

# Variáveis distributivas e ciclo econômico: um estudo para a indústria brasileira entre 1976 e 1985\*

EDWARD J. AMADEO\*\*  
PEDRO L. VALLS PEREIRA\*\*\*

*Este trabalho estuda a correlação entre o nível de produção, de um lado, e a produtividade do trabalho e as variáveis distributivas (salário real, custo do trabalho e parcela salarial), de outro, entre 1976 e 1985, usando dados desagregados a dois dígitos para a indústria brasileira. Conclui-se que a produtividade tem comportamento pró-cíclico, enquanto a parcela salarial, comportamento anticíclico. Não é possível identificar um comportamento padronizado para o custo do trabalho ou salário real. Ao final do trabalho, faz-se um experimento para testar a validade da hipótese kaleckiana, segundo a qual haveria correlação positiva entre a parcela salarial e o nível de produção; a hipótese é refutada.*

## 1 - Introdução

Há exatos 50 anos, iniciava-se um debate até hoje vivo entre os economistas e que está longe de ser resolvido. Em 1939, em resposta a artigos de Dunlop e Tarshis em que os autores argumentavam que os salários reais eram pró-cíclicos,<sup>1</sup> Keynes publicou no *Economic Journal* seu artigo "Relative movements of real wages and output". Até hoje, economistas neoclássicos, keynesianos e marxistas debatem se os salários reais são ou não pró-cíclicos.

---

\* Este trabalho é uma síntese da pesquisa patrocinada pelo PNPE/IPEA, "Produtividade, Custo do Trabalho e Parcela Salarial nos Ciclos Recentes (1976-1985)". Os autores agradecem a Cipriano Feijó Filho, Dagomar H. Lima, Eduarda de la Roque e Vinicius Albernaz pelo dedicado e competente trabalho de assistência. Guilherme Sedlacek, José Guilherme Reis, Ricardo Paes de Barros, Lauro Ramos e um *referee* anônimo fizeram valiosas sugestões pelas quais somos gratos. Foram fundamentais, para a confecção do modelo e interpretação dos resultados, os comentários de José Marcio Camargo e Marcello Estevão. Leticia Duboc Anreiole, com destreza, digitou as fórmulas e editou o texto.

\*\* Do Departamento de Economia da PUC-RJ.

\*\*\*Do Departamento de Estatística da USP e do Instituto de Economia da Unicamp.

1 Em geral, tomam-se como medida do ciclo econômico de curto prazo as variações no nível de produção. Seguiremos esta convenção.

O debate foi ampliado e tornou-se mais complexo. Hoje, diferencia-se, com clareza, o salário real do custo do trabalho (*product wage*), faz-se análise de causalidade buscando a relação com *lags* e *leads* entre as variáveis, buscam-se evidências através de análises de *cross-section*, tomando-se por base a experiência de vários países, e procede-se a análises setoriais.<sup>2</sup>

A principal motivação para estudos deste tipo é a validade de hipóteses teóricas. Busca-se também estabelecer fatos estilizados que orientem a formulação de políticas econômicas. As principais hipóteses em disputa são:

a) as hipóteses neoclássica e keynesiana de que o custo do salário é anticíclico, sendo a parcela salarial definida pela tecnologia empregada;

b) a hipótese marxista de que o produto médio do trabalho é anticíclico e o custo salarial pró-cíclico, o que implica que a parcela salarial seja pró-cíclica; e

c) a hipótese kaleckiana de que um aumento da parcela salarial, medida em termos do IPC, leva a um aumento do poder de compra dos salários e ao crescimento da demanda por bens de consumo e, assim, do nível da produção agregada.

Neste trabalho, desenvolve-se um modelo de curto prazo para analisar algumas destas hipóteses em uma economia com alta inflação. A diferença fundamental com relação a economias estáveis está no papel desempenhado pelos mecanismos de indexação de salários, câmbio e preços. Utiliza-se a análise de correlação para examinar a relação entre o nível de produção, de um lado, e o produto médio e as variáveis distributivas (custo do trabalho, salário real e parcela salarial), de outro. Evita-se a análise de regressão, pois este trabalho não se propõe a estudar os *determinantes* de nenhuma destas variáveis, mas tão-somente a existência ou não de relações sistemáticas entre elas no curto prazo.<sup>3</sup>

Além da análise de correlações contemporâneas, procede-se à análise de correlações cruzadas. Esta análise permite fazer inferências quanto a relações não-simultâneas entre duas variáveis. Entre elas, vale destacar a análise de mudanças no valor das correlações em diferentes *lags* e o possível efeito destas mudanças sobre a dinâmica do ciclo econômico.<sup>4</sup>

O trabalho consta de cinco seções. Na seção a seguir, desenvolve-se um modelo para orientar a análise dos resultados empíricos. Na Seção 3, apresentam-se os principais resultados da análise estatística. Na Seção 4, discute-se a hipótese

---

2 Para um *survey* da literatura internacional, ver Michie (1987).

3 Cabe observar que, na análise de correlação, se o conjunto de informação disponível para o econometrista é, somente, o nível de produção, o sinal do coeficiente de correlação é o mesmo que o obtido pela análise de regressão, se as variáveis consideradas forem estacionárias, como é o caso. Portanto, o problema de viés na estimativa deste coeficiente não aparece.

4 Assim como as correlações contemporâneas podem ser racionalizadas através de um modelo de regressão com uma única variável no conjunto de informações, neste caso o conjunto de informações contempla também os *lags* das duas variáveis. Desta forma, o problema de viés no sinal deste coeficiente não aparece.

kaleckiana. As conclusões encontram-se na Seção 5. Um Apêndice sobre a base de dados e a metodologia acompanha o texto.

## 2 - Modelo para uma economia com alto grau de indexação

Nesta seção, desenvolve-se um modelo simples com o objetivo de tornar mais sistemática a discussão sobre os resultados estatísticos apresentados na Seção 3. As variáveis do modelo devem ser vistas como desvios de curto prazo em torno de uma média de longo prazo, a qual se supõe estacionária. Isto porque as variáveis são séries temporais econômicas que podem ser decompostas em componentes (a saber: tendência, ciclo e sazonalidade) e, na análise empírica, extraem-se os componentes de tendência e de sazonalidade destas séries, justamente com o objetivo de examinar o comportamento de curto prazo, isto é, cíclico, das variáveis. Assim, não são considerados na análise elementos de longo prazo, ou seculares, na determinação do produto e produtividade (tal como progresso técnico), dos salários nominais (como a estrutura sindical), dos preços (tais como os determinantes da composição entre trabalho e insumos importados), etc.

Desenvolve-se um modelo em que as equações se referem à taxa de variação das variáveis.<sup>5</sup> Este modelo procura captar o movimento das variáveis distributivas no ciclo, enfatizando o papel desempenhado pelos indexadores de salários e câmbios, e as defasagens na indexação de ambos, na determinação das variáveis.

