

Distribuição Funcional na Indústria de Transformação: Aspectos da Participação do Trabalho, no Curto Prazo (*)

Roberto B. M. Macedo(**)

I. INTRODUÇÃO

Este trabalho analisa o comportamento da participação do trabalho (ou parcela salarial) na repartição do produto gerado pela indústria de transformação. O texto que se segue é dividido em duas seções. A primeira cuida dos aspectos teóricos, de forma sucinta. A segunda apresenta uma análise empírica, com base em dados da indústria brasileira de transformação, enfatizando-se o período 1966-1975.

(*) Este artigo tem como base os capítulos 2 e 3 da tese defendida pelo autor no Concurso de Livre-Docência em Econometria, do Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo. Para maiores detalhes, veja Macedo (1977).

(**) Do Instituto de Pesquisas Econômicas da FEA/USP.

2. ASPECTOS TEÓRICOS

2.1 O TRABALHO COMO FATOR VARIÁVEL

A nível teórico, pode-se especular quanto ao comportamento da participação do trabalho, no curto prazo, com base em dois modelos distintos: o modelo neo-clássico e o modelo de Kalecki⁽¹⁾. Para isso, admite-se inicialmente que:

- (i) o trabalho é o fator variável;
- (ii) a empresa enfrenta uma situação de curto prazo, entendida como tal aquela em que sua planta de produção é fixa;
- (iii) os salários nominais são rígidos;
- (iv) na situação de concorrência, a empresa varia sua produção na mesma direção das variações do preço do produto.

Com essas hipóteses, o comportamento da participação do trabalho nos dois modelos citados pode ser analisado com o auxílio dos diagramas 1.1. e 1.2., a seguir, que correspondem, respectivamente, ao modelo neo-clássico e ao modelo de Kalecki. Nesses diagramas, CVM_e é o custo variável médio, CM_g é o custo marginal e Q representa a quantidade produzida. No diagrama 1.2., o limite de utilização de capacidade é dado por q_M .

Na situação de concorrência perfeita típica do modelo neo-clássico, a firma procurará produzir no ponto em que o preço é igual ao custo marginal. A participação do trabalho dependerá, então, da relação custo variável médio/custo marginal. Um exame do diagrama 1.1 mostra que entre os pontos q_0 e q_1 o custo variável médio cai enquanto que o custo marginal aumenta. Assim, entre os pontos q_0 e q_1 o comportamento da participação do trabalho variará inversamente com o volume de produção. Se no ciclo econômico a produção das diversas firmas variar dentro desses limites, no total da indústria, o comportamento da participação do trabalho será, a menos de problemas de agregação, anti-cíclico. Entende-se como tal uma situação em que a participação do trabalho aumenta nos períodos de contração da atividade econômica e cai nos períodos de expansão da mesma ativi-

(1) O enfoque adotado neste trabalho é microeconômico.

DIAGRAMA - 1.1

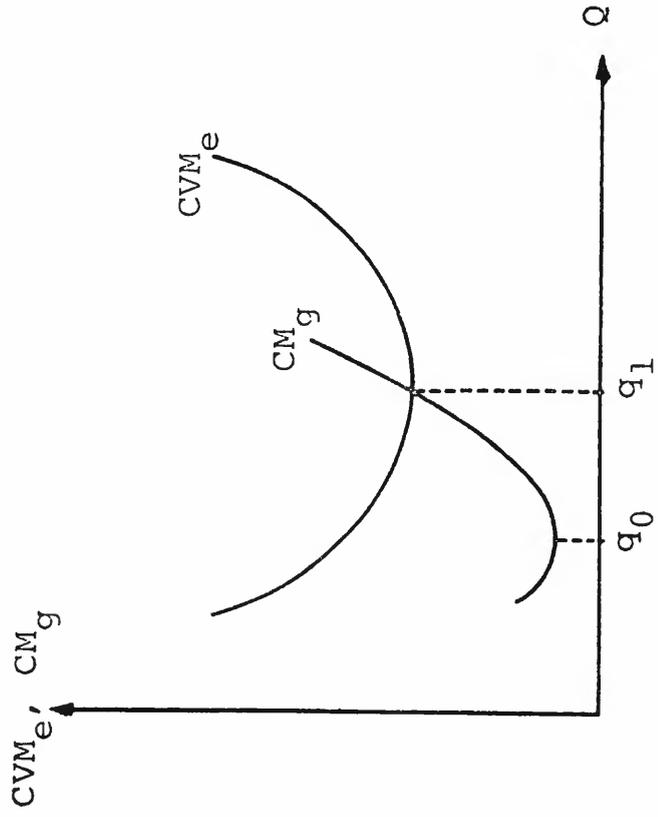
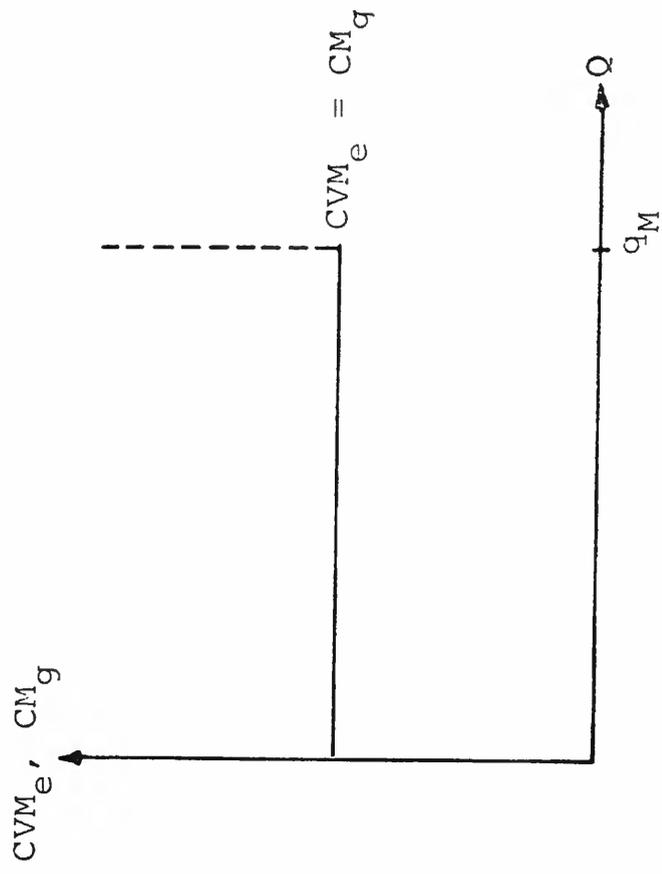


