHL *apud* SEMMLER, 1984, p.90).

Tabela 3

Direção da variação da mudança nos preços em duas recessões

MUDANÇA NOS PREÇOS	TODOS OS PREÇOS	EXCLUINDO OS PREÇOS DOS PRODUTOS FERROSOS
Decresce .....	40	40
Não muda (0,5 a -0,5%)	10	7
Aumenta .....	18	10
TOTAL .....	68	57

FONTE: MEANS, Gardiner (1972) The administered price thesis reconfirmed. *The American Economic Review*, v.61, n.2, p.298, jun.

Means (1972) respondeu as críticas mostrando que as novas séries não somente confirmavam a tese dos preços administrados, mas a tornavam ainda mais clara. Para tal, rejeitou a definição utilizada por Stigler e Kindahl de preços administrados, que se centrava na inflexibilidade e no comportamento anticíclico dos preços, porém desconsiderava a questão da flexibilidade relativa. Os preços administrados poderiam ter "relativa inflexibilidade, rigidez e contracíclico comportamento" (MEANS, 1972, p.293).

Outros pontos importantes foram levantados por Means contra os argumentos de Stigler e Kindahl. O primeiro, a exclusão dos dados dos produtos ferrosos da análise final; o segundo, em relação às datas utilizadas para os períodos de expansão e recessão; o terceiro, em relação aos grupos de preços incluídos na análise; e, por último, o fato de Stigler e Kindahl (1970) terem classificado as mudanças nos preços de acordo com o comportamento médio nas duas recessões.

Após os ajustes nos dados, Means (1972, p.303-4) concluiu que:

"(...) os novos dados de preços coletados a partir dos compradores suportam fortemente a idéia que, no ciclo econômico, os preços administrados tenderam a comportar-se bastante diferentemente dos preços de mercado e, mais especificamente, tendem a cair menos ou a não cair na recessão e a aumentar menos ou a não aumentar na expansão, confirmando então a tese dos preços administrados".

Stigler e Kindahl (1973), em resposta a Means (1972), defenderam seu ponto de vista, mostrando que, no artigo, alguns critérios foram redefinidos arbitrariamente, como, por exemplo, os pontos de mudanças nas fases do ciclo e a reclassificação de 15 séries de preços como não oligopolistas.

Alguns artigos foram publicados a partir desse debate, no sentido de esclarecer em que medida as séries de preços NB e do BLS eram concordantes e em que medida esses dados apresentavam, ou não, um comportamento de acordo com a tese dos preços administrados. Weiss (1977) computou uma série de correlações entre os índices NB e os do BLS para as fases de contração e de expansão investigadas por Stigler e Kindahl, encontrando que ambas as séries foram altamente correlacionadas e, mais importante, que "(...) a série NB segue o padrão que sustenta a hipótese dos preços administrados" Weiss, (1977, p.619).

Vários estudos empíricos foram realizados para testar a hipótese dos preços administrados a partir desse debate. Estes consideraram a concentração industrial como fator determinante dos preços administrados. O Quadro 1 apresenta os resultados dos coeficientes de concentração de alguns trabalhos para os períodos de recessão e de expansão. A hipótese dos preços administrados seria confirmada se, nos períodos de queda na demanda, o coeficiente de concentração apresentasse sinal positivo e significativo estatisticamente. Isso demonstraria que, nas indústrias concentradas, os preços cresceriam mais rapidamente, ou se mostrariam menos flexíveis do que nas não concentradas. Na expansão, seria esperado um sinal negativo, com os preços crescendo mais devagar nas indústrias concentradas do que nas não concentradas.

Como pode ser observado, somente o estudo de De Rosa e Goldstein (1982) apresentou coeficiente positivo para os períodos de recessão, e, mesmo assim, este não foi significativo, ao nível de 5%. Por outro lado, nos períodos de expansão, nos quais os preços nas indústrias concentradas crescem mais devagar do que nas não concen-

tradas, de acordo com a hipótese dos preços administrados, os coeficientes também se mostraram não significativos, como foi constatado em Dalton (1973) e Lustgarden (1975), sendo que, para o último, no período 1968-69, o coeficiente foi negativo. A hipótese dos preços administrados foi confirmada no trabalho de Wilder *et al.* (1977), que apresentou coeficientes negativos e significativos para os períodos de crescimento da demanda.

Assim, ao contrário dos estudos que comparam o comportamento dos índices de preços nos setores oligopolistas e concorrenciais, a estimativa dos coeficientes de concentração não apresentam uma prova evidente do comportamento dos preços de acordo com a hipótese dos preços administrados, em especial, nos períodos de queda da demanda. Entretanto a hipótese dos preços administrados não diz que os preços das indústrias oligopolistas não podem cair na recessão mas que estes se mantêm relativamente fixos em comparação aos das indústrias concorrenciais.

## Quadro 1

Sumário dos testes empíricos sobre os preços administrados - 1967-1975

AUTORES	PERÍODOS	COEFICIENTE PARA O GRAU DE CONCENTRAÇÃO	PAÍS
Dalton (1973)	Expansão 1967-69	(1) 0,053	EUA
Lustgarden (1975)	Expansão 1958-59	(1) 0,011	EUA
	1968-69	(1)-0,017	
	Recessão 1960-61	(1)-0,010	
	1969-70	(1)-0,007	
Wilder <i>et al.</i> (1977)	Expansão 1959-60	(1) -0,04	EUA
	1963-64	(1) -0,01	
	1967-68	(2) -0,01	
	1968-69	(2) -0,01	
	Recessão 1960-61	(1) -0,06	
	1969-70	(1) -0,01	
De Rosa e Goldstein (1982)	Recessão 1973-74	(2)-0,011	EUA
	1974-75	(1) 0,005	

FONTE: De Rosa, Goldstein (1982).

NOTA: 1. Os períodos de expansão e recessão foram obtidos em Semmler (1984).

2. As referências completas sobre esses estudos são apresentadas na bibliografia.

(1) Não significativo ao nível de 5%. (2) Significativo ao nível de 5%.

## 2 - Estudos na literatura econômica brasileira

Os trabalhos empíricos na tradição da equação de preços, em nosso País, em contraste com a literatura internacional, são em número reduzido. Esse fato justifica, em parte, importantes aspectos não cobertos por tais estudos, cujo exemplo seria a não-existência de um teste correlacionando os preços com os níveis de concentração. Outra peculiaridade refere-se aos testes sobre o comportamento dos preços industriais. Os estudos, de modo geral, analisam o comportamento do *markup*, procurando estabelecer ligações desse com as mudanças nos preços.

Além disso, os estudos são relativamente recentes, em sua maior parte escritos nos primeiros anos da década de 80, justamente quando se iniciava a crítica mais contundente a estes tipos de trabalhos. A seguir, serão apresentados alguns dos principais estudos voltados à economia brasileira.

### 2.1 - Trabalhos empíricos de formação de preços

Considera (1981) estudou o processo de formação e variação dos preços e do *markup* na indústria de transformação, no período de 1959 a 1980. A análise empírica foi realizada em duas etapas: na primeira, o autor analisou o processo de formação e variação dos preços industriais; e, na segunda, discutiu a dinâmica do *markup* e da distribuição funcional da renda, confrontando-as com a evolução do produto industrial. Entretanto o trabalho possui como uma das principais restrições o elevado nível de agregação da análise, por considerar a indústria de transformação como um todo.

O modelo empírico parte da equação de preços proposta por Kalecki, na qual os preços variam com modificações nos custos unitários de trabalho e das matérias-primas e com mudanças no grau de monopólio que afetariam o *markup* no longo prazo. A essa equação foram adicionadas duas variáveis, uma de demanda e outra que reflete a concorrência internacional, ambas com o objetivo de captar variações do *markup* no curto prazo.<sup>5</sup> Foi empregado o seguinte modelo:

$$\dot{P} = K + b_1\dot{L} + b_2\dot{R}_n + b_3\dot{R}_m + b_4D + b_5\dot{M} + u$$

onde  $\dot{P}$ ,  $K$ ,  $\dot{L}$ ,  $\dot{R}_n$ ,  $\dot{R}_m$ ,  $D$  e  $\dot{M}$  representam, respectivamente, variações nos preços industriais, a tendência do *markup* no longo prazo, variações no custo médio unitário do trabalho, variações no custo médio unitário das matérias-primas nacionais, variações no custo médio unitário das matérias-primas importadas, a variável representativa da demanda e o efeito da variação dos preços dos produtos importados sobre o *markup*.