Começa-se pela análise dos elementos que constituem o nível de produção e o produto médio do trabalho. O nível de produção depende de três fatores, vale dizer, do nível de emprego ( $N_t$ ), do produto por hora trabalhada ( $S_t$ ) e do número médio de horas trabalhadas ( $J_t$ ). Formalmente, pode-se escrever a seguinte identidade:

$$X_t = S_t * J_t * N_t$$

ou em taxas de variação:

$$x_t = s_t + j_t + n_t$$

Pode-se decompor a taxa de variação do produto médio do trabalho, ou o produto por homem empregado ( $q_t$ ), em dois elementos: o primeiro mede a variação do produto por hora trabalhada ( $s_t$ ) e, o segundo, a variação do número de horas trabalhadas ( $j_t$ ). Assim, da equação anterior, tem-se:

---

5 Na análise empírica, trabalha-se com taxas de variação acumuladas de 12 meses, que é um filtro possível para se extrair tanto o componente de tendência quanto o de sazonalidade das séries econômicas. Ver o Apêndice para uma justificativa deste filtro.

$$q_t = x_t - n_t = s_t + j_t$$

Os dados utilizados para efeito da análise empírica referem-se à variação global do produto por homem empregado e não diferencia, como seria mais conveniente, as duas fontes de variação da produtividade. Em todo caso, é interessante que se discutam neste trabalho os determinantes dos dois componentes da variação do produto médio ( $q_t$ ).

O produto por hora trabalhada, ou intensidade do trabalho, depende da tecnologia empregada e, também, do esforço dedicado pelo trabalhador à produção naquela hora. A análise neoclássica enfatiza apenas o primeiro aspecto, enquanto que a marxista concentra-se no segundo aspecto.

De acordo com a análise neoclássica, e keynesiana neste particular, dadas a tecnologia e a planta utilizada, o produto por hora trabalhada tende a cair, crescer ou permanecer o mesmo, à medida que cresce o nível de produção, dependendo da existência de retornos marginais decrescentes, crescentes ou constantes, respectivamente. No caso de retornos constantes ou decrescentes, a produção somente poderia variar se simultaneamente variasse o número de horas trabalhadas ou o nível de emprego. Em modelos neoclássicos e keynesianos, supõem-se rendimentos decrescentes, caso em que se teria uma variação positiva do produto associada a uma redução da produtividade horária ( $s_t$ ) e a um crescimento do emprego ( $n_t$ ) ou das horas trabalhadas ( $j_t$ ).

Segundo a análise marxista, à medida que cresce o nível de produção, cai o produto médio horário, porque, sendo menor o custo alternativo de perder o emprego, os trabalhadores tornam-se menos disciplinados com efeitos adversos sobre a produtividade horária.<sup>6</sup> Assim, tanto a análise neoclássica, e keynesiana, quanto a marxista postulam um movimento anticíclico do produto médio horário.

Já o número médio de horas trabalhadas tende a ser pró-cíclico. De fato, devido aos custos para admitir e demitir trabalhadores, as empresas tendem a utilizar, tanto quanto possível, o número de horas trabalhadas como variável de ajuste.

Sendo assim, ao se linearizar o comportamento das taxas de variação do produto médio horário e do número de horas trabalhadas, tem-se a seguinte expressão para a taxa de variação do produto por trabalhador empregado, como função da taxa de variação da produção:

$$q_t = j_t + s_t = \sigma x_t + \psi x_t = \xi x_t, \quad \sigma > 0, \psi < 0 \quad (1)$$

sendo  $\xi > 0$  se, e somente se,  $\sigma > -\psi$ . Logo, o efeito da variação do nível de produção sobre o produto médio depende do efeito líquido sobre o produto médio horário e sobre o número médio de horas trabalhadas por trabalhador empregado.

<sup>6</sup> Ver a este respeito Schor (1985).

A seguir, discutem-se as equações que expressam a variação do câmbio, salários nominais e preços. A taxa de câmbio no Brasil, desde a introdução das minidesvalorizações, segue, muito de perto, a taxa de inflação contemporânea. Assim, denotando-se por  $p_t$  a taxa de variação dos preços (taxa de inflação) e por  $e_t$  a taxa de câmbio, tem-se a seguinte relação:<sup>7</sup>

$$e_t = \delta p_t \quad \delta > 0 \quad (2)$$

Supõe-se que o salário nominal é indexado à inflação com uma defasagem de tamanho  $\theta$ , sendo que esta indexação pode ser completa ou não. Ao contrário do câmbio, os salários não são reajustados de acordo com a inflação contemporânea, mas com uma defasagem mínima de um mês. Os períodos de reajuste, que definem o tamanho da defasagem  $\theta$ , têm sido encurtados gradualmente desde 1980, partindo-se de um ano em 1979 até chegar a um mês em 1989. O indexador, em geral, varia em torno de 1. Como bem se sabe, mesmo com defasagem mensal e indexação completa, o custo salarial ou o salário real caem com a aceleração da inflação, e somente se recuperam, dependendo do poder de barganha de cada sindicato, nas datas-base. Dado que a taxa de inflação acelerou-se neste período, houve considerável variação do custo do trabalho, que caiu nos anos de 1980 e 1983 e cresceu nos períodos 1977/79, 1981/82 e 1984/85, em praticamente todas as indústrias.

Postula-se que a taxa de variação dos salários depende, ainda, do poder de barganha líquido entre o sindicato e as empresas que, por sua vez, supõe-se depender da taxa de variação do produto médio e da taxa de variação do nível de atividade. Quanto a variações no produto por homem empregado, supõe-se que as firmas, em geral, estarão dispostas a repassar para os salários nominais (parte das) variações positivas na produtividade; por outro lado, se há redução no produto médio, procurarão deduzi-la dos reajustes salariais.

Já a taxa de variação do nível de atividade, que é medido através de mudanças no nível de produção, serve como medida do custo de perder o emprego do trabalhador e, portanto, aumenta o seu poder de barganha se é positiva, e o reduz se é negativa.

Levando-se em conta estes fatores, a equação que define a taxa de variação dos salários nominais pode ser escrita da seguinte forma:

$$w_t = \tau p_{t-\theta} + g(q_t, x_t) \quad (3)$$

onde  $\tau$  é o indexador dos salários e  $g(\dots)$  é a função de poder de barganha líquido.<sup>8</sup> Quando  $g(\dots)$  é linear, (3) pode ser escrito da seguinte forma:

<sup>7</sup> Será visto, a seguir, que quando  $p_t$  representa a taxa de inflação mensal,  $\delta$ , no Brasil, varia em torno de 1.

<sup>8</sup> Ver Amadeo e Camargo (1989a e 1989b) para a versão original desta função.

$$w_t = \tau p_{t-\theta} + \gamma q_t + \beta x_t \quad \tau, \gamma, \beta > 0 \quad (4)$$

e, substituindo-se (1) em (4), obtém-se:

$$w_t = \tau p_{t-\theta} + (\gamma \xi + \beta) x_t$$

A taxa de inflação depende do crescimento dos custos com salários e insumos importados. Supõe-se, como em Amadeo e Camargo (1989a e 1989b), que as firmas repassem integralmente para os preços a parcela do crescimento dos custos devido à indexação. Assim, variações da taxa de câmbio e a parcela das variações nos salários devido à indexação são integralmente repassadas de acordo com o peso de cada um nos custos de produção.