DIAGRAMA - 1.2



dade⁽²⁾ Além de q_1 pode-se demonstrar que, se a função de produção for do tipo CES (elasticidade de substituição constante) a participação do trabalho continuará tendo um comportamento anti-cíclico se a elasticidade de substituição for menor que a unidade⁽³⁾. Na fase de expansão, por exemplo, isso implica em dizer que a correspondente queda do salário real deverá conduzir a uma redução do valor da participação do trabalho, se a elasticidade de substituição for menor que a unidade.

No modelo de Kalecki, o custo marginal é igual ao custo variável médio e o comportamento da participação do trabalho dependerá do "grau de monopólio" da firma e variará inversamente com ele. Seria interessante conhecer, portanto, as razões que explicariam uma variação do grau de monopólio no curto prazo. O próprio Kalecki menciona alguns estudos nesse sentido, em particular os de Harrod (1935) e Joan Robinson (1936)⁽⁴⁾. Segundo Harrod o grau de monopólio é cíclico, aumentando nas fases de expansão e caindo na recessão, o motivo é que nas recessões os consumidores tornam-se mais conscientes, procurando mais informações a respeito dos preços de mercado. Com isso o mercado funcionaria melhor, caindo o grau de monopólio nas depressões. O interessante é notar que isso conduziria também a um comportamento anti-cíclico da participação do trabalho, da mesma forma como sugerido no contexto do modelo neo-clássico. Kalecki, todavia, não aceita esse ponto de vista, preferindo as idéias de Joan Robinson, segundo as quais o poder de monopólio aumenta nas recessões, nas quais existiria uma tendência maior à formação de cartéis e outras formas de conluio entre empresários, com vistas à defesa de seus preços.

2.2. O TRABALHO COMO FATOR QUASE-FIXO

Alternativamente à premissa (i), admite-se agora que:

(i-a) o trabalho é um fator quase-fixo.

(2) A rigor, entre q_0 e q_1 a firma estará tendo prejuízo ou redução dos chamados «lucros normais» e seria melhor encerrar as atividades. A presença dos custos fixos, a ser discutida posteriormente, implicará na proposição de que a firma manterá suas atividades se estiver cobrindo pelo menos os custos variáveis.

(3) Para uma análise de vários aspectos da função CES, veja Henderson e Quandt (1971), pgs. 85/88.

(4) Kalecki (1939), pg. 183.

Esse enfoque menos restritivo é adotado no contexto de diversos modelos. No modelo neo-clássico, as contribuições de Oi (1962) e Becker (1964) procuram enfatizar que uma parcela importante do fator trabalho, transcendendo o nível de gerência e supervisão e caracterizada principalmente pelo nível de treinamento, deve ser considerada como custo fixo ou, mais propriamente, como custo quase-fixo. Essa característica do custo da mão-de-obra é também enfatizada pelos que desenvolveram o conceito de “mercado interno de trabalho”⁽⁵⁾. Esse mercado é aquele que se desenvolve dentro da empresa em função de condicionamentos econômicos e institucionais, sendo sua característica essencial a estabilidade da relação de emprego. O acesso a esse mercado é feito pelos “portos de entrada”, que o ligam ao mercado de trabalho externo à firma. Tal acesso é limitado aos níveis mais baixos da hierarquia de funções da empresa, ficando dependente de mecanismos de promoção e transferência dentro da empresa a acensão aos níveis mais elevados e estáveis. Entende-se aqui que o conceito de mercado interno, por ser mais abrangente, é mais apropriado para entender a estabilidade da relação de emprego do que o enfoque essencialmente econômico das contribuições de Oi e Becker referidas acima.

Também no modelo de Kalecki seria uma simplificação entender o trabalho apenas como custo variável. Nas suas próprias palavras:

“Alguns tipos de salários têm caráter de “overhead” e, por isso mesmo, devem cair menos na contração e aumentar menos na expansão que os salários em geral. Assim sendo, a folha de salários reais deve flutuar menos ao longo do ciclo que a renda real do setor privado como um todo”⁽⁶⁾.

Admitindo que parte do fator trabalho tem características de custo fixo, pode-se verificar, com auxílio dos diagramas 1.3. e 1.4. a seguir, que torna-se mais forte a proposição de que o comportamento da participação do trabalho será anti-cíclico. Esses diagramas mostram o papel dos custos fixos na determinação do custo médio total, nos modelos neo-clássico e de Kalecki, respectivamente. O custo fixo médio é designado por CFM_e e o custo médio total por CTM_e , entendendo-se que as curvas re-

(5) Para uma explicação detalhada do conceito de mercado interno de trabalho, veja Doeringer e Piore (1971).

(6) Traduzido de Kalecki (1954), pg. 75.