<sup>5</sup> Para a metodologia de obtenção dessa equação, ver Considera (1983, p.667-669).

A equação de preços foi estimada para as variações de longo prazo, ou seja, para variações anuais no período de 1959 a 1980 e para variações de curto prazo, isto é, para variações trimestrais no período de 1969 a 1980. Foram testados quatro grupos de equações: o primeiro grupo reuniu as variáveis de custos diretos internos; no segundo, foram adicionadas as matérias-primas importadas; no terceiro, os preços dos produtos importados; e, no último, a variável de demanda. Os resultados das variações anuais (estatística t entre parênteses) são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4

Sumário estatístico para equações de preço de longo prazo - 1959-80

GRUPOS	K	L	Rn	Rm	M	D	R <sup>2</sup>	EQUAÇÕES (1)
A	0,008 (0,398)	0,442 (4,726)	0,561 (6,14)	-	-	-	0,97	MQO
B	0,012 (0,607)	0,426 (4,799)	0,612 (5,56)	-0,029 (0,67)	-	-	0,97	MQO
C	0,116 (0,97)	0,376 (4,595)	0,682 (8,02)	-0,018 (-0,497)	-0,031 (-0,55)	-	0,98	CO
D	0,088 (0,999)	0,322 (2,804)	0,677 (5,99)	-	-	-0,001 (-0,913)	0,97	CO

FONTE: CONSIDERA, Claudio M. (1981). Preços, *markup* e distribuição funcional da renda na indústria de transformação dinâmica de longo e curto prazo - 1959/80. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.11, n.3, p.672, dez.

(1) MQO denota o método de mínimos quadrados ordinários, e CO, o método de Cocharene-Orcutt.

As equações estimadas apresentaram, no grupo A, coeficientes significativos a, pelo menos, 1%, sendo que as variações dos preços foram explicadas em 97% pelas variações dos custos diretos internos. A inclusão das outras variáveis não alterou de maneira significativa o coeficiente de determinação, o que revela a importância desses custos na determinação dos preços. O grupo B apresentou coeficientes para os custos de matéria-prima importada não significativos e negativos, o que implica dizer, segundo Considera (1981), que o custo relevante para a indústria de transformação é o custo direto interno. Os resultados do grupo C fortaleceram os anteriores, apontando a pouca relevância do setor externo sobre os preços industriais, com os coeficientes sendo novamente negativos e não significativos estatisticamente. O grupo D mostrou que a demanda, no longo prazo, não exerceu influência sobre as variações nos preços. O termo constante mostrou-se não significativo em todos os grupos de equações. Porém esse resultado não fornece, ainda, os elementos decisivos para concluir sobre a constância do *markup* nesse período.

As estimativas da equação de preços utilizando variações trimestrais mostraram, basicamente, os mesmos resultados. Somente o grupo B apresentou resultados diferentes, com as matérias-primas importadas sendo estatisticamente significativas, ao nível de 5%, explicando, portanto, parcela da evolução dos preços industriais.

A partir das estimativas das equações de preços, Considera (1981) chegou a quatro resultados:

- a) não houve evidências para rejeitar a hipótese de que os preços variam de acordo com as alterações nos custos diretos;
- b) o impacto dos preços das matérias-primas importadas sobre os preços industriais mostrou-se menor do que o esperado;
- c) não houve evidência para rejeitar a hipótese de *markup* constante;
- d) a variável utilizada para medir o impacto da competição internacional sobre os preços industriais internos não foi capaz de captar esse efeito, tornando inconclusivos os testes realizados a esse respeito (CONSIDERA, 1981, p.679-680).

Por fim, Considera (1981) concluiu que não houve evidências para rejeitar a hipótese de que os preços na indústria de transformação, no período em estudo, foram formados pela regra do *markup*. E, ainda, apontou que as evidências rejeitaram a hipótese de haver uma relação significativa entre o nível de utilização da capacidade instalada e as variações nos preços industriais.

Em um trabalho posterior, Considera (1983) analisou a formação e o comportamento dos preços no gênero de materiais de transporte, setor industrial de estrutura oligopolista, para o período compreendido entre o terceiro trimestre de 1969 e o segundo trimestre de 1982.

O estudo sobre o comportamento dos preços industriais foi realizado em dois momentos. No primeiro, através da estimativa de uma equação de preços; no segundo, comparando os valores estimados do *markup* com as fases do ciclo e com a existência de controle de preços.

O modelo utilizado foi o mesmo do trabalho anterior. A equação abaixo apresenta os resultados obtidos (*t* estatístico entre parênteses) para variações trimestrais:

$$P_t = 0,0707 + 0,107(W/V)_t + 0,3383M_t + 0,4742B_t - 0,0009D_{t-1}$$

(2,3483) (2,6024) (2,3579) (4,4895) (-2,5712)

onde *P* é a média trimestral do índice de preços do gênero de materiais de transporte; *W/V*, a média trimestral do custo unitário do trabalho; *M<sub>t</sub>*, o índice trimestral de preços dos produtos metalúrgicos; *B<sub>t</sub>*, o índice trimestral de preços do gênero borracha; e *D<sub>t</sub>*, o nível de demanda.

As variações dos preços foram explicadas em 79% dos casos por mudanças nos custos e na demanda. As variáveis de custos apresentaram um bom desempenho sendo, ao nível de 5%, estatisticamente significantes. A *proxy* da demanda apresentou um sinal negativo, indicando o comportamento anticíclico dos preços. Considera (1983), com o

intuito de resolver o problema de colinearidade, agregou as matérias-primas selecionadas em uma matéria-prima composta, a partir dos pesos de suas participações no custo das matérias-primas. A estimativa da nova equação confirmou os resultados anteriores.

A seguir, Considera (1983) realizou uma nova estimativa, incluindo, na equação inicial, a variável taxa de juros, com o objetivo de eliminar possíveis erros de especificação da equação decorrentes da omissão dos custos financeiros. A introdução da variável taxa de juros foi defendida com base em dois argumentos. O primeiro, empírico, porque sua omissão permite à demanda captar efeitos da taxa de juros. O segundo, de natureza teórica, pois a taxa de juros se constitui em um custo de oportunidade. A equação de preço, com a variável taxa de juro ( $J_t$ ), apresentou o seguinte resultado ( $t$  estatístico entre parênteses):

$$P_t = 0,0782 + 0,1162(W/V)_t + 0,1793M_t + 0,4648B_t - 0,0009D_{t-1} \\ (2,7332) \quad (2,5705) \quad (1,1603) \quad (4,5947) \quad (-2,6594) \\ + 0,2412J_t \quad R^2 = 0,8001 \\ (2,588)$$

As variações trimestrais nos preços foram explicadas em 80% dos casos por alterações nos custos e na demanda. A variável taxa de juros mostrou-se significativa estatisticamente enquanto custo, todavia não se verificou nenhuma relação entre esta e a demanda. As variações nos preços apresentaram, novamente, uma relação negativa com o nível de demanda, indicando o comportamento anticíclico do *markup*.

A partir das estimativas, Considera (1983, p.309) chegou a três conclusões básicas a respeito da formação de preços oligopolistas no gênero material de transporte:

- a) as variações nos custos são repassadas via preços;
- b) o *markup* desse setor tende a crescer devido ao aumento da cartelização desse setor;
- c) os preços comportam-se de maneira anticíclica (CONSIDERA, 1983, p.309-310).

Camargo e Landau (1983) investigaram a formação dos preços industriais e o comportamento das margens brutas de lucro entre 1974 e 1981. Nesse estudo, os autores procuraram analisar algumas das causas da elevação do patamar inflacionário ocorrida a partir de 1979 na economia brasileira, em especial o papel desempenhado pelo aumento do preço do petróleo, dos produtos agrícolas, bem como o efeito da variação da margem bruta de lucro sobre os preços industriais.