Segundo a equação de variação dos salários nominais, além do efeito de mudanças no nível de produção, a firma repassa uma proporção  $\lambda$  da variação no produto médio aos salários nominais. Se fosse seu objetivo manter constante a margem de lucro, a firma repassaria aos preços:

$$\lambda [\tau p_{t-\theta} + (\gamma - 1) q_t + \beta x_t]$$

onde  $\lambda$  é a participação dos salários nos custos.<sup>9</sup> Entretanto, a firma nem sempre repassa aos preços o total das variações em seus custos; em algumas ocasiões, pode majorar seus preços além do crescimento dos custos. Na verdade, a capacidade de repasse, que é medida pelo parâmetro  $h$  (capacidade de repasse aos preços dos custos não-indexados), depende de diferentes fatores, entre os quais se destacam as condições de concorrência na indústria em que opera a firma. Assim, dada a variação no produto médio e no nível de produção, e o correspondente efeito sobre os salários nominais, a firma, de fato, repassará aos preços:

$$\lambda \{ \tau p_{t-\theta} + h [ (\gamma - 1) q_t + \beta x_t ] \} = \lambda \{ \tau p_{t-\theta} + h [ \xi (\gamma - 1) + \beta ] x_t \}$$

Levando-se em conta estes fatores, a equação de inflação pode ser escrita da seguinte forma:

$$p_t = H(q_t, w_t, h, e_t) = \lambda \{ \tau p_{t-\theta} + h [ \xi (\gamma - 1) + \beta ] x_t \} + (1 - \lambda) e_t$$

ou, substituindo-se (2), tem-se:

---

<sup>9</sup> Como se supõe que haja dois insumos variáveis, trabalho e insumos importados,  $1 - \lambda$  representa a participação destes últimos nos custos diretos.

$$p_t = \lambda \varepsilon \{ \tau p_{t-\theta} + h [\xi (\gamma - 1) + \beta] x_t \} \quad (5)$$

onde  $\varepsilon = 1/[1-(1-\lambda)\delta]$ . Deve-se notar que, na medida em que a indexação do câmbio se torna mais completa, isto é, aproxima-se de 1 ( $\delta = 1$ ), o multiplicador  $\lambda\varepsilon$  também converge para a unidade.

A partir destas equações, pode-se derivar as equações para as taxas de variação do custo do trabalho ( $v_t$ ), relação salário/câmbio ( $v_{e_t}$ ), e a parcela salarial medida em dólares ( $r_{e_t}$ ) e em cruzeiros ( $r_t$ ):

$$v_t = w_t - p_t = (1 - \lambda\varepsilon) \tau p_{t-\theta} + \rho' x_t \quad (6)$$

$$\text{onde } \rho' = \xi [\gamma - \lambda\varepsilon h (\gamma - 1)] + \beta (1 - \lambda\varepsilon h);$$

$$r_t = v_t - q_t = (1 - \lambda\varepsilon) \tau p_{t-\theta} + \mu' x_t \quad (7)$$

$$\text{onde } \mu' = \rho' - \xi = [\xi (\gamma - 1) + \beta] (1 - \lambda\varepsilon h);$$

$$v_{e_t} = w_t - e_t = (1 - \delta\lambda\varepsilon) \tau p_{t-\theta} + \rho'_e x_t \quad (8)$$

$$\text{onde } \rho'_e = \xi [\gamma - \delta\lambda\varepsilon h (\gamma - 1)] + \beta (1 - \gamma\lambda\varepsilon h);$$

$$r_{e_t} = v_{e_t} - \xi x_t = (1 - \delta\lambda\varepsilon) \tau p_{t-\theta} + \mu'_e x_t \quad (9)$$

$$\text{onde } \mu'_e = \rho'_e - \xi = [\xi (\gamma - 1) + \beta] (1 - \gamma\lambda\varepsilon h).$$

Estas equações podem ser significativamente simplificadas ao se supor que  $\gamma = 1$ , isto é, que mudanças no produto médio são integralmente repassadas para os salários nominais, e ao se levar em consideração que em nenhum dos gêneros industriais o indexador do câmbio,  $\delta$ , é significativamente diferente de 1 no período pesquisado.<sup>10</sup> Fazendo-se  $\delta = 1$ , tem-se, automaticamente,  $\lambda\varepsilon = 1$ , o que leva ao seguinte modelo simplificado:<sup>11</sup>

10 Estão à disposição dos leitores as informações sobre o comportamento da relação câmbio/preços no período 1976/85.

11 Note-se que no caso em que  $\delta = 1$ , mas  $\gamma < 1$ , isto é, parte da variação do produto médio não é repassada aos salários nominais, as equações de custo do trabalho, relação salário/câmbio e medidas de parcela salarial seriam como a seguir:

$$v_t = \{ [\xi\gamma + \beta] (1 - h) + \xi h \} x_t = v_{e_t}$$

e:

$$r_t = \{ [\xi (\gamma - 1) + \beta] (1 - h) + \xi h \} x_t = r_{e_t}$$

$$e_t = p_t \quad (2')$$

$$w_t = \tau p_{t-\theta} + (\xi + \beta)x_t \quad (4')$$

$$p_t = \tau p_{t-\theta} + h\beta x_t \quad (5')$$

$$v_t = [\xi + \beta(1-h)]x_t \quad (6' - 7')$$

$$r_t = \beta(1-h)x_t = r_{e_t} \quad (8' - 9')$$

Para efeito da análise estatística, parte-se deste modelo simplificado: a hipótese de que  $\delta = 1$  não pode ser rejeitada pelos dados e a de que  $\gamma = 1$ , embora menos sustentável, é uma aproximação que não parece desprovida de sentido.

A fim de exemplificar o modelo, pode-se pensar em dois casos estilizados. No primeiro, supõe-se que o produto médio e o custo do trabalho sejam pró-cíclicos, sendo que o primeiro é mais sensível que o segundo a variações no nível de produção, isto é,  $\xi > \rho > 0$ . Neste caso, a capacidade de repasse de variações dos custos para os preços seria maior que 1 ( $h > 1$ ) e, conforme ilustrado no Gráfico 1, a parcela salarial seria anticíclica.<sup>12</sup>

No segundo caso, ilustrado no Gráfico 2, imagina-se  $\rho > \xi$ , sendo  $\xi > 0$  ou  $\xi < 0$ . Nesse caso, a parcela salarial seria pró-cíclica e, segundo o modelo simplificado, a capacidade de repasse seria menor do que a unidade.<sup>13</sup>

As equações que expressam a dinâmica do produto médio e das variáveis distributivas indicam o modo como, dada uma variação na produção no período  $t - \theta$ , reagem  $q_t, v_t, r_t, v_{e_t}, r_{e_t}$  no período  $t$ . Este resultado depende de múltiplos efeitos: um período de expansão da produção, para exemplificar, depende da forma como reagem as firmas em termos de suas políticas de contratação de novos trabalhadores e utilização de horas extras, da capacidade que têm os sindicatos de abocanhar ganhos de produtividade, e da capacidade que têm as firmas de repassar as variações dos custos para os preços e assim por diante. Em cada indústria, a combinação destes efeitos implica um padrão de comportamento do produto médio e das variáveis distributivas ao longo do ciclo. De modo geral, o comportamento destas variáveis, dada uma variação no nível de produção no período  $t - \theta$ , depende

12 No caso em que  $\gamma < 1$ , este resultado seria compatível também com uma situação em que  $h < 1$  mas  $\gamma\xi < \xi - \beta$ , ou seja, em que o salário fosse pouco sensível a variações na produção (vale dizer, em que  $\beta$  e/ou  $\gamma$  fossem muito pequenos).

13 Neste caso, a capacidade de repasse poderia ser menor que a unidade se, no lugar de se supor  $\gamma = 1$ , supõe-se que  $\gamma < 1$  e ao mesmo tempo que  $\gamma\xi > \xi - \beta$ .