DIAGRAMA - 1.3

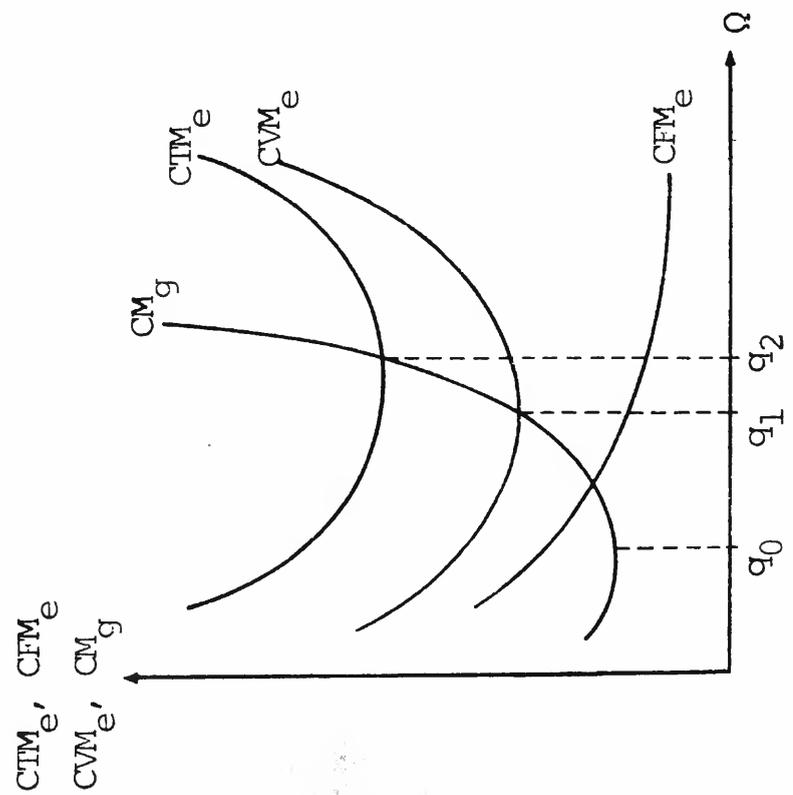
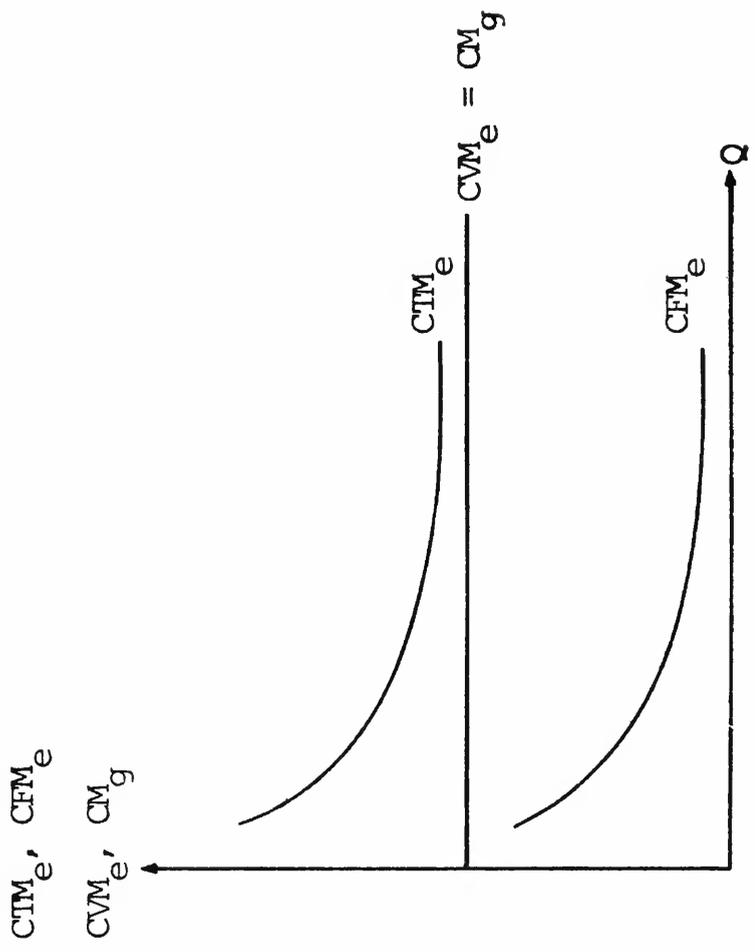


DIAGRAMA - 1.4



presentativas de CFM_e se explicam a partir da existência de custos quase-fixos de mão-de-obra ou, de uma forma mais abrangente, pelo funcionamento dos mercados internos de trabalho.

No modelo neo-clássico, o ponto mínimo da curva CTM_e (que agora inclui custos variáveis e quase-fixos de mão-de-obra), isto é, q_2 , ficará à direita de q_1 , aumentando, portanto, o intervalo de produção em que a participação do trabalho é caracteristicamente anti-cíclica, na medida em que a firma adote a política de igualar o preço ao custo marginal. A partir de q_1 o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho continuará dependendo de a elasticidade de substituição ser menor que a unidade.

No modelo de Kalecki, o CTM_e também passará a variar inversamente com a quantidade produzida. Se o grau de monopólio for cíclico (“à la” Harrod), o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho tornar-se-á mais acentuado. Se o grau de monopólio for anti-cíclico (“à la” Joan Robinson), a existência dos custos quase-fixos de mão-de-obra irá reduzir a amplitude do comportamento cíclico da participação do trabalho podendo até mesmo transformar em anti-cíclica a natureza desse comportamento.