O modelo empírico empregado parte de uma equação onde os preços industriais são determinados adicionando-se uma margem bruta de lucro aos custos variáveis unitários de produção. A partir dessa equação, Camargo e Landau (1983) consideraram os efeitos da indexação através de dois mecanismos. O primeiro, os salários monetários, que estão ligados à variação dos preços dos produtos finais, que formam a cesta dos trabalhadores, composta por produtos agrícolas e industriais. Portanto, no modelo

empregado por Camargo e Landau (1983), os preços agrícolas influenciam os industriais através do salário nominal. O segundo, o efeito sobre os preços das matérias-primas importadas das variações na taxa de câmbio, sendo que, maior será a sensibilidade dos preços industriais à elevação dos custos das matérias-primas importadas, quanto mais a taxa estiver indexada à inflação interna. Por fim, os autores relacionaram o comportamento das margens brutas de lucro com a taxa de investimento por parte das empresas e com o nível de demanda.<sup>6</sup> A seguinte equação de *cross-section* foi estimada para variações trimestrais:

$$P_i = b_0 + b_1P_{a-1} + b_2CM + b_3CP + b_4U_{-1}$$

onde  $P_i$ ,  $P_a$ ,  $CM$ ,  $CP$  e  $U$  representam, respectivamente, a taxa de variação nos preços industriais, a taxa de variação nos preços dos produtos agrícolas, a taxa de variação nos preços das matérias-primas não alimentares, a taxa de variação nos preços do petróleo em cruzeiros e o grau de utilização da capacidade produtiva como uma *proxy* da demanda.

Camargo e Landau (1983) estimaram a equação de preços para três períodos distintos: os dois primeiros foram 1974 e o segundo trimestre de 1979 e o quarto trimestre de 1979 e 1981, com o objetivo de testar a mudança na estrutura de custos entre esses períodos, em especial para testar a influência da elevação do preço do petróleo em 1979, da elevação das taxas de juros em 1980 e da margem de lucro sobre os preços industriais no segundo período; e, o terceiro, 1974-81, para verificar os custos relevantes para o período como um todo.

Os resultados (Tabela 5) revelaram uma mudança na estrutura da equação de preços ocorrida em 1979, devido à elevação do preço interno do petróleo e das matérias-primas. Essa mudança na estrutura da equação ocorreu nos três coeficientes de custos, mas de maneiras diferentes. Se, por um lado, houve um aumento nos coeficientes das matérias-primas e do petróleo, por outro, ocorreu uma redução no coeficiente dos preços agrícolas. Esse fato indica que os preços industriais, a partir do quarto trimestre de 1979,

"(...) tornaram-se mais sensíveis às variações dos preços das matérias-primas em geral e do petróleo em particular e menos sensíveis às variações dos preços agrícolas (e, conseqüentemente, dos salários nominais)" (CAMARGO, LANDAU, 1983, p.820).

Os autores concluem que a aceleração inflacionária observada na economia brasileira a partir do segundo semestre de 1979 teve como um dos principais componentes a elevação do preço do petróleo em cruzeiros associada à elevação dos preços das matérias-primas em geral.

<sup>6</sup> Para uma apresentação detalhada da metodologia, ver Camargo e Landau (1983, p.808-814).

Tabela 5

Estimativas para a equação de preços - 1974-1981

PERÍODOS	b	Pa-1	CM	CP	U-1	R <sup>2</sup>
1974-2º trim./79	59,82	0,32	0,27	0,02	-0,55	0,92
4º trim./79-81	119,27	0,09	0,52	0,27	-1,33	0,96
1974-81	88,49	0,31	0,39	0,21	-1,04	0,99

FONTE: CAMARGO, José, LANDAU, Elena (1983). Variações de demanda, estrutura de custos e margem bruta de lucros no Brasil: 1974/81. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.13, n.3, p.819, dez.

Calabi (1982) realizou um estudo de *cross-section* para a economia brasileira, abrangendo 15 setores industriais, ou 16, se considerado o total da indústria de transformação.<sup>7</sup> O período analisado foi de 1969 a 1977, com os anos de 1969 a 1974 sendo considerados como de expansão, e os de 1975 a 1977, como de retração.

O estudo enquadra-se teoricamente na concepção pós-keynesiana de formação de preços e procurou testar várias contribuições teóricas de autores filiados a essa corrente de pensamento. Dentre eles, podemos citar: Kalecki, Labini, Eichner, entre outros. Calabi (1982) buscou verificar em que medida as teorias de determinação do *markup*, bem como o próprio método de determinação dos preços via *markup*, se aplicava a uma economia com as características da brasileira, marcada por elevadas taxas de crescimento no produto e por elevado nível de inflação.

O estudo empírico foi efetuado em dois planos de análise. O primeiro, a nível de dois dígitos de classificação industrial para ajustamentos, a curto prazo, nos preços, nos anos de 1971 a 1976. O segundo, a nível de quatro dígitos, enfatizando variações, no longo prazo, do *markup* para o período de 1969 a 1977.

A equação empregada parte do modelo de *markup*, com os preços sendo determinados adicionando-se uma margem aos custos primários unitários normalizados, isto é, ao nível *standard* de utilização da capacidade instalada. Essa margem, por sua vez, depende de fatores estruturais e cíclicos. Os fatores estruturais são determinados pela estrutura de mercado em que a indústria opera e pelo nível de investimento e crescimento das firmas, influenciando o *markup* no longo prazo. Os fatores cíclicos afetam o *markup* no curto prazo, conforme a fase do ciclo econômico por que os custos primários e fixos variam, desviando os preços do estabelecido ao nível *standard* de utilização da

<sup>7</sup> Os gêneros industriais estudados por Calabi (1982), em ordem decrescente do grau de concentração para as quatro maiores firmas do setor, foram os seguintes: borracha; material de transporte; fumo; perfumaria, sabões e velas; material elétrico e de comunicações; metalúrgica; química; minerais não-metálicos; mecânica; produtos de matérias plásticas; total da indústria de transformação; bebidas; papel e papelão; têxtil; vestuário e calçados; e produtos alimentares, sendo que os cinco primeiros gêneros apresentam CR4 > 0,50. Conforme Tavares et al (apud CALABI, 1982, p.172).

capacidade instalada. Foi empregado o seguinte modelo para variações dos preços no curto prazo:

$$P_i = b + b_1D_i + b_2UCL_i + b_3UCM_i + u$$

onde **P**, **D**, **UCL**, **UCM** representam, respectivamente, os preços do gênero *i*, a variável de demanda como *proxy* das influências cíclicas, os custos unitários do trabalho e os custos unitários da matéria-prima. A partir desse modelo, Calabi (1982) realizou estimativas de quatro tipos diferentes de equações: a primeira estimou a relação entre a taxa de mudança residual nos preços e a variável de intensidade da demanda; a segunda, a importância da demanda e do total dos custos de produção — mantendo os custos do trabalho e das matérias-primas compostos em uma única variável — sobre a variação dos preços; a terceira, o modelo propriamente dito, e a quarta estimou a equação de preços, separando a variável custo unitário do trabalho em outras duas, a taxa de salários e a produtividade média do trabalho. Ainda, quando necessário, essas regressões foram estimadas para os períodos de expansão e de contração em adição ao período completo.

Os resultados levaram o autor às seguintes conclusões:

- os preços industriais foram formados de acordo com a regra do *markup*, todavia esta adapta-se melhor aos setores concentrados;
- as variações nos preços industriais, no curto prazo, são determinadas basicamente pelos custos diretos de produção — o custo unitário do trabalho e das matérias-primas;
- a demanda tem um papel limitado na determinação do preço industrial, o que significaria a invariância do *markup* no curto prazo;
- os poucos casos em que os coeficientes da demanda foram significativos ocorreram nas indústrias concentradas, sendo que esses apresentaram valores absolutos baixos e, geralmente, negativos, de acordo com a hipótese do comportamento anticíclico dos preços;
- os coeficientes dos custos unitários do trabalho foram superiores aos dos custos das matérias-primas, indicando que os reajustes nos preços estavam associados, na maior parte, às variações nos custos do trabalho. Entretanto as regressões para a fase contracionista apresentaram menores coeficientes para o custo do trabalho, atestando o menor impacto dos salários sobre os preços nesses períodos;
- os coeficientes das mudanças nas taxas de salários e da produtividade apresentaram resultados semelhantes na explicação das variações dos preços industriais, sendo que o coeficiente da produtividade, em sua maior parte, foi negativo;
- o fato de o coeficiente da produtividade ser estatisticamente significativo em grande parte das regressões indica não somente sua importância no processo de formação de preços, mas, principalmente, o papel desempenhado no ciclo, estabilizando os preços nos períodos de expansão com seu crescimento e, inversamente, aumentando os custos e os preços na recessão com sua redução.<sup>8</sup>

<sup>8</sup> Segundo Calabi (1982, p.211-213).