Gráfico 1

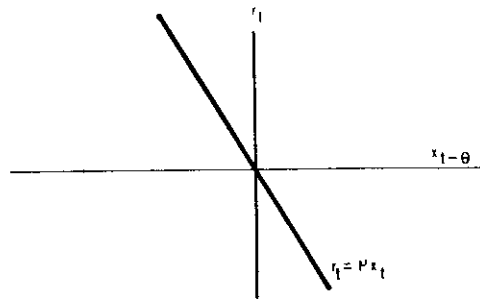
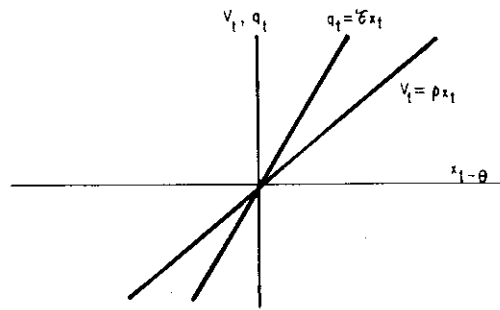
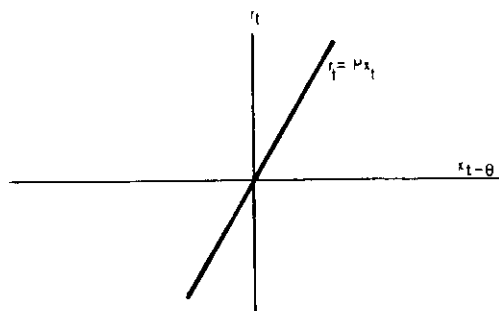
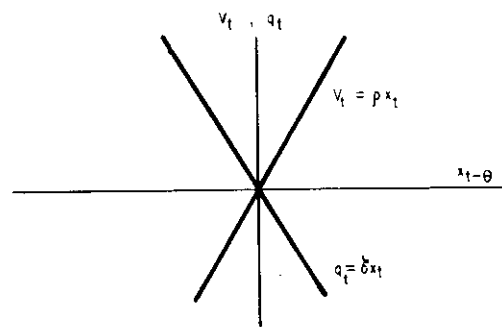
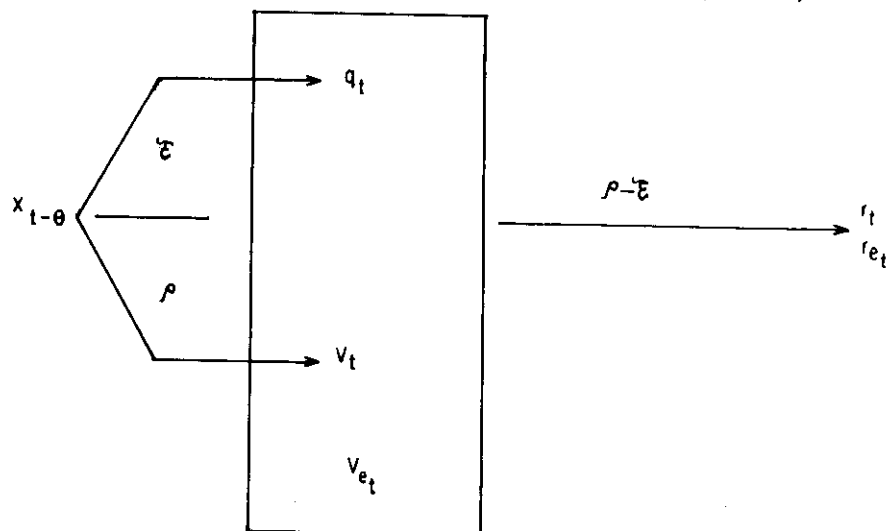


Gráfico 2



do valor dos parâmetros  $\xi$  e  $\rho$ , específicos de cada indústria. O esquema a seguir ilustra a relação entre variações entre  $x_t$ , de um lado, e  $q_t, v_t, v_{e_t}, r_t$  e  $r_{e_t}$ , de outro.



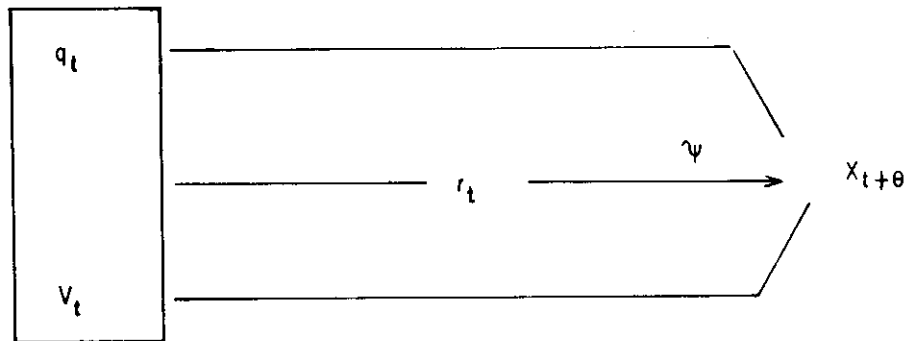
Supõe-se, por outro lado, que as variações nas medidas da parcela salarial afetem o nível de produção. Modificações nas medidas da parcela salarial, que correspondem a modificações na margem de lucro, ou na lucratividade das empresas, tendem a afetar o nível de produção, seja diretamente, seja pelo efeito sobre as exportações devido a desvalorizações reais, seja através do efeito sobre o investimento de mudanças na lucratividade esperada. Na análise estatística, busca-se testar esta hipótese através de equações lineares que expressam a relação entre a parcela salarial e o nível de produção, que são dadas por:

$$x_t = f(r_t, k) = k - \psi r_t = k + \psi (v_t - q_t) \quad \psi < 0 \quad (10)$$

$$x_t = j(r_{e_t}, k) = k - \psi_e r_{e_t} = k + \psi_e (v_{e_t} - q_t) \quad \psi_e < 0 \quad (11)$$

Segundo as equações, mudanças no valor das variáveis distributivas, mais precisamente das medidas da parcela salarial, afetam o nível de produção com uma defasagem. Este efeito é ilustrado no esquema a seguir.

A partir desta discussão, fica claro que não se deve buscar, na análise empírica, causalidades únicas ou unidirecionais entre as variáveis de custo ou parcela salarial e o nível de produção. Espera-se, obviamente, a existência de bicausalidade entre as variáveis, isto é, que a parcela salarial no período  $t - \theta$  afete o nível de produção no período  $t$ , que, por sua vez, através de seu efeito sobre o produto médio e as



medidas de custo do trabalho no período  $t + \theta$ , afete a participação salarial neste mesmo período, e assim por diante.

Desde que os parâmetros do modelo descrito fossem estáveis ao longo do tempo e para valores dados das variáveis exógenas, poder-se-ia definir um valor de equilíbrio, ou em torno do qual flutuassem as variáveis distributivas e o nível de produção. Este não é, entretanto, o objetivo desta análise. O que se busca enfatizar é a relação de *leads* e *lags* entre as variáveis. Deste modo, deve-se pesquisar as correlações, tanto contemporâneas quanto cruzadas, entre o nível de produção, emprego e produto médio e as variáveis distributivas.

Tomando-se o nível de produção como variável que define o ciclo, a correlação contemporânea entre a produção e o produto médio, ou qualquer das variáveis distributivas, serve como indicador do comportamento cíclico destas últimas. As correlações cruzadas permitem examinar a existência de uma relação regular entre duas variáveis com diferentes graus de defasagens.<sup>14</sup>

Na análise empírica, levada a cabo na seção seguinte, busca-se identificar padrões de comportamento das variáveis nos diferentes gêneros industriais. Mais que isso, busca-se identificar mudanças no comportamento dos parâmetros que rela-

14 É natural que se interprete a correlação entre  $x_{t+\theta}$  e  $y_t$  quando  $\theta > 0$ , como indicação de que  $x$  "antecipa"  $y$ , e quando  $\theta < 0$ , como indicação de que  $x$  "é antecipado" por  $y$ . Em geral, isto não implica causalidade de  $x$  para  $y$ , ou de  $y$  para  $x$ , respectivamente, já que podem existir variáveis, não explicitadas, que podem ser as responsáveis por estas correlações. Este problema, conhecido como correlação espúria, existe quando as variáveis apresentam tendência estocástica e as perturbações que afetam estas variáveis são independentes. Mas, como se extraíram os componentes de tendência das variáveis, antes do estudo de correlação, este problema não se apresenta.

cionam as variáveis através da análise de mudanças sistemáticas no valor das correlações para diferentes graus de defasagens. Se, por exemplo, o valor da correlação entre as variáveis  $x$  e  $y$  muda de sinal à medida que cresce o número de *lags*, isto é uma indicação de que o parâmetro que mede a relação entre as duas variáveis é diferente para *lags* diferentes. Mudanças deste tipo são um indicador de que podem haver componentes endógenos no comportamento cíclico das variáveis.