2.3. O EFEITO DA DEFASAGEM ENTRE PREÇOS E SALÁRIOS

A premissa (iii), estabelecida inicialmente, isto é, de que os salários nominais não se alteram, garantiu a estabilidade das curvas de custo na análise desenvolvida ao longo das duas seções anteriores. A rigidez absoluta dos salários é, contudo, uma premissa muito forte. De qualquer forma, é comum encontrar na literatura referências ao “efeito defasagem”, isto é, à proposição de que as variações de preços se antecipam às variações de salários, do que resultaria um comportamento anti-cíclico da participação do trabalho, principalmente no caso de inflações aceleradas⁽⁷⁾. Num período de inflação, os preços aumentariam antes e/ou mais depressa que os salários, caindo então a participação do trabalho. Num período de deflação, ou pelo menos de redução

(7) Veja a respeito, Burkhead (1953), pg. 209, Bach e Ando (1957), pg. 1 e Scitovsky (1964), pgs. 17/18, bem como as várias citações feitas por esses autores.

da taxa de inflação, os preços seriam novamente atingidos em primeiro lugar, caindo os salários menos que os preços e/ou crescendo estes menos que aqueles, aumentando, conseqüentemente, a participação do trabalho. Todavia, para que essas proposições sejam tratadas como hipóteses emergentes de um modelo teórico, é necessário indagar que razões poderiam ser apontadas para a ocorrência de defasagem entre preços e salários. No contexto de modelos onde se admite uma percepção correta das expectativas de inflação e a inexistência de empecilhos ou atrasos no reajustamento dos contratos entre agentes econômicos, evidentemente não há lugar para essa defasagem.

Todavia, não se pode rejeitar “a priori” a idéia de que empregadores e empregados formam ou são levados a formar suas expectativas de inflação segundo magnitudes distintas, em função de um acesso desigual à informação ou de uma reação diversa na interpretação desta última. Tampouco se pode desprezar a atuação de mecanismos capazes de impedir ou retardar o reajustamento normal dos contratos de trabalho, podendo-se citar aqueles derivados da ação governamental (e. g., a política salarial, no Brasil), os institucionais (e. g., a existência de contratos de longo prazo) e outras imperfeições de mercado (e. g., um poder de barganha desigual).

Nessas condições, admitir-se-á, alternativamente à premissa (iii) acima que:

- (iii-a) a razão preços/salários (p/w) segue a mesma direção do ciclo, isto é, aumenta com a expansão do nível de atividade e cai com a contração deste.

No contexto do modelo neo-clássico, essa premissa alternativa não modifica sensivelmente os resultados da análise realizada pois a premissa anterior conduzia apenas a um caso mais restrito. Isto é, admitia-se que p/w seguia a direção do ciclo pelo fato de w ser constante. Agora, admite-se que w possa variar sem contudo alterar o comportamento cíclico de p/w . Assim sendo, a participação do trabalho continuará tendo um comportamento anti-cíclico até q_2 no diagrama 1.3. e, em seguida, o mesmo comportamento ficará assegurado se a elasticidade de substituição for menor que a unidade.

Com a premissa (iii-a), o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho no modelo de Kalecki continuará assegura-

do se o grau de monopólio seguir a mesma direção do ciclo. Se o grau de monopólio for anti-cíclico, não tem sentido impor a premissa (iii-a). Isso porque se, por exemplo, o grau de monopólio aumenta nas recessões, isso implica em dizer que p/w também aumenta.

Mesmo que w não seja constante, a participação do trabalho, como custo variável, cairá, perdendo seu caráter anti-cíclico. Nessas circunstâncias, portanto, não cabe falar em “efeito defasagem”, na forma introduzida por (iii) ou (iii-a). No modelo de Kalecki, o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho só poderia resultar, neste caso, dos custos quase-fixos de mão-de-obra.

2.4 UMA IMPLICAÇÃO ECONOMETRICA

A existência do trabalho como fator quase-fixo tem uma implicação econométrica relacionada com um modelo comumente utilizado para obter estimativas da elasticidade de substituição. Esse modelo tem como base as condições de primeira ordem de um problema de maximização de lucros envolvendo uma firma que tem uma função de produção do tipo CES. A equação que é utilizada no trabalho de estimação é:

$$V/L = a w^{\beta} \quad (1.1.)$$

onde V é o valor adicionado, L representa os serviços do fator trabalho e w é a taxa de salário nominal e a é uma constante. Admitindo-se rendimentos constantes de escala, preço do capital constante e equilíbrio em concorrência perfeita, Arrow, Chenery, Minhas e Solow (1961) demonstraram que β em (1.1.) pode ser interpretado como a elasticidade de substituição σ .

Substituindo β por σ em (1.1), dividindo membro a membro por w e invertendo, obtém-se:

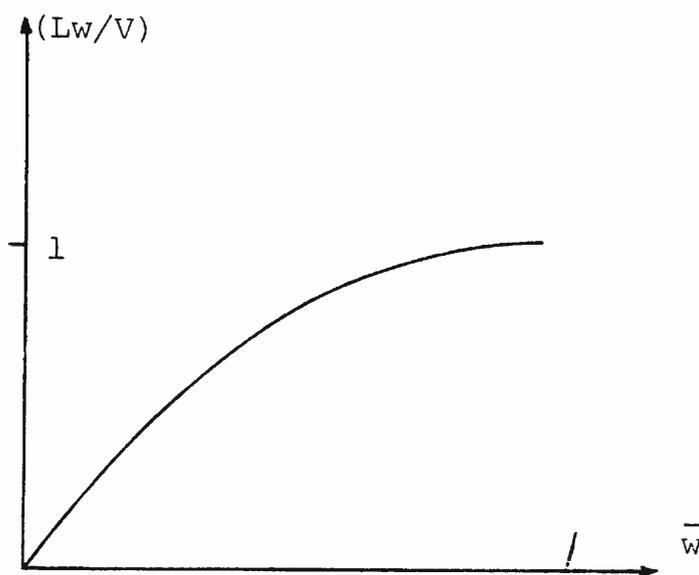
$$Lw/V = a^{-1} w^{1-\sigma} \quad (1.2.)$$

Como Lw/V é a participação do trabalho, (1.2.) mostra como esta varia com w . Se w aumenta, essa participação cairá, permanecerá constante ou aumentará dependendo de σ ser maior que 1, igual a 1 ou menor que 1, respectivamente. Na prática (1.1.) é estimada medindo-se w pelo salário-médio (w). Com

base em dados de séries temporais, os resultados obtidos para σ mostram estimativas geralmente menores que 1, conforme apontam Nadiri (1970) e Nerlove (1967).