Calabi (1982, p.215) conclui a primeira parte de sua análise empírica com as seguintes palavras:

"Em resumo, crescimento restringe aumento dos preços, enquanto uma expansão mais modesta no produto ocasiona a transferência do total das mudanças dos custos para os preços. As assimetrias observadas mostram que o comportamento anticíclico dos preços nos períodos de queda da produção é mais comum nas indústrias concentradas".

Em estudo mais recente, Calabi e Luque (1985) analisaram o impacto do ciclo econômico sobre a produtividade do trabalho e desta sobre o processo de formação de preços na economia brasileira, no período de 1971 a 1981. O estudo abrangeu 15 setores industriais definidos a nível de dois dígitos, bem como o total da indústria de transformação.

O modelo empregado foi o mesmo de Calabi (1982). As estimativas foram realizadas, para as taxas de variação mensais e anuais, para todo o período em análise e para os períodos de contração e expansão da atividade econômica. A Tabela 6 apresenta os resultados para o modelo básico, empregando-se variações mensais. Como pode ser observado, as variáveis de custos foram as principais determinantes dos preços industriais. Considerando-se as elasticidades combinadas de mão-de-obra e de matérias-primas, verifica-se que, em sete casos, elas responderam por 60% a 90% das variações dos preços, chegando a 100% em quatro casos. As outras estimativas confirmaram esses resultados.

Tabela 6

Equações das taxas de crescimento dos preços - 1971-81

SETORES	CONSTANTES	ULC	UMC	D	R <sup>2</sup>
Minerais não-metálicos ...	0,0021	(1) 0,2924	(1)0,6013	-0,0001	94,62
Metalúrgica .....	0,0091	(2) 0,0794	(1)0,3613	0,0085	92,40
Mecânica .....	-0,0131	(1)0,4979	(1)0,5533	0,0103	87,98
Material elétrico e de com- municações .....	0,0115	(1) 0,1193	(1)0,7574	-0,0040	93,60
Material de transporte ...	(3) 0,0216	(1) 0,1662	(1)0,7997	(3)-0,0143	91,72
Papel e papelão .....	0,0033	(1) 0,1191	(1)0,6414	0,0040	94,30
Borracha .....	0,0370	(1)-0,0116	(3)0,7860	(3)-0,0209	91,32
Química .....	0,0060	(1) 0,1643	(1)0,8886	-0,0046	92,03
Perfumaria sabões e velas	-0,0380	(1) 0,2163	(1)0,5864	(2) 0,0311	84,11
Produtos de matérias plás- ticas .....	(3)-0,0291	(1) 0,5404	(1)0,4565	(3) 0,0196	85,68
Têxtil .....	0,0065	(1) 0,1069	(1)0,5245	0,0093	94,68
Vestuário, calçados e ar- tefatos de tecidos .....	0,0263	(1) 0,1910	0,0394	0,0094	87,92
Produtos alimentares .....	0,0068	(1) 0,5245	(1)0,2495	-0,0007	89,51
Bebidas .....	0,0211	(1) 0,0654	(1)0,7345	-0,0154	80,63
Fumo .....	0,0390	(1) 0,4485	0,1251	-0,0181	67,05
Total .....	(2) 0,0276	(1) 0,1678	(1)0,3804	-0,0071	97,69

FONTE: CALABI, Andrea Sandro, LUQUE, Carlos Antonio (1985). **Os ciclos de expansão industrial e seus impactos**. São Paulo/Brasília: Nobel/Ministério do Trabalho. p.71.

NOTA: Variação mensal da média móvel anual.

(1)Significativos a 1%. (2)Significativos a 10%. (3)Significativos a 5%.

Por sua vez, a variável de demanda foi somente significativa estatisticamente em quatro casos na explicação dos movimentos dos preços industriais. Nos setores material de transporte e borracha, setores tipicamente oligopolizados, o sinal negativo indica que elevações no nível de demanda são acompanhadas por reduções na taxa de crescimento dos preços, e vice-versa. Por outro lado, as regressões efetuadas com base em variações anuais apresentaram resultados mais favoráveis sobre o papel da demanda na determinação dos preços industriais. Em 11 dos 16 setores analisados, o coeficiente de demanda foi significativo estatisticamente, sendo que, em sete setores, o sinal foi negativo (CALABI, LUQUE, 1985, p.73). Esses resultados confirmam a hipótese pós-keynesiana sobre o papel limitado da demanda na determinação dos preços industriais no curto prazo e sobre a alteração desse papel quando se amplia o horizonte temporal, com o *markup* passando a ser influenciado pelo nível de atividade econômica.

Calabi e Luque (1985) testaram, ainda, uma outra forma funcional da equação, com o objetivo de verificar o papel da produtividade do trabalho na determinação dos preços e de observar em que medida a influência dos custos de mão-de-obra pode ser atribuída relativamente mais às taxas salariais do que às variações na produtividade.

Os resultados mostraram que as variações salariais foram significativas estatisticamente em 11 casos, e as da produtividade foram significativas em 12 setores industriais, bem como tiveram os sinais esperados: respectivamente, positivos e negativos. Em relação à magnitude das elasticidades, estas diferiram. As elasticidades da produtividade foram, de modo geral, superiores às do salário. Esse resultado coloca em destaque o papel da variação da produtividade na determinação da taxa de variação dos preços industriais. Todavia isso não significa que os ganhos de produtividade real anulem o impacto das mudanças do salário sobre os preços industriais, pois a influência das variáveis sobre estes dependem de suas respectivas taxas de variação.

Por fim, os autores fizeram uma decomposição dos ganhos de produtividade em aumentos dos salários reais, decréscimos nos preços e impacto sobre o *markup* nos períodos de expansão e contração da atividade econômica para o total da indústria. Os dados indicaram que tanto produtividade como salários reais cresceram mais nas fases de expansão, enquanto o *markup* não apresentou uma tendência conclusiva. Calabi e Luque (1985, p.87) sintetizaram seus resultados com as seguintes palavras:

"(...) algum crescimento moderado, mas capaz de elevar sistematicamente a produtividade média do trabalho, teria impactos estabilizadores sobre custos salariais unitários e sobre a taxa de crescimento dos preços dos produtos industriais".

## 2.2 - Estudos empíricos sobre o comportamento dos preços

Os estudos empíricos voltados à economia brasileira apresentam uma peculiaridade, ao testarem o efeito do poder de mercado sobre as variações nos preços, quando

comparados à literatura internacional. Enquanto estes testam diretamente o efeito do grau de concentração sobre os preços, ou mesmo se o comportamento dos preços em setores industriais oligopolistas e concorrenciais são diferentes, a literatura nacional testa o comportamento do *markup* ao longo do ciclo, procurando estabelecer relações deste com as mudanças nos preços industriais. Os estudos apontam o elevado grau de oligopolização da economia brasileira e a capacidade dos setores de maior concentração administrarem seu *markup* como justificativa desse procedimento metodológico.<sup>9</sup>

Em relação à variação do *markup* nas fases do ciclo, existem três hipóteses básicas:

- variação pró-cíclica, o *markup* varia positivamente com o nível de demanda;
- variação anticíclica, o *markup* varia negativamente com o nível de demanda;
- o *markup* mantém-se constante frente às flutuações de demanda.

Enquanto a primeira hipótese está de acordo com as expectativas da teoria neoclássica, as duas últimas correspondem às expectativas dos autores de influência keynesiana. A literatura empírica brasileira aponta evidências empíricas que contemplam as três hipóteses.