Em princípio, não há por que supor que o comportamento das variáveis e dos parâmetros seja o mesmo em todas as indústrias. Cada uma delas tem características próprias no que se refere à tecnologia, relações industriais, competitividade externa, etc., e estas especificidades terminam por estabelecer padrões de comportamento diferenciados. Entretanto, há condicionantes gerais que afetam todas as indústrias e, por isso, podem gerar comportamentos semelhantes das variáveis em todas as indústrias.

Em nossa análise de correlações, toda a atenção estará voltada para os aspectos gerais ou macroeconômicos e não específicos de cada indústria. Busca-se, portanto, identificar padrões regulares de comportamento entre diferentes indústrias.

## 2.1 - A hipótese kaleckiana

Até aqui, a análise esteve restrita ao comportamento do produto médio, nível de produção e variáveis distributivas em cada indústria individual. Isto significa que tanto a medida de salário quanto a de parcela salarial referem-se ao salário médio pago na indústria deflacionado pelo índice de preço da própria indústria. São, portanto, medidas de custo de produção.

Variações na parcela salarial medida em relação ao preço da própria indústria são uma indicação de mudança na lucratividade das empresas, o que, por sua vez, tende a afetar as decisões de investir, exportar e produzir. Uma redução na parcela salarial tenderá, portanto, a afetar positivamente o nível de produção.

Os salários são medidas de custo, mas são também um componente importante na determinação da demanda agregada. Um aumento no poder de compra dos salários, do salário real, no caso do trabalhador individual, e da parcela salarial, no caso das famílias de trabalhadores, aumenta a capacidade de consumo e implica crescimento da demanda por bens de consumo e do nível de produção agregado.<sup>15</sup> Kalecki foi quem chamou a atenção para este efeito de forma mais clara e, portanto, será denominado hipótese kaleckiana.

---

<sup>15</sup> O salário real como medida de poder de compra dos salários é calculado deflacionando o salário médio da economia, ou da indústria geral, pelo índice de preços ao consumidor. A parcela salarial é dada pelo salário real deflacionado pelo produto médio da economia, ou da indústria geral.

As duas medidas de parcela salarial, baseadas no custo do trabalho e no salário real, têm determinantes comuns e específicos a cada indústria. A lógica de determinação dos salários nominais, preços e produto médio em cada indústria é, em geral, distinta. Porém, há fatores macroeconômicos que fazem com que o custo salarial e o salário real se movam na mesma direção. Em geral, dada uma mudança nas medidas de parcela salarial, observa-se apenas o efeito líquido dos dois efeitos com sinal contrário.

### 3 - Análise estatística

Nesta seção, apresentam-se os principais resultados da análise estatística. Testes de estacionaridade foram aplicados às séries, com o objetivo de extrair o componente de tendência estocástica e, com isso, eliminar a possibilidade de correlação espúria entre as variáveis (ver Apêndice). O tratamento aplicado aos dados — transformando-se as séries de tal modo que não tenham tendência ou variações sazonais — permite que cada observação seja vista como um desvio cíclico em torno de um valor médio constante. As séries espelham, portanto, o movimento cíclico, isto é, de curto prazo, das variáveis. Todas as variáveis, exceto quando houver referências em contrário, dizem respeito a indústrias individuais, e não aos seus valores agregados.

O modelo desenvolvido na Seção 2 refere-se a desvios das taxas de variação das variáveis em relação a uma média estacionária. Para efeito da análise estatística correspondente, os dados referem-se a séries estacionárias derivadas de taxas acumuladas de 12 meses.

A análise estatística, desenvolvida neste trabalho, permite não apenas examinar o comportamento das variáveis distributivas dadas as variações no produto, e variações deste último dadas as variações no custo de produção, como também fazer conjecturas com respeito ao movimento do fator de repasse ( $h$ ) no ciclo. Permite, ainda, examinar a existência de fatores endógenos na geração de ciclos de curto prazo.

Vale lembrar que, devido à clara evidência de que a correção cambial é praticamente simultânea e completa, o modelo relevante para a presente análise é o modelo simplificado, em que  $\delta = 1$ . Supõe-se, ainda, que mudanças no produto médio sejam integralmente repassadas para os salários nominais ( $\gamma = 1$ ). Portanto, para efeito da análise que se segue, as equações relevantes são (6'-7') e (8'-9').

Segundo a análise das correlações contemporâneas (ver Tabela 1), a produtividade por homem empregado ( $q_t$ ) é fortemente pró-cíclica e as medidas de custo do trabalho ( $v_t$  e  $v_{e,t}$ ) não apresentam padrão definido, sendo seu comportamento quase sempre independente do nível de produção e, em alguns poucos casos, positivamente correlacionado. A parcela salarial ( $r_t$  e  $r_{e,t}$ ) é inquestionavelmente anticíclica.

TABELA 1

## Correlações contemporâneas

	$x_t e q_t$	$x_t e v_t$	$x_t e v_{e_t}$	$x_t e r_t$	$x_t e r_{e_t}$
Indústria geral	+			-	-
Extrativa mineral	+		-	-	-
Indústria de transformação	+			-	-
Minerais não-metálicos	+		+		
Metalurgia	+	-	-	-	-
Mecânica	+				
Material elétrico e de comunicação	+			-	-
Material de transporte	+			-	-
Papel e papelão	+			-	-
Borracha	+			-	-
Química	+			-	-
Farmacêutica	+		+	-	-
Perfumaria, sabões e velas	+			-	-
Produtos de matéria plástica	+			-	-
Têxtil	+	+			
Vestuário, calçados e artefatos de tecidos	+		+		
Produtos alimentares	+	+		-	-
Bebidas	+	+	+	-	-
Fumo	+				

Estes resultados, em termos do modelo, indicam que, sendo  $\xi > 0$  e  $\rho = 0$ , o movimento da parcela salarial, definido por  $\mu = \rho - \xi$ , será simétrico ao comportamento de  $\xi$ . Isto significa que o comportamento acíclico das medidas de custo implica um comportamento da parcela salarial que depende, em grande parte, somente do movimento da produtividade  $e$ , como esta é pró-cíclica, tem-se que a parcela salarial será anticíclica. Isto implica, finalmente, que a margem de lucros seja pró-cíclica e o fator de repasse maior do que a unidade, já que  $\mu < 0 \Leftrightarrow \rho - \xi = \beta(1-h) < 0$ . Pode-se conjecturar que, mesmo sendo pró-cíclico o comportamento dos salários nominais, o fato de  $h > 1$  faz com que a variação dos preços compense a variação dos salários, de tal modo que o custo salarial permaneça praticamente inalterado e a parcela salarial varie inversamente ao nível de produção.