Note-se que as variáveis utilizadas em (1.1.) e (1.2.) são as mesmas. Num trabalho empírico de estimação de parâmetros dessas relações, (1.1.) utilizará a mesma informação estatística necessária para estimar (1.2.). Se (1.1.) conduzir à obtenção de estimativas de σ menores que 1 em séries de tempo, isso implica que, colocados sob a forma de (1.2.), os dados mostrarão uma relação entre a participação do trabalho e o salário-médio, que terá o perfil descrito pelo diagrama 1.5., a seguir.

D I A G R A M A - 1.5



A existência do trabalho como fator quase-fixo faz com que a demanda de mão-de-obra no ciclo econômico seja uma demanda diferenciada. Assim, no período de expansão, a firma contrata novos empregados os quais não têm uma familiaridade maior com as tarefas executadas dentro dela. Em razão disso, deverão ingressar na firma nos níveis inferiores da escala de salários, fazendo cair, "ceteris paribus", o salário-médio. Nos períodos de contração, a firma deverá despedir inicialmente os empregados com menor nível de treinamento, também nos níveis inferiores da

escala de salários, fazendo com que, “*ceteris paribus*”, aumente o salário-médio. Nessas condições o salário-médio, como resultado da presença do trabalho como fator quase-fixo, deverá também apresentar o mesmo comportamento anti-cíclico típico da participação do trabalho.

Note-se que foi ressaltada aqui a condição “*ceteris paribus*”. Isso se explica pela necessidade de isolar o efeito de variáveis que podem contribuir para tornar menos evidente o comportamento anti-cíclico do salário-médio. Assim, se um período de expansão se prolonga por muito tempo, os que são incorporados à força de trabalho da empresa poderão subir na sua hierarquia salarial, enquanto que empregados mais antigos poderão ser promovidos. O crescimento da produtividade dará margem para que ocorram os correspondentes aumentos de salários. Se isso ocorre de forma generalizada, haverá uma tendência de crescimento do salário-médio da empresa, que se somará à tendência de queda decorrente da incorporação de novos empregados nos níveis mais baixos da hierarquia salarial⁽⁸⁾.

Se o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho ocorrer também no caso do salário-médio, os dados de Lw/V e \bar{w} se apresentarão relacionados tal como no diagrama 1.5. e gerarão uma “elasticidade de substituição” menor que 1 quando a Equação (1.1.) for aplicada. Note-se, todavia, que o resultado seria gerado, neste caso, por uma correlação entre a participação do trabalho e o salário-médio decorrente de um fenômeno que pode ocorrer independentemente da validade do modelo neo-clássico ou não. Em outras palavras, o resultado obtido não pode ser necessariamente interpretado como resultado de um mecanismo onde a relação capital-trabalho responde a variações na taxa de salário ao longo de uma função de produção CES e no contexto de um esquema de maximização de lucros em concorrência perfeita. Conforme foi demonstrado acima, é possível interpretar o resultado de uma forma alternativa, com base na existência de custos quase-fixos de mão-de-obra⁽⁹⁾. Os aspectos em-

(8) Sobre uma forma de isolar os dois efeitos, veja, Macedo (1976), pgs. 263/4. Este assunto voltará a ser discutido na subseção 3.8.

(9) Nessas condições, um teste empírico do modelo neo-clássico deverá requerer evidência independente quanto aos valores da elasticidade de substituição. Por evidência independente, entende-se, por exemplo, aquela que resultaria da estimação direta dos parâmetros de uma função de produção CES, entre os quais se encontra a elasticidade de substituição.

píricos relacionados com o problema discutido nesta subsecção serão examinados na subsecção 3.8.

3. A PARTICIPAÇÃO DO TRABALHO NO CURTO PRAZO: ANÁLISE EMPÍRICA

3.1. INTRODUÇÃO

Conforme foi assinalado na seção anterior, a análise da participação do trabalho, no curto prazo, pode ser realizada no contexto de dois modelos: o neo-clássico e o de Kalecki. Esses modelos focalizam o problema da formação de preços de forma diversa, o que pode conduzir a várias hipóteses quanto à participação do trabalho, no curto prazo. Essas hipóteses, contudo, não chegam a ser necessariamente divergentes e portanto, não podem ser entendidas como capazes de corresponder ao teste empírico de um ou de outro modelo. Para esse teste, seria necessário um estudo específico de como os preços se formam no contexto da indústria brasileira de transformação, o que foge ao escopo deste trabalho.

Todavia, tanto no modelo neo-clássico como no modelo de Kalecki presume-se que a existência de custos quase-fixos de mão-de-obra atua no sentido de tornar anti-cíclico o comportamento da participação do trabalho. Também atua nesse sentido o efeito defasagem, tanto no modelo neo-clássico como numa das versões do modelo de Kalecki, isto é, aquela em que o grau de monopólio segue a mesma direção do ciclo. Nessas condições, a estratégia adotada para a análise empírica foi a de analisar o comportamento da participação do trabalho, no curto prazo. Tendo em vista que, de um modo geral, esse comportamento foi caracterizado como anti-cíclico, procurou-se investigar que papel teriam desempenhado, nesse comportamento, o efeito defasagem e a ocorrência de custos quase-fixos de mão-de-obra. Como será visto posteriormente, a forma pela qual se apresentam os dados a serem analisados fez com que fosse necessário investigar também o papel desempenhado por dois fatores adicionais: as variações dos preços de matérias-primas e o efeito da agregação.