Para Considera (1981), o *markup* evoluiu na indústria de transformação, no período 1959-80, de forma pró-cíclica. O autor analisou a dinâmica do *markup* para variações no longo e no curto prazo. Os valores do *markup* foram obtidos aplicando-se duas metodologias diferentes. No primeiro caso, os valores foram obtidos a partir das informações referente à estrutura de custos e às estimativas das equações de preços. A partir destas, obtêm-se séries de preços e de custos possíveis de serem operadas entre si, calculando-se pelas fórmulas usuais do *markup*. O segundo método consiste em obter os valores do *markup* diretamente das informações do Censo Industrial e da Pesquisa Industrial.<sup>10</sup>

A dinâmica de longo prazo do *markup* apresentou quatro fases, segundo Considera (1981). A primeira fase (1959-62) caracterizou-se por um declínio no *markup* de 0,61 para 0,49, enquanto os preços industriais cresceram 27% ao ano e o nível de atividade, que estava elevado no início do período, apresentou uma queda. Na segunda fase (1962-73), o *markup* elevou-se de 0,49 para 0,76. Já os preços industriais e o nível de atividade apresentaram duas fases distintas: a primeira, de 1962 a 1964, com altas taxas de crescimento dos preços industriais e reduzido nível de atividade, e, a segunda, de 1965 a 1973, onde ocorreu o inverso. Na terceira fase (1973-75), o *markup* declinou de 0,76 para 0,67, e os preços industriais voltaram a crescer cerca de 30% ao ano, com o nível de atividade apresentando-se alto e caindo. Na última fase (1975-80), o *markup* cresceu de 0,76 para 0,83 em 1979, mantendo-se nesse patamar em 1980, enquanto

<sup>9</sup> Por exemplo, Considera (1981, p.663) e Calabi (1982, p. 68-78).

<sup>10</sup> Para uma apresentação rigorosa da metodologia, ver Considera (1981, p. 680 e 691-693).

os preços industriais iniciaram um crescimento explosivo e o nível de atividade se elevava lentamente. O autor, a partir desses dados, concluiu que a tendência do *markup*, no longo prazo, na economia brasileira era a de ter um comportamento pró-cíclico.

Na análise da dinâmica de curto prazo, isto é, para variações trimestrais do *markup* no período compreendido entre 1969 e 1980, o autor procurou verificar em que medida os afastamentos da tendência de longo prazo eram influenciados pela sazonalidade da demanda. Os resultados mostraram que "(...) os afastamentos do *markup* de sua tendência pró-cíclica de longo prazo não são substanciais e, mais ainda, não se mostram relacionados com a evolução de demanda" (CONSIDERA, 1981, p.690). Os valores do *markup* calculados a partir dos dados do Censo Industrial e da Pesquisa Industrial apresentaram um comportamento semelhante aos estimados.

A seguir, Considera (1981) conclui a respeito da dinâmica do *markup*, assinalando que, apesar do *markup* agregado ter apresentado uma tendência pró-cíclica no longo prazo, não há relação entre o comportamento do *markup* e os preços industriais, uma vez que houve períodos de trajetória semelhante e contrária. Além disso, afirma que não houve uma relação positiva entre o nível de atividade econômica e as variações nos preços industriais.

Por sua vez, as pesquisas empíricas que apontam o comportamento anticíclico nos preços são em maior número. Considera (1983), ao analisar a dinâmica do *markup* no curto prazo para o gênero de materiais de transporte, procurou testar se o comportamento anticíclico dos preços, nesse setor, estava associado ao procedimento oligopolista do gênero ao estabelecer um *markup* evoluindo anticíclicamente. Considera (1983) testou também a hipótese de que o controle de preços se mostrou, ou não, eficaz em inibir a prática oligopolista de comportamento anticíclico do *markup*.

Inicialmente, o autor estimou os valores do *markup* a partir das informações a respeito da estrutura de custos e das equações estimadas, empregando a mesma metodologia do trabalho anterior. O *markup*, segundo Considera (1983), apresentou quatro fases distintas: a primeira, do terceiro trimestre de 1969 ao terceiro trimestre de 1976, com a razão do *markup* reduzindo-se de 1,522 para 1,186; a segunda, até o terceiro trimestre de 1978, com a razão do *markup* voltando a crescer para 1,312; a terceira, novamente com queda, até atingir 1,096 no terceiro trimestre de 1980; e a quarta, com a razão do *markup* voltando a crescer fortemente até o segundo trimestre de 1980, quando atingiu quase os mesmos níveis do início do período.

A seguir, Considera (1983) aplicou o seguinte modelo para testar as hipóteses sobre o comportamento do *markup*.

$$\dot{m}_t = K + D_{t-1} + dummy + \dot{J}_t$$

onde  $\dot{m}$  representa as variações trimestrais do *markup*;  $\dot{J}$ , as variações trimestrais na taxa de juros — esta variável foi utilizada para testar a influência dos custos financeiros sobre as variações do *markup* —;  $K$  reflete o grau de monopólio; e  $D$ , o nível de demanda, sendo que uma variável *dummy* foi utilizada para os anos em que houve forte controle de preços. A Tabela 7 apresenta os resultados do modelo estimado, com os  $t$  estatísticos entre parênteses.

Tabela 7

Equações de variação no *markup*, no gênero materiais de transporte,  
no curto prazo - 3º trim./69 - 2º trim./82

CONSTANTE	DEMANDA	"DUMMY"	Δ NA TAXA DE JUROS	R <sup>2</sup>
0,60069 (2,6646)	-0,000802 (-2,7485)	-	-	13,6
0,057873 (2,6956)	-0,000558 (-1,8772)	-0,025315 (-2,3724)	-	22,8
0,054071 (2,2728)	-0,000757 (-2,5018)	-	0,116713 (1,5295)	17,1
0,055386 (2,4324)	-0,000553 (-1,8220)	-0,024981 (-2,2702)	0,105428 (1,4406)	25,8

FONTE: CONSIDERA, Claudio M. (1983). Comportamento oligopolista e controle de preços industriais: o caso do gênero materiais de transporte - 1969/82. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.13, n.1, 167-168.

A variação explicada do *markup* foi pequena, atingindo o máximo de 25,83% na última equação, entretanto, segundo o autor, esse fato não possui importância. Na medida em que procurou testar o comportamento anticíclico dessas variações e o efeito do controle de preços, a atenção ficou voltada aos sinais dos coeficientes e à sua significância. O termo constante revelou uma tendência a que as mudanças no *markup* sejam positivas, isto é, que o grau de coesão desse oligopólio tenda a crescer ao longo do período. A variável de demanda foi negativa e significante ao nível de 7% na terceira equação, enquanto a *dummy* mostrou que os preços cresceram menos com o controle dos preços, com uma relação negativa entre as variações no *markup* e o controle nos preços. O coeficiente da variável taxa de juros ao nível de 10% foi não significativo.

A partir das estimativas das equações de variação do *markup*, Considera (1983) concluiu que as hipóteses de que os preços se comportam de maneira anticíclica em decorrência das variações anticíclicas do *markup* e de que as elevações do *markup* seriam menores na presença do controle de preços não podem ser rejeitadas.

Camargo e Landau (1983) chegaram a resultados semelhantes ao examinarem o comportamento da margem bruta de lucro. Os autores consideraram a margem como função de duas variáveis: a taxa de investimento e, conseqüentemente, dos custos financeiros, as taxas de juros e a razão entre o endividamento e a receita própria — quanto maiores essas variáveis, maior a pressão para elevar a margem bruta de lucro devido a uma queda nas vendas — é o grau de utilização da capacidade instalada — quanto maior for o nível de utilização, mais facilitada estará a entrada de novas firmas. Para reduzir esse risco, as empresas tendem a reduzir as margens brutas de lucro nos períodos de elevação da demanda, assim a margem bruta de lucro funcionaria como uma barreira à entrada. Escrevendo em termos algébricos:

$$\dot{Z} = b_0 + b_1U$$

onde  $\dot{Z}$  representa a variação na margem bruta de lucro,  $b_0$  representa uma componente de tendência que espelha as necessidades de recursos financeiros frente aos custos futuros, e  $b_1$ , a reação das margens às variações da demanda, dada por  $U$ , no curto prazo.<sup>11</sup>

A partir da estimativa da equação de preços, os autores calcularam, para os dois subperíodos, os valores da expressão acima. Os resultados foram:

$$1974-2^{\text{º}} \text{ trim./79} : \dot{Z} = 41,87 - 0,39U_{-1}$$

$$4^{\text{º}} \text{ trim./79-81} : \dot{Z} = 113,31 - 1,26U_{-1}$$

Enquanto no primeiro período uma redução de 10% no grau de utilização da capacidade instalada geraria um aumento na margem bruta de lucro de 3,9%, esse seria de 12,6% no segundo período. Esse resultado, segundo os autores, está associado, de um lado, ao alto endividamento das empresas no final da década de 70, devido ao rápido crescimento no período 1970-79 e à elevação das taxas de juros em 1980; e, de outro, à redução no grau de utilização da capacidade instalada observada no segundo período. Assim, os autores concluíram que "(...) as margens brutas de lucro tendem a aumentar quando aumenta a capacidade ociosa, e vice-versa, com as empresas tentando compensar a queda de receitas resultantes da redução de procura" (CAMARGO, LANDAU, 1983, p.825).