Além das correlações contemporâneas, estudam-se também correlações cruzadas com o objetivo de determinar os possíveis *leads* e/ou *lags* entre as variáveis. Na presente análise, considerou-se que  $|\theta| \leq 8$ , isto é, um *lead* ou *lag* máximo de oito

meses, permitindo avaliar se, ao longo do tempo, os movimentos de uma variável qualquer (por exemplo, o nível de produção) antecipam (ou são antecipados por) movimentos de outra variável (por exemplo, a parcela salarial) e o período de antecipação mais freqüente.

A Tabela 2 apresenta os resultados da correlação entre as variáveis distributivas (produtividade, custo salarial e parcela salarial) e o nível de produção defasado de um a oito períodos. Os valores em cada coluna correspondem aos lags. Assim, na primeira subcoluna, os valores 1-3 significam que há correlação positiva entre o nível de produção defasado de um a três meses e o produto médio da indústria.

Os resultados da Tabela 2, que representam as correlações no sentido produção → variáveis distributivas, são menos conclusivos que os obtidos através das corre-

TABELA 2

*Estrutura de lags — produtividade, custo salarial e parcela salarial*

	$x_t \rightarrow q_t$		$x_t \rightarrow v_t$		$x_t \rightarrow v_{e_t}$		$x_t \rightarrow r_t$		$x_t \rightarrow r_{e_t}$	
	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-
Indústria geral	1-3	6-8			3-5		7-8		6-8	
Extrativa mineral	1-6			2		1-3	1-4		1-3	
Indústria de transformação	1-2	6-8			3-6		7-8	1	5-8	
Minerais não-metálicos	1-3	7-8	5-6		1-8		8	2	2-8	
Metalurgia	1-3	7-8		1-4			8	1-4	1-4	
Mecânica		6-8								
Material elétrico e de comunicação	1	7-8			3-4		6-8		4-8	
Material de transporte	1	7-8						1-2		
Papel e papelão	1	6-8					6		6-8	
Borracha	1	8						3	1	
Química	1-2	6-8	1-6				3-8			
Farmacêutica	1-3		1-2		1-4					
Perfumaria, sabões e velas	1-8					2		1		
Produtos de matéria plástica	1-2	6-8		1-8			7-8	1-4	6-8	
Têxtil	1	5-8							4-8	
Vestuário, calçados e artefatos de tecidos	1-3	7		4-7	1-8			1-3	1-8	
Produtos alimentares										
Bebidas	1-3				1-3		2-8			
Fumo	1-3	6-8		4-8		1-8	3-8		1	

lações contemporâneas. A exceção fica por conta do comportamento da taxa de variação do produto médio por trabalhador empregado, que é claramente pró-cíclico nos *lags* 1 a 3 e anticíclico nos *lags* 5 a 8. Assim, em termos do modelo em taxas, os movimentos da produtividade podem ser caracterizados por:

$$q_t = \xi x_{t-\theta} \text{ com } \begin{cases} \xi > 0 & \text{para } \theta = 1, \dots, 4 \\ \xi < 0 & \text{para } \theta = 5, \dots, 8 \end{cases}$$

Este resultado confirma a análise em níveis e a hipótese de que o comportamento do produto médio reflete o efeito do custo de ajustamento do nível de emprego a variações na produção. Indica, ainda, que há, pelo menos, um componente na determinação da parcela salarial que sugere um comportamento anticíclico nos primeiros *lags* e pró-cíclico nos *lags* restantes para esta variável.

O comportamento das medidas de custo é menos conclusivo. Em seis gêneros, não há correlação significativa para qualquer das duas medidas ( $v_t$  e  $v_{e,t}$ ), indicando independência entre variações do custo salarial e variações defasadas do nível de produção. Em dois dos gêneros, ambas as medidas apresentavam correlações somente positivas e, num dos gêneros e numa classe industrial, as correlações eram somente negativas. Em outros três gêneros, na indústria geral e numa classe industrial, a correlação é não-significativa ou positiva, enquanto que em outros três gêneros é não-significativa ou negativa. No gênero restante, há ambigüidade dos resultados entre as duas medidas de custo. Assim, não há um padrão que possa ser generalizado para o comportamento do custo salarial, dadas variações no nível de produção.

Já os resultados para as medidas de participação dos salários são mais conclusivos. Observa-se que há um predomínio de correlações negativas nos *lags* iniciais (1-3) e, mais freqüente ainda, de correlações positivas nos *lags* finais (4-8). Estes resultados estão estreitamente associados ao comportamento da produtividade, com um padrão muito bem definido; e as diferenças entre o comportamento das duas medidas de participação salarial se devem ao comportamento das respectivas medidas de custo.

A partir destes resultados, conjectura-se que exista uma mudança no comportamento da parcela salarial, que passa de uma correlação levemente negativa nos primeiros *lags* a uma correlação positiva nos *lags* finais. Isto implica, do ponto de vista do modelo:

$$r_t = \mu x_{t-\theta} = (\rho - \xi) x_{t-\theta} \begin{cases} \beta(1-h) < 0 \leftrightarrow h > 1; & \theta = 1, \dots, 3 \\ \beta(1-h) > 0 \leftrightarrow h < 1; & \theta = 4, \dots, 8 \end{cases}$$

O comportamento do produto médio e da parcela salarial indica a existência de uma mudança no padrão de comportamento das duas variáveis entre os *lags* 4 e 5, dada uma mudança na taxa de variação do nível de produção. Graficamente, o



comportamento das variáveis distributivas pode ser representado pelos Gráficos 1 (*lags* 1-3) e 2 (*lags* 4-8).

Finalmente, cabe analisar o comportamento das taxas de variação do nível de produção diante de mudanças na taxa de variação da parcela salarial. A Tabela 3 apresenta os resultados, sendo evidente o predomínio de correlações negativas, tanto para a indústria geral, e ambas as classes industriais, quanto para praticamente todos os gêneros. Este resultado tende a confirmar a hipótese de que uma redução no custo salarial unitário induz o crescimento da produção, dadas as condições de demanda.

A combinação dos resultados das correlações cruzadas indica a existência de um comportamento cíclico endógeno. A mudança no padrão de comportamento da produtividade e da parcela salarial, por um lado, e o efeito das antecipações na

TABELA 3

	$r_t$	$\rightarrow$	$x_t$	$r_{e,t}$	$\rightarrow$	$x_t$
	+		-	+		-
Indústria geral			1-5			1-8
Extrativa mineral			1-6			6
Indústria de transformação			1-6			1-8
Minerais não-metálicos			2			2-8
Metalurgia			1-6			1-8
Mecânica						
Material elétrico e de comunicação			1-7			2-8
Material de transporte			1-3			1-8
Papel e papelão			6			1-8
Borracha	7-8		1			2-8
Química						1-8
Farmacêutica			7-8			6-8
Perfumaria, sabões e velas	7					
Produtos de matéria plástica			1-4			1-8
Têxtil	4-8					
Vestuário, calçados e artefatos de tecidos			1-3			5-6
Produtos alimentares						
Bebidas			7-8			
Fumo			3-8			

parcela salarial sobre a produção, por outro, fazem com que se sucedam ciclos de aceleração e desaceleração do nível de produção. Obviamente, o comportamento das variáveis exógenas (política econômica, demanda por exportações, *animal spirits*) afeta o comportamento tanto das variáveis distributivas quanto do nível de produção. Os resultados sugerem apenas que, além dos choques exógenos, há indicações de um componente endógeno no comportamento destas variáveis.