A análise empírica a ser realizada ao longo desta seção é separada em oito subsecções. Na subsecção 3.2. são apresentados

dados mensais relativos ao período 1966-1975, que confirmam que a participação do trabalho tem caráter anti-cíclico. Na subseção 3.3. discute-se o problema da agregação dos dados e na subseção 3.4. o problema das variações dos preços de matérias-primas. A subseção 3.5. trata do efeito da ocorrência de custos quase-fixos de mão-de-obra, enquanto que a subseção 3.6. se ocupa da defasagem entre preços e salários. A subseção 3.7. discute os dados anuais disponíveis. Implicações econométricas, relacionadas com o problema da estimação da elasticidade de substituição entre fatores, são explorados na subseção 3.8.. A subseção 3.9. apresenta algumas considerações adicionais e resume as conclusões deste trabalho.

3.2. OS DADOS MENSAIS

Para a indústria de transformação, a Fundação I.B.G.E. coleta mensalmente informações sobre o pessoal ocupado, valor da produção e folha de salários, agregados ao nível de classificação de dois dígitos. Essas informações são obtidas com base em painéis de amostragem definidos anualmente. A dificuldade básica da utilização dos dados assim obtidos é saber se a alteração anual dos painéis de amostragem não prejudica a análise a ser realizada. Em outras palavras, é necessário saber até que ponto as variações encontradas entre anos refletem simplesmente uma alteração dos painéis de amostragem.

Até 1968 os painéis anuais eram bastante amplos, abrangendo o país como um todo. Assim, por exemplo, o painel de 1968 compreendia firmas que, em dezembro daquele ano, tinham um total de 2.218.278 empregados, enquanto que o Censo de 1970 registrou 2.634.630 empregados. A partir de 1969, e, principalmente, depois de 1970, os painéis se tornaram mais limitados. A finalidade do levantamento mensal era fornecer ao Governo informações de caráter conjuntural sobre a economia e a amplitude do painel dificultava a coleta de dados e retardava a apresentação dos resultados. Em conseqüência o painel de amostragem foi sensivelmente reduzido e limitado aos Estados de São Paulo, Guanabara, Minas Gerais, Pernambuco e Rio Grande do Sul⁽¹⁰⁾.

(10) Assim, em junho de 1975, no conjunto dos Estados, objetos do levantamento, o painel compreendia firmas totalizando 992.579 empregados.

Para permitir a obtenção de uma série tão compatível quanto possível, foi adotada a opção de analisar apenas os levantamentos relativos ao Estado de São Paulo, no período 1966-1975. É nesse Estado que se concentra a maior parte da indústria de transformação e com a adoção desse critério eliminou-se pelo menos o problema da diferente cobertura regional dos painéis de amostragem, restando, todavia, o problema da diferente cobertura em termos das firmas abrangidas com os painéis anuais.

Para verificar o comportamento da participação do trabalho (S) adotou-se, como medida desta relação, a razão entre a folha de salários (W) e o valor da produção (Y), isto é, $S = W/Y$. Como medida da participação do trabalho no valor adicionado, a utilização dessa razão é um procedimento obviamente criticável. Assim, por exemplo, a folha de salários inclui a remuneração de diretores e altos executivos e é discutível se essa remuneração é pagamento ao fator trabalho ou remuneração do capital investido⁽¹¹⁾. Note-se, todavia, que o que se pretende é uma forma de medir as variações intertemporais da participação do trabalho e não o seu valor absoluto. Isso elimina, pelo menos em parte, algumas das deficiências da medida, pois os fatores que dificultam a análise do valor absoluto da participação do trabalho estão presentes em todos os períodos envolvidos na análise ao longo do tempo e, embora afetando o nível da participação do trabalho, podem não afetar, necessariamente, a direção de suas variações, principalmente se se constituírem numa parcela pequena e/ou variarem na mesma direção da participação do trabalho.

Entende-se que a maior dificuldade do procedimento adotado para medir a participação do trabalho ocorre no denominador da fração que define essa participação. Isso resulta da utilização do valor da produção e não do valor adicionado, por falta de dados quanto a este último. Embora se possa admitir que, em termos físicos, há, no curto prazo, uma proporção fixa de matérias-primas no produto, o mesmo não se pode dizer do valor. Embora se trate de observações mensais, é possível que os preços das matérias-primas dificultem a análise da participação do trabalho pois o valor da produção pode variar em função de variações dos preços das matérias-primas e não necessariamente do valor adicionado.

(11) A conceituação adotada pela Fundação I.B.G.E. para as variáveis pessoal ocupado, folha de salários e valor da produção consta do apêndice.

Adotou-se aqui a premissa de que a razão entre a folha de salários e o valor da produção reflete razoavelmente as variações da participação do trabalho. Menção será feita se se julgar que o comportamento de outras variáveis, principalmente dos preços de matérias-primas, podem prejudicar a análise que será realizada. Como será visto posteriormente, o problema dos preços de matérias-primas adquire particular importância na análise dos dados relativos a 1973, ano da chamada “crise de matérias-primas”

Para permitir uma visão geral do comportamento da participação do trabalho no período, a medida dessa participação foi colocada inicialmente em dois gráficos, juntamente com o nível de emprego (pessoal ocupado) observado mensalmente. A colocação do nível de emprego servirá para se analisar o comportamento da participação do trabalho na presença de ciclos de emprego e produção. A separação dos dois gráficos foi feita onde ocorreu uma modificação maior no painel de amostragem, conforme verificado pela variação do número de empregados em janeiro, relativamente ao mês de dezembro do ano anterior. Constatou-se, assim, que a modificação mais importante ocorreu em 1970, do que resultaram dois gráficos: um relativo ao período janeiro-1966/junho-1970 (gráfico 2.1., a seguir) e outro relativo ao período janeiro-1970/dezembro-1975 (gráfico 2.3., a ser apresentado posteriormente)⁽¹²⁾. Ainda no primeiro gráfico, constatou-se uma modificação relativamente sensível no painel de amostragem, a partir de janeiro de 1969. Para dar uma idéia da magnitude das modificações dos painéis anuais, em ambos os gráficos não foi feita a ligação dos pontos de dezembro de cada ano com os de janeiro do ano seguinte.