Calabi (1982), ao examinar o comportamento do *markup* no longo prazo, também concluiu sobre o comportamento anticíclico deste, especialmente nas indústrias concentradas, para uma análise de *cross-section* ao nível de quatro dígitos da classificação industrial.

O *markup* para Calabi (1982), conforme foi colocado acima, depende de fatores estruturais — dados pelo poder de mercado e pelo objetivo das empresas de maximizarem o crescimento — e de fatores cíclicos — determinados pelo padrão da demanda. Logo, as variações no *markup* estão associadas a esses três elementos. Assim, Calabi (1982) procurou testar em que medida o comportamento anticíclico do *markup* estava associado ao grau de concentração do mercado; como o crescimento das firmas e, conseqüentemente, os efeitos financeiros deste afetam o comportamento do *markup*; e se o padrão da demanda de longo prazo realmente possui um efeito independente sobre as variações do *markup*.

A partir dos resultados empíricos, Calabi (1982) chegou às seguintes conclusões:

- as variações do *markup*, no longo prazo, dependem das condições de oferta;
- o *markup* possui um comportamento anticíclico em resposta ao crescimento da renda, no período de 1969 a 1977;

<sup>11</sup> Para uma análise mais detalhada da metodologia, ver Camargo e Landau (1981, p. 813-814).

- as mudanças nos custos indiretos apropriados internamente afetam significativa e positivamente as variações do *markup*;
- enquanto, na expansão, as indústrias concentradas reduzem seu *markup* em proporção menor à queda dos custos unitários indiretos, nas recessões, elas transferem para o *markup* um aumento maior do que a elevação nos custos unitários indiretos;
- as indústrias foram, em geral, capazes de expandir seus *markups* para gerarem, internamente, os fundos financeiros necessários aos investimentos planejados, sendo que essa habilidade esteve mais fortemente presente nos gêneros com maior concentração;
- para uma certa taxa de crescimento dos ativos, alta razão dívida/capital próprio evita aumentos no *markup* e nos preços, como seria necessário para gerar, internamente, todos os fundos requeridos;
- a elasticidade do *markup* em relação aos custos financeiros indica a incapacidade das firmas industriais em transferirem esses custos aos preços;
- a razão de concentração não foi uma boa variável para discriminar as mudanças no *markup*.<sup>12</sup>

Ohana (1989), ao discutir a experiência dos preços no setor automobilístico para o período de 1985 ao primeiro semestre de 1988, apontou a invariância do *markup* frente à demanda. O autor analisou a evolução dos preços e do *markup*, em um cenário de aceleração inflacionária, para um segmento industrial organizado de maneira oligopolista.

O período de análise foi dividido por Ohana (1989, p.5) em dois momentos distintos, de acordo com o patamar inflacionário vigente em cada um. O primeiro período abrange os anos de 1985 e 1986, cuja taxa de inflação se caracterizou como instável e contida, e o segundo período estende-se de 1987 ao primeiro semestre de 1988, com uma inflação instável e acelerada.<sup>13</sup>

A seguir, o autor passou a descrever o comportamento dos preços ao longo do período em análise. Ohana (1989) concluiu que os preços reais, ao longo dos quatro anos, não apresentaram um comportamento cíclico. Os preços foram influenciados ora pela política de combate à inflação, como o Plano Cruzado em 1986, ora pela política tributária, como o aumento da alíquota do IPI no segundo semestre de 1986 e a redução da mesma no segundo semestre de 1987. Portanto, "(...) não há informações suficientes para se determinar qualquer padrão cíclico dos preços desse oligopólio no período analisado (...) na linha da tese dos preços administrados" (OHANA, 1989, p.10-11).

Contudo o autor equivocou-se em seus comentários ao não comparar o comportamento do índice de preço real do setor automobilístico com a média mensal de vendas. Como pode ser observado na Tabela 8, o período 1985-86 apresentou um volume médio

<sup>12</sup> Para uma melhor apresentação da equação, bem como da definição das variáveis, ver Calabi (1982).

<sup>13</sup> Conforme Ohana (1989, p.3-4).

mensal de vendas de 67.900 unidades, enquanto, em 1987-88, foi de 51.000 unidades, por conseguinte, o primeiro período pode ser considerado como de expansão cíclica, e o segundo, como de retração para o setor automobilístico. Por sua vez, o índice médio real de preços foi estatisticamente superior no segundo período, de retração, do que no primeiro, de expansão cíclica. Logo, os preços reais do setor automobilístico apresentaram um comportamento de acordo com a tese dos preços administrados.

Tabela 8

Índice médio real de preços e vendas médias do setor automobilístico ao mercado interno - 1985-88

PERÍODOS	ÍNDICE MÉDIO REAL (2° sem./1984 = 100)	VENDAS MÉDIAS MENSAIS AO MERCADO INTERNO (1 000 unidades)
1985-86	86,4	67,9
1987-88	108,7	51

FONTE: OHANA, Eduardo F. (1989). **Comportamento de preços, no setor automobilístico**: descrição e análise da evolução em um cenário de aceleração inflacionária. IPLAN. p.10. (Texto para discussão, n.7).

Ao analisar o comportamento do *markup*, Ohana (1989) fez uma distinção entre dois conceitos: o calculado e o efetivo. O primeiro seria a margem líquida aplicada sobre o custo médio total, e o segundo, a margem efetivamente ganha pela empresa, isto é, o *markup* depois de descontadas as quantidades produzidas que não foram vendidas. O *markup* calculado seria dado pela seguinte fórmula  $(1 + m) = \text{preço}/\text{custo médio total}$ , e o efetivo, por  $(1 + m) = \text{preço} \times \text{quantidade vendida}/\text{custo médio total} \times \text{quantidade produzida}$ . Quando as quantidades produzidas forem iguais às vendidas, o *markup* efetivo será idêntico ao calculado.

O autor obteve o *markup* calculado a partir dos dados apresentados pela Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores ao Conselho Interministerial de Preços. A redução do índice do *markup* no primeiro semestre de 1985 com relação à base deveu-se ao congelamento informal imposto ao setor no segundo trimestre daquele ano. Apesar da recuperação do índice do *markup* calculado no primeiro semestre de 1988, "(...) as margens líquidas médias, nos dois subperíodos inflacionários especificados, são estatisticamente homogêneas, com índices de 87,6 e 88,6 para 1985-87 e 1987-88 respectivamente" (OHANA, 1988, p.12).

Esse resultado, comportamento estável do *markup* calculado médio com elevação no índice de preço real do setor, se contrapõe ao encontrado por Considera (1983), segundo o qual as variações anticíclicas dos preços decorreriam das variações anticíclicas do *markup*. Todavia, se os preços reais se elevam com o *markup* constante, isso significa que está correta a outra conclusão de Considera (1983) sobre o repasse pleno dos custos aos preços.

Ohana (1989) explicou esse desencontro nos resultados sobre o comportamento do *markup* calculado a partir da mudança na estrutura de mercado do setor. As exportações, que representavam 7,5% da produção nacional no período 1969-82, tiveram sua participação aumentada para 33% entre 1985 e 1988. Assim, a margem obtida na exportação permitiria a estabilidade do *markup* no mercado interno.

Entretanto foi dentro do conceito de *markup* efetivo que o autor elaborou uma tentativa de comparar o comportamento da margem aplicada ao mercado externo. Com esse intuito, Ohana (1989) calculou o *markup* efetivo total e o aplicado ao mercado interno, para, a partir desses dados, obter a razão entre o *markup* efetivo aplicado ao setor externo e o aplicado ao setor interno. A Tabela 9 sumariza esses resultados.