#### 4 - Nota sobre a hipótese kaleckiana

Como já foi observado na Seção 2, a diferença entre os conceitos de custo salarial e salário real é fundamental para a compatibilização das análises marxista e neoclássica, de um lado, e a kaleckiana, de outro. Nos modelos marxista e neoclássico, o que interessa são as correlações entre as variáveis distributivas e o nível de produção, *todos* referidos aos gêneros industriais, ou seja, as análises se referem à relação entre as medidas de custo salarial e parcela salarial de *cada gênero individual* e o respectivo nível de produção. Já para a análise kaleckiana, onde a parcela salarial cumpre papel importante na determinação do poder de compra da massa salarial e, portanto, da demanda agregada, o que importa é a medida de parcela salarial medida pelo índice de preços ao consumidor.

A análise estatística feita até aqui utilizou as medidas de custo e parcelas salariais em que tanto a medida de salário nominal quanto as de preço (para deflação do salário) e de produtividade referem-se aos gêneros industriais individuais. Nesta seção, a medida de parcela salarial refere-se à relação entre salário médio e produto médio da indústria geral (IG) deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC):

$$\frac{W_{IG}}{IPC} \frac{1}{Q_{IG}}$$

onde  $Q_{IG} = X_{IG} / N_{IG}$  é utilizada como medida do poder de compra da massa salarial.

Na Seção 2 foi discutida a hipótese kaleckiana segundo a qual quanto maior a parcela salarial, maior o consumo agregado e, dados os níveis de investimento e exportações líquidas, maior seria o nível de produção. Pode-se testar esta hipótese calculando-se as correlações contemporâneas e cruzadas entre a parcela salarial medida pelo IPC ( $r_{IPC}$ ) e o nível de produção de cada gênero industrial, além da indústria geral e das duas classes industriais.

Os resultados estão na Tabela 4, adiante, e não confirmam a hipótese kaleckiana. Onde a correlação contemporânea é significativa, seu sinal é negativo. Já os resultados da correlação entre a parcela salarial defasada e o nível de produção indicam que uma queda da parcela está associada a um crescimento do nível de

TABELA 4

*Estrutura de lags (taxas) — parcela salarial (medida pelo IPC)*

	$x_t \rightarrow$ +	$r_{IPC}$ -	$r_{IPC} \rightarrow$ +	$x_t$ -	$r_{IPC} \circ x_t$	$r_{IPC} \circ r_t$
Indústria geral	5-8			1-8	-	+
Extrativa mineral		1-5		1-5	-	+
Indústria de transformação	3-7			1-8	-	+
Minerais não-metálicos	2-4					
Metalurgia		1-2		1-8	-	+
Mecânica	3					+
Material elétrico e de comunicação	4-8					+
Material de transporte				5-7		+
Papel e papelão		1-2		1-4	-	+
Borracha				1-8	-	
Química	1	1-5			-	+
Farmacêutica	2-8			5-8		+
Perfumaria, sabões e velas			3-8			+
Produtos de matéria plástica	5-8			1-6	-	+
Têxtil		4-7				+
Vestuário, calçados e artefatos de tecidos	3-8			5		+
Produtos alimentares				5-7		
Bebidas						
Fumo	1-7		1			

produção. Isto é verdade para a indústria geral, as classes industriais e a metade dos gêneros.

Estes resultados sugerem, portanto, que, para o período pesquisado, a hipótese kaleckiana não se sustenta. Esta conclusão pode ser qualificada. Ela não indica que o consumo agregado não é positivamente correlacionado com a parcela salarial medida pelo IPC. Apenas que, se esta correlação é de fato positiva e significativa, o efeito com sinal contrário da variação da parcela salarial sobre os níveis de investimento e de exportações líquidas tende a prevalecer. Obviamente, os efeitos sobre a decisão de investir, principalmente no setor de comerciáveis, e de exportar não dependem da parcela salarial medida pelo IPC, mas sim da parcela salarial medida pelo índice de preço setorial ou da taxa de câmbio. Ocorre, entretanto, que,

como atesta a última coluna da Tabela 4, as duas medidas de parcela salarial são positivamente correlacionadas.

Sendo assim, os resultados sugerem que o efeito expansionista sobre o investimento e as exportações prevalece acima do efeito contracionista sobre o consumo de uma redução da parcela salarial.

Estes resultados indicam, com clareza, o caminho a seguir em pesquisas futuras, qual seja, o de estudar detalhadamente o efeito de mudanças nas medidas de parcela salarial sobre os componentes de demanda agregada (consumo, investimento e exportações), se possível em nível desagregado, isto é, em nível de gêneros industriais.

## 5 - Conclusões

Este trabalho teve como principal objetivo desenvolver um modelo para racionalizar os resultados estatísticos da relação entre o nível de produção, de um lado, e o produto médio e as variáveis distributivas, de outro, em economias com regimes de alta inflação.

O fato de as medidas de custo não terem um padrão cíclico definido faz com que o comportamento das medidas de parcela salarial (tanto em termos do preço da indústria correspondente quanto medido pela taxa de câmbio) dependa essencialmente do comportamento do produto médio dos trabalhadores empregados. O produto médio é pró-cíclico no caso de correlações contemporâneas e nos casos em que o nível de produção está defasado em cinco meses. Quando a produção está defasada de seis a oito meses, o comportamento do produto médio é anticíclico.

O fato de o produto médio por homem ocupado ser pró-cíclico é uma evidência de que as firmas, diante dos custos de demitir e empregar, ajustam o volume de emprego a variações no nível de produção com um retardo. No curtíssimo prazo, o ajuste se dá através das horas trabalhadas e do produto médio por hora trabalhada.

A parcela salarial é, em geral, anticíclica. Variações no nível de produção e nas medidas de parcela salarial são negativamente correlacionadas tanto no caso contemporâneo quanto no caso de defasagens de um a cinco meses. De seis a oito meses de defasagens da produção, a correlação passa a ser positiva.

Calculou-se também a correlação entre a parcela salarial defasada e o nível de produção, e o resultado foi conclusivo: em grande parte das indústrias, uma queda da parcela salarial está associada a um crescimento do nível de produção. Este resultado é evidência de que há maior incentivo para investir, exportar e, enfim, produzir quando cai o custo por unidade produzida ou, o que é o mesmo, quando cresce a margem de lucro.

Testou-se, ainda, a correlação entre variações do nível de produção e o poder de compra dos salários medido pela parcela salarial. Foi rejeitada a hipótese kaleckiana de que o nível de produção deve variar na mesma direção que o poder de compra

dos salários. Verificou-se, na maioria das indústrias, uma correlação negativa entre a parcela salarial e o nível de produção, seja no caso de correlações contemporâneas, seja no de correlações cruzadas. O sinal destas correlações não é evidência conclusiva de que não há correlação positiva entre a parcela salarial e o nível de consumo agregado, mas sim de que apenas o efeito geral, ou líquido, do crescimento da parcela salarial não é o crescimento do nível de produção. Afinal, o crescimento do consumo agregado pode ser contrastado pelo efeito negativo, sobre o nível de produção, do crescimento dos custos unitários de produção, se as duas medidas de parcela salarial (custo de produção e poder de compra dos salários) são positivamente correlacionadas como, de fato, o são. De qualquer forma, o resultado indica que a hipótese kaleckiana, que por vezes se toma como um dado, não é tão óbvia no caso brasileiro. Isto indica a necessidade de nova investigação sobre os efeitos de modificações na distribuição de renda sobre os componentes da demanda agregada.

## Apêndice: Base de dados e metodologia

Neste Apêndice descrevem-se a base de dados usada e o tratamento a que as séries temporais utilizadas foram submetidas.