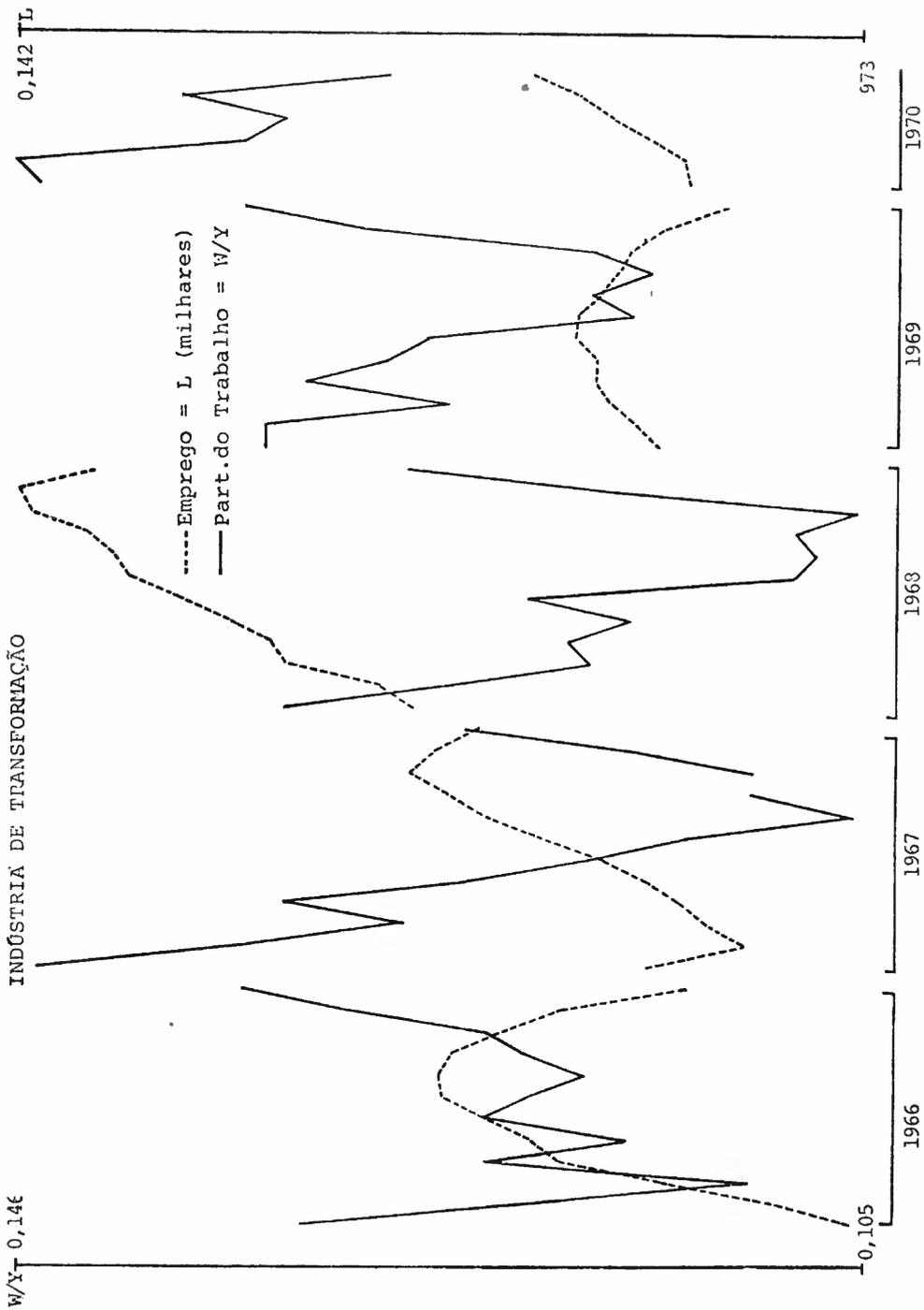
O primeiro gráfico revela que, no período que vai de janeiro de 1966 a junho de 1970, a indústria de transformação teve dois períodos de contração de atividade: no segundo semestre de 1966 (prolongando-se até fevereiro de 1967) e no segundo semestre de 1969. A participação do trabalho é caracteristicamente anti-cíclica nesses períodos de contração, atingindo pontos de pico em ambos os casos. Nos períodos de expansão o caráter anti-cíclico da participação do trabalho é menos nítido no gráfico 2.1. Assim, nos primeiros 7 meses de 1966, a participação do trabalho não chega a cair com a expansão de emprego. Todavia, o período de crescimento do emprego iniciado em 1967 mostra, no

(12) No primeiro semestre de 1970 há a superposição de dois painéis de amostragem, razão pela qual esse semestre aparece nos dois gráficos.

G R Á F I C O - 2.1

Estado de São Paulo

INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO



geral, uma tendência de queda. As variações estacionais, com picos nos meses de dezembro a janeiro (provavelmente ligadas ao pagamento do 13.º salário, gratificações de fim de ano e consistentes também com a variação sazonal do emprego), não chegam a comprometer a tendência declinante do período, revelada pela posição dos picos, que acompanham, na direção contrária, a expansão do emprego no período. Em 1969 e 1970, o comportamento da participação do trabalho é consistente com a hipótese anti-cíclica, tanto nos períodos de crescimento como de contração do emprego.