Tabela 9

Índice do *markup* efetivo total e do aplicado ao mercado interno e razão do *markup* aplicado ao setor externo com o aplicado ao mercado interno: médias semestrais

PERÍODOS	TOTAL	MERCADO INTERNO	RAZÃO
1985			
1º sem.	78,4	71,8	1,34
2º sem.	109,3	100,8	1,28
1986			
1º sem.	97,4	94,7	1,09
2º sem.	95,4	92,3	1,11
1987			
1º sem.	88,4	68,2	1,98
2º sem.	99,0	65,7	2,68
1988			
1º sem.	98,1	82,6	1,62

FONTE: OHANA, Eduardo F. (1989). **Comportamento de preços no setor automobilístico: descrição e análise da evolução em um cenário de aceleração inflacionária.** IPLAN. p.19, 21. (Texto para discussão, n.7).

NOTA: Médias semestrais com base jan./85 = 100.

Os dados revelam que o *markup* efetivo aplicado ao mercado interno possui um comportamento pró-cíclico, sendo inferior ao aplicado ao setor externo, o qual tende a se contrapor à queda cíclica daquele. Esse fato permite que o *markup* efetivo total oscile ao redor da média 97 ao longo do período em estudo.

Portanto, tanto o *markup* calculado como o efetivo apresentaram um comportamento invariante em relação à demanda, com o comportamento anticíclico dos preços não podendo ser explicado pelas variações do *markup*.

### 3 - Considerações sobre a literatura empírica

Os estudos discutidos não apresentaram nenhuma evidência empírica conclusiva de que a demanda desempenhe um papel significativo na determinação dos preços industriais. A variável de demanda mostrou-se com reduzida influência sobre o processo de formação dos preços industriais tanto na literatura internacional (Tabela 10) como nos estudos realizados para a economia brasileira (Tabela 11). Os coeficientes para a variável de demanda foram, em geral, não significativos estatisticamente e de reduzida magnitude. Todavia alguns estudos apresentaram coeficientes significativos e elevados, como Eckstein e Fromm (1968) e Camargo e Landau (1983). Contudo somente esses dois trabalhos não representam uma prova suficiente da relevância da demanda na determinação dos preços industriais.

Em relação à correlação entre a demanda e os preços, observa-se que, enquanto na literatura internacional essa é positiva, nos estudos realizados para a economia brasileira a correlação é negativa. Assim, os preços para a indústria de transformação tenderam a apresentar um comportamento anticíclico no Brasil.

Tabela 10

Resumo estatístico dos estudos de formação de preços na literatura internacional - 1954-1970

ESTUDOS	DEMANDA	PODER DE MERCADO	CUSTO DO TRABALHO	CUSTO DE MATÉRIA-PRIMA	PAÍSES	PERÍODOS
Eckstein e Fromm (1965)	(1) 0,326	-	(1) 0,491	(1)0,186	EUA	1954-65
Nordhaus Godley (1972)	0,00023	-	-	-	Reino Unido	1955-70
Ripley e Segal (1973)	-	-	(1) 0,36	(1)0,17	EUA	1959-69
Dalton(1973)	(1)-0,0781 (1) 0,2087 0,0497	(1)0,0914 -0,0027 (1)0,0548	(1)0,7693 (1)0,0508 (1)0,3102	(1)0,5044 (1)0,2288 (1)0,1630	EUA	1958-63 1963-66 1967-69
Henley (1988)	(3) 0,2114 0,0372	- -	(2)0,8532 (2)1,0101	- -	Reino Unido	1920-29 1920-30

(1) As referências completas sobre esses estudos são apresentadas na bibliografia. (2) Significativo ao nível de 5%. (3) O trabalho de Henley (1988) refere-se à indústria de carvão, enquanto os outros estudos, à indústria manufatureira.

O mesmo pode-se dizer em relação ao papel que o poder de mercado desempenha na formação de preços. Os coeficientes para a variável de poder de mercado, nos estudos internacionais, apresentaram um papel reduzido no processo de formação dos preços industriais, mostrando-se, via de regra, não significativos e com reduzida magnitude, como pode ser observado na Quadro 1. Para a economia brasileira, a variável poder de

mercado foi testada indiretamente através de equações de preços para os setores oligopolizados e concorrenciais, como, por exemplo, em Considera (1983), em Calabi (1982) e em Calabi e Luque (1985). O principal resultado foi de que os preços industriais são formados de acordo com a regra do *markup*, em especial nos setores oligopolistas, onde os preços possuem um comportamento anticíclico.

Tabela 11

Resumo estatístico dos estudos de formação de preços na literatura nacional - 1981-1985

ESTUDOS	DEMANDA	CUSTO DO TRABALHO	CUSTO DE MATÉRIA-PRIMA	PERÍODOS	INDÚSTRIA
Considera (1981)	-0,001	(1)0,322	(1)0,677	1959-80	Indústria de transformação
Considera (1982)	(1)-0,0009	(1)0,107	(1)0,8125	1969-82	Material de transporte
Camargo e Landau (1983) .....	(1)-1,04	(1)0,31	(1)0,39	1974-81	Total da indústria
Calabi (1982) ..	(1)-0,010	(1)0,3657	(1)0,3566	1969-76	Indústria de transformação
Calabi e Luque (1985) .....	-0,0071	(1)0,1678	(1)0,3804	1971-82	Indústria de transformação

(1) As referências completas sobre esses estudos são apresentadas na bibliografia. (2) Significativo ao nível de 5%.

Por sua vez, os coeficientes das variáveis de custos unitários do trabalho e das matérias-primas mostraram-se altamente significativos e com grande influência sobre os preços industriais tanto para a economia brasileira como para a literatura internacional. Contudo os coeficientes para o custo unitário das matérias-primas foram, geralmente, superiores aos custos unitários da mão-de-obra no caso brasileiro, ocorrendo o contrário nos estudos voltados para outros países.

Os estudos empíricos de formação de preços apresentam uma falha de grande monta ao não examinarem outras variáveis relevantes de custos, tal como os custos do capital. Assim, as variações nos preços decorrentes das mudanças no volume de capital depreciado e de outros custos fixos não foram avaliadas por tais trabalhos. Uma exceção é o trabalho de Lustgarden (1975), cujos coeficientes para os *overhead cost* foram muito próximos aos dos custos diretos, resultado que consubstancia essa crítica. Tal deficiência decorre, em grande parte, do fato de as equações de influência pós-keynesiana serem baseadas no método do *markup* e as de influência neoclássica desconsiderarem o capital fixo.

Em relação ao comportamento dos preços ao longo dos ciclos de negócios, os resultados, na literatura internacional, foram ambíguos no que se refere ao papel inflacionário dos preços dos setores concentrados. Enquanto alguns estudos mostraram uma correlação positiva entre a variável de poder de mercado e a velocidade de ajuste nos preços, como, por exemplo, Dalton (1973) e Domberger (1979), outros revelaram

uma correlação negativa, como foi o caso de Ripley e Segal (1973), Wilder *et al.* (1973) e Bedrossian e Moschos (1988). Houve, ainda, estudos em que essa correlação foi não significativa, tal foi o caso de Yordon (1961). Portanto, esses resultados não apoiaram a hipótese, ou, ao menos, não apresentaram uma resposta conclusiva sobre o caráter inflacionário dos preços dos setores concentrados, presentes em autores como Blair (1972), Means (1972), Sylos-Labini (1964) e Eichner (1973).

Entretanto isso não significa dizer que o fenômeno dos preços administrados, enquanto maneira diferenciada no comportamento dos preços dos setores concentrados e não concentrados, não esteja presente ao longo das fases do ciclo de negócios. Os coeficientes para a variável de concentração apresentaram uma prova fraca, ou mesmo inconclusiva, a respeito dos preços administrados. De outro lado, os trabalhos de Means, a crítica a Stigler e Kindahl (1970), realizada pelo próprio Means (1972) e por Weiss (1977), dentre outros, apresentaram resultados que confirmam, ainda que desconfianças possam persistir, o fenômeno dos preços administrados. Contudo aceitar o comportamento diferenciado dos preços industriais de acordo com a proposição dos preços administrados não significa concluir sobre o papel inflacionário dos setores concentrados no longo prazo, isto é, ao longo de todo o ciclo econômico.