### Base de dados

As séries originais são da PIM do IBGE. Partiu-se das séries mensais dos seguintes dados para as indústrias geral, extrativa mineral, e de transformação, e gêneros da indústria de transformação: *a*) valor da produção nominal ( $Y$ ); *b*) nível da produção física ( $X$ ); *c*) nível do pessoal ligado à produção ( $N$ ); e *d*) salário médio nominal do pessoal ligado à produção ( $W$ ).

A partir destas séries, foram calculados, para cada classe e gênero industrial: *a*) um índice de preços ( $P = Y/X$ ); *b*) um índice de produto médio do trabalho ( $Q = X/N$ ); *c*) um índice da relação câmbio/salário ( $V_e = W/E$ ), onde  $E$  é a taxa de câmbio média mensal oficial; *d*) um índice da parcela salarial ( $R = V/Q$ ); e *e*) um índice da parcela salarial medida em dólares ( $R_e = V_e/Q$ ).

### Metodologia

O objetivo deste trabalho é examinar a relação ao longo dos ciclos de curto prazo entre o nível de produção (que define o movimento cíclico), de um lado, e as medidas de custo do trabalho e parcela salarial, de outro. A fim de reter apenas o componente cíclico de curto prazo, procedeu-se à extração do componente sazonal

e de tendência estocástica das séries. A seguir, discutem-se os procedimentos utilizados.

Existem várias formas de se extrair o componente sazonal de uma série temporal. Um dos filtros mais usados é o da taxa mês/mês do ano anterior. Este filtro extrai parte do componente sazonal determinístico e, se a série temporal é um fluxo, faz com que a nova série meça o crescimento acumulado de um ano em relação ao ano anterior.

Outro filtro bastante usado é a taxa acumulada de 12 meses, que vem a ser a média dos últimos 12 meses sobre a média dos 12 meses imediatamente anteriores. Este filtro, além de extrair o componente sazonal, suaviza a série, fazendo com que a variância do componente irregular seja menor.

Implicitamente, ambos os filtros estão medindo o crescimento subjacente da série e, como ocorre uma defasagem neste crescimento básico, é fundamental explicitar onde está centrada tal taxa. Em geral, o centro encontra-se no ponto médio dos dados que foram utilizados para calcular a taxa. Na primeira taxa, se a comparação feita é de dezembro de 1987 com dezembro de 1986, por exemplo, o valor obtido corresponde ao crescimento de julho de 1987. Na segunda taxa, como é considerado o crescimento médio de 1987 em relação ao crescimento médio de 1986, a taxa obtida corresponde ao crescimento de janeiro de 1987, anualizado.

Neste trabalho utilizou-se o segundo filtro, já que se retira a parte sazonal da série e reduz-se o componente irregular. Deve-se testar, também, a existência de tendência estocástica. Se existir, deve-se extrair este componente, para que se possa relacionar as séries resultantes através de procedimentos usuais, isto é, correlacionando-se as variáveis e utilizando-se os métodos de inferência clássicos.<sup>16</sup>

Os testes de determinação da ordem da tendência estocástica de uma série temporal foram desenvolvidos por Engle e Granger (1987).<sup>17</sup> A idéia destes testes é determinar se a série temporal tem raiz unitária. Uma forma de testar esta hipótese é verificar se no modelo:

$$\Delta y_t = \alpha_0 y_{t-1} + u_t \quad (\text{A.1})$$

---

<sup>16</sup> Ao se relacionarem duas séries que contenham uma tendência estocástica, dois tipos de problemas podem surgir. O primeiro é conhecido por correlação espúria [ver Granger e Newbold (1974)] e resulta da tentativa de relacionar duas séries com tendência estocástica (por exemplo, dois *random walks*) que não são relacionadas, já que as inovações das duas séries são independentes. O segundo problema é resultante da utilização de mínimos quadrados ordinários para estimar os parâmetros de uma regressão em que as variáveis têm tendência estocástica. Como mostram Engle e Granger (1987), as distribuições dos estimadores e estatísticas associadas a estes estimadores não são as usuais. Estes dois problemas são resolvidos pela extração do componente de tendência das séries, através da obtenção da ordem de integração das séries, antes de relacioná-las.

<sup>17</sup> Para uma resenha com aplicações a séries brasileiras, ver Pereira (1988).

$\alpha_0$  é negativo e significativo. Se esta hipótese não é rejeitada, (A.1) corresponde a um modelo auto-regressivo estacionário e denota-se por  $I(0)$ . Se a hipótese for rejeitada, então é necessário tomar, pelo menos, a primeira diferença da série, para que esta se torne estacionária, e denota-se por  $I(1)$ . O passo seguinte consiste em reestimar (A.1), trocando-se  $\Delta y_t$  por  $\Delta_2 y_t$  e  $y_{t-1}$  por  $\Delta y_{t-1}$ , e testar se  $\alpha_0$ , nesta nova regressão, é negativo e significativo. Se for a série  $y_t$  é  $I(1)$  e, caso contrário,  $y_t$  é pelo menos  $I(2)$  e deve-se testar, mais uma vez,  $\alpha_0$  com as devidas modificações, até que não se rejeite a hipótese de que o modelo é estacionário. Na maioria dos casos deste trabalho, as séries eram  $I(2)$ .

O teste de integração, apresentado anteriormente, é obtido sob a hipótese de que os erros têm distribuição normal independente com média zero e variância constante. Uma forma de controlar a independência é pela inclusão de defasagens de  $\Delta y_t$  em (A.1), de tal sorte que se tenha independência nos erros. Controlar constância da variância não é tão fácil, já que a heterocedasticidade dos erros é, em geral, desconhecida. Uma forma de verificar a constância da variância é através do teste  $F$  dos coeficientes  $\beta_1$  na regressão auxiliar:

$$\hat{u}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{z}_t^2$$

onde  $\hat{u}_t$  é o resíduo de (A.1) e  $\hat{z}_t$  é o ajustado pelo modelo (A.1).

Este teste corresponde a verificar se a variância é função do quadrado dos regressores, e é nesta direção que o teste tem potência. Mas pode acontecer que a não-constância da variância seja em outra direção.<sup>18</sup> Neste caso, o teste anterior tem potência baixa. Como não se sabe a direção da heterocedasticidade, optou-se por não controlar esta possível falta de especificação do modelo, sabendo-se que o teste de integração pode apresentar alguns problemas.

#### Abstract

*We study the correlation between the level of output, on the one hand, and the productivity of labour, the product wage, the real wage, and the wage share, on the other hand, using two digit data for the Brazilian industry between 1976 and 1985. We conclude that the productivity behaves pro-cycley whereas the wage share behaves anti-cycley. We could not identify any pattern for the behavior of the real and product wage. At the end, we test the Kaleckian hypothesis, according to which there is a positive correlation between the share of wages and the level of the output; the test refutes the hypothesis.*

<sup>18</sup> Por exemplo, a heterocedasticidade é do tipo ARCH. Para o caso em que a variância é um processo AR(1), ver Engle (1982).

## Bibliografia

- AMADEO, E., CAMARGO, J. M. *A structuralist analysis of inflation and stabilization*. Helsinki, WIDER/ONU, 1989a, mimeo.
- . Choque e concerto. *Dados*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 1, p. 5-21, 1989b.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1007, July 1982.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, March 1987.
- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, p. 111-120, 1974.
- MICHIE, R. *Wages in the business cycle*. 1987.
- PEREIRA, P. L. V. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. *Revista de Econometria*, v. 8, n. 2, p. 7-29, 1988.
- SCHOR, J. B. Changes in the cyclical pattern of real wages: evidence from nine countries, 1955-1980. *Economic Journal*, v. 95, p. 452-468, June 1985.

(Originais recebidos em maio de 1990. Revisões em julho de 1991.)