Os trabalhos voltados à economia brasileira testam o efeito do poder de mercado sobre as variações nos preços industriais, a partir da evolução do *markup*, estabelecendo relações deste com as mudanças nos preços ao longo das fases do ciclo econômico. Considera (1981) apresentou o *markup*, no longo prazo, evoluindo de maneira pró-cíclica, e, no curto prazo, de maneira invariável frente às variações na demanda. Entretanto o autor não encontrou relação entre a evolução do *markup* e a dos preços industriais. Por outro lado, os resultados em Considera (1983) mostraram que os preços para o gênero material de transporte possuem um comportamento anticíclico, em decorrência das variações anticíclicas do *markup*. Portanto, os preços desse gênero comportam-se de acordo com a tese dos preços administrados. O trabalho de Camargo e Landau (1983) também revelou um comportamento anticíclico das margens brutas de lucro e dos níveis de preços. Os resultados de Calabi (1982) apontaram o *markup* evoluindo de maneira anticíclica, com os preços industriais, em especial nos setores de maior concentração, tendo idêntico comportamento. Por fim, Ohana (1989) utilizou dois conceitos de *markup*: o calculado, que apresentou um comportamento estável frente à demanda, e o efetivo, que teve um comportamento pró-cíclico. Todavia os preços do setor automobilístico comportaram-se de acordo com a hipótese dos preços administrados, não havendo associação entre o comportamento do *markup* e o dos preços. Assim, a hipótese formulada pela tese dos preços administrados sobre a evolução dos preços industriais parece, ainda que não totalmente confirmada, correta para a economia brasileira, em especial, para o setor de material de transporte. Novamente, a observação de que a aceitação do comportamento dos preços, conforme a hipótese dos preços administrados, não significa concluir sobre o papel inflacionário dos setores concentrados se faz necessária.

Os estudos econométricos de formação de preços baseados no método do *markup* apresentam um forte viés por desconsiderarem variáveis relevantes para o processo de formação dos preços. Nesse método, não entram de maneira explícita na equação de

preços a relação capital-produto, os custos fixos e a taxa de lucro. Portanto, essas variáveis, nos estudos empíricos, serão captadas pelo fator do *markup*. Assim, um acréscimo do fator de *markup* pode estar refletindo somente um aumento nos custos fixos, devido à redução na demanda, sem que haja qualquer alteração na margem de lucro. Isso indicaria que não houve alteração no grau de monopólio, uma vez que é aceito o tamanho da margem de lucro, e não o do *markup*, que define o grau de monopólio das empresas.

Logo, as conclusões de que o comportamento dos preços industriais, de acordo com a hipótese dos preços administrados, se devem ao comportamento anticíclico do *markup*, em especial nos setores oligopolizados, devem ser relativizadas, principalmente porque os setores concentrados são, em média, mais capital intensivo do que os outros setores industriais.

Por fim, cabe repetir, ao concluir este texto, as palavras com que Eckstein e Fromm (1968) abrem seu artigo: "(...) os preços têm ocupado o centro das atenções dos economistas desde o começo do século passado. Contudo eles permanecem entre as caixas vazias da econometria".

Eu diria, da Ciência Econômica.

## Bibliografia

- BEDROSSIAN, Arakel, MOSCHOS, Demetrios (1988). Industrial structure; concentration and seed of price adjustment. *Journal of Industrial Economics*, v.34, n.4, p.459-475.
- BLAIR, John M. (1972). *Economic concentration structure, behavior and policy*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- CALABI, Andrea Sandro (1982). *Price formation in brazilian industry*. Berkeley: University of California. (Dissertation).
- CALABI, Andrea Sandro, LUQUE, Carlos Antonio (1985). *Os ciclos de expansão industrial e seus impactos*. São Paulo: Nobel/Brasília: Ministério do Trabalho.
- CAMARGO, José, LANDAU, Elena (1983). Variações de demanda, estrutura de custos e margem de lucros no Brasil: 1974/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.13, n.3, p.805-828, dez.
- CONSIDERA, Cláudio M. (1981). Preços, *markup* e distribuição funcional da renda na indústria de transformação: dinâmica de longo e curto prazo - 1959/80. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.11, n.3, p.637-702, dez.
- CONSIDERA, Cláudio M. (1983). Comportamento oligopolista e controle de preços industriais: o caso do gênero materiais de transporte - 1969/82. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.13, n.1, p.155-80, abr.
- DALTON, James A. (1973). Administered inflation and business pricing: another look. *Review of Economic and Statistics*, v.55, n.4, p.516-519, nov.

- DE ROSA, Dean A., GOLDSTEIN, Morris (1982). The Cross-sectional price equation: comment. **The American Economic Review**, v.72, n.3, p.876-883, sept.
- DOMBERGER, S. (1979). Price adjustment and market structure. **The Economic Journal**, v.89, p.96-108, mar.
- DOMBERGER, S. (1983). **Industrial structure, pricing and inflation**. New York: St.Martin's.
- ECKSTEIN, Otto, FROMM, Gary (1968). The price equation. **The American Economic Review**, v.58, n.4, p.1159-1183, dec.
- EICHENER, Alfred S. (1973). A theory of determination of the *markup* under oligopoly. **The Economic Journal**, v.83, n.332, p.1184-1200.
- HENLEY, Andrew (1988). Price formation and market structure: the case of inter-War Coal Industry. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.50, n.3, p.263-279, aug.
- KALECKI, Michal (1978). **Teoria da dinâmica econômica**. São Paulo: Abril Cultural. (Os Pensadores).
- LUSTGARDEN, Steven (1975). Administered inflation: a reappraisal. **Economic Inquiry**, v.13, p.191-499, june.
- MEANS, Gardiner (1935). **Industrial prices and their relative inflexibility**. Washington. (U.S. Senate Document, n.13).
- MEANS, Gardiner (1972). The administered price thesis reconfirmed. **The American Economic Review**, v.61, n.2, p.292-306, jun.
- MEANS, Gardiner. (1939). **The structure of the American Economy**. Washington: National Resources Committee. (Part I: Basic characteristics).
- NORDHAUS, Wynne A., GODLEY, Willian (1972). Pricing in the trade cycle. **The Economic Journal**, v.82, n.327, p.853-882, sept.
- OHANA, Eduardo F. (1989). **Compostamento de preços no setor automobilístico: descrição e análise da evolução em um cenário de aceleração inflacionária**. 26p. IPLAN. (Texto para discussão, n.7).
- PHILIPS, L. (1969). Business pricing policies and inflation: some evidence from EEC. **Journal of Industrial Economics**, v.18, n.1, p.1-14.
- RIPLEY, Frank, SEGAL, Lydia (1973). Price determination in 395 industries. **Review of Economics and Statistics**, v.55, n.2, p.263-271, aug.
- SEMMLER, Willi (1984). **Competition, monopoly, and differential profit rates: on the relevance of the classical and marxian theories of production prices for modern industrial and corporate pricing**. New York: Columbia University.
- STIGLER, George J., KINDAHL, James K. (1970). **The behavior of industrial prices**. New York. National Bureau of Economic Research.

- STIGLER, George J., KINDAHL, James K. (1970). **The behavior of industrial prices**. New York. National Bureau of Economic Research.
- STIGLER, George J., KINDHAL, James K. (1973). Industrial prices as administered by Dr. Means. **American Economic Review**, v.63, n.3, p.717-721.
- SYLOS-LABINI, Paolo (1980). **Oligopólio e processo técnico**. São Paulo: Forense Universitária.
- WEISS, Leonard W. (1966). Business pricing policies and inflation reconsidered. **Journal of Political Economy**, v.74, n.2, p.177-187, apr.
- WEISS, Leonard W. (1977). Stigler, Kindhal, and Means on Administered Prices. **The American Economic Review**, v.67, n.4, p.610-619, sept.
- WILDER, Ronald et al. (1977). The price equation: a cross-sectional approach. **The American Economic Review**, v.67, n.4, p.732-740, sept.

## **Abstract**

**This paper provides a review of some econometric studies about the formation and behavior of the industrial prices in the international and Brazilian literature. The goal is to analyse the relevance of direct cost, demand and concentration variables for the determination of prices and their changes in the empirical price equation literature.**