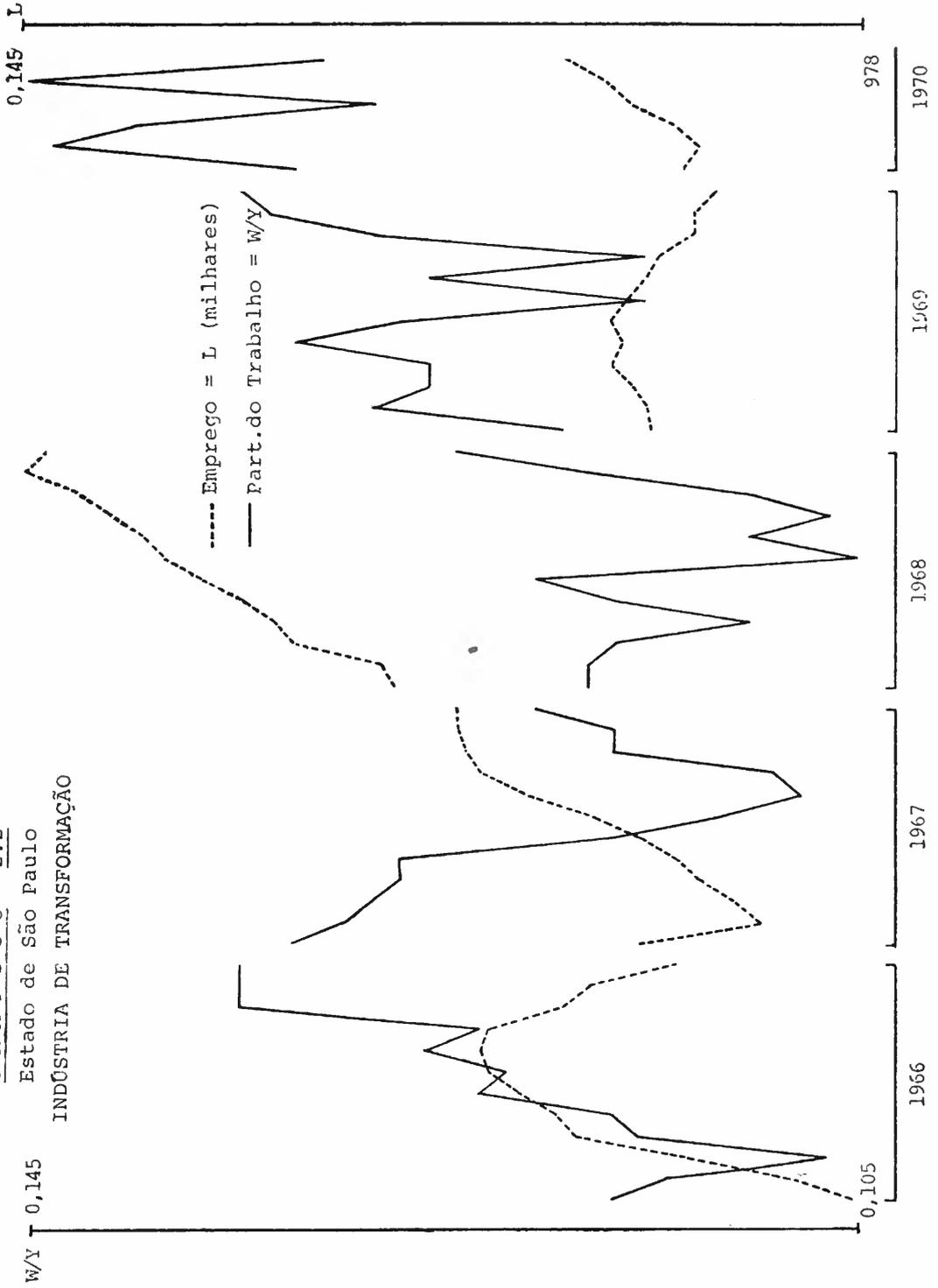
De qualquer forma, é evidente que as variações estacionais prejudicam a análise das duas séries. Para o período coberto pelo gráfico 2.1. não foi possível eliminar as variações estacionais com a construção de índices específicos do período, dado que as mudanças sofridas pelos painéis de amostragem, o reduzido número de anos do período e a ocorrência de ciclos fatalmente conduziram a coeficientes médios de variação estacional muito instáveis.

Como será visto posteriormente, o período que vai de janeiro de 1971 a julho de 1974 não sofre a influência desses problemas, excetuando-se pequenas modificações nos painéis de amostragem. Por isso, resolveu-se obter índices de variação estacional com base nas séries desse período, os quais, aplicados aos dados do gráfico 2.1., deram origem ao gráfico 2.2.⁽¹³⁾ Este representa, portanto, as séries do gráfico 2.1. com eliminação da variação estacional. As dúvidas que o procedimento envolve são: (a) se o período 1966-1970 não seria caracterizado por padrões de variação estacional diversos e (b) se as diferenças entre os painéis de amostragem não conduziram a erros no cálculo e na aplicação dos índices de variação estacional.

De qualquer forma, o gráfico 2.2. confirma que, nos períodos de contração do emprego, a participação do trabalho sempre aumenta. Embora a participação do trabalho acompanhe o crescimento do emprego nos primeiros sete meses de 1966, a tendência de queda da participação do trabalho a partir de 1967 fica agora mais clara. Em 1969 e 1970 a correção da variação estacional deixou menos claro o padrão anterior, favorável à hipótese anti-cíclica, exceto no que se refere ao crescimento da participação do trabalho no caso de recessão. Se não houvessem

(13) Os índices foram obtidos pelo método de razão sobre a média-móvel.

G R Á F I C O - 2.2
 Estado de São Paulo
 INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO



dúvidas quanto aos procedimentos adotados para a correção da variação estacional e houvesse interesse em analisar períodos isolados das séries apresentadas, caberia investigar as razões que conduziram ao comportamento contrário à hipótese anti-cíclica, dos primeiros sete meses de 1966 e dos primeiros seis meses de 1969. Além disso, estaria a merecer atenção uma sensível oscilação da participação do trabalho em meados de 1967, e que aparece tanto no gráfico 2.1. como no gráfico 2.2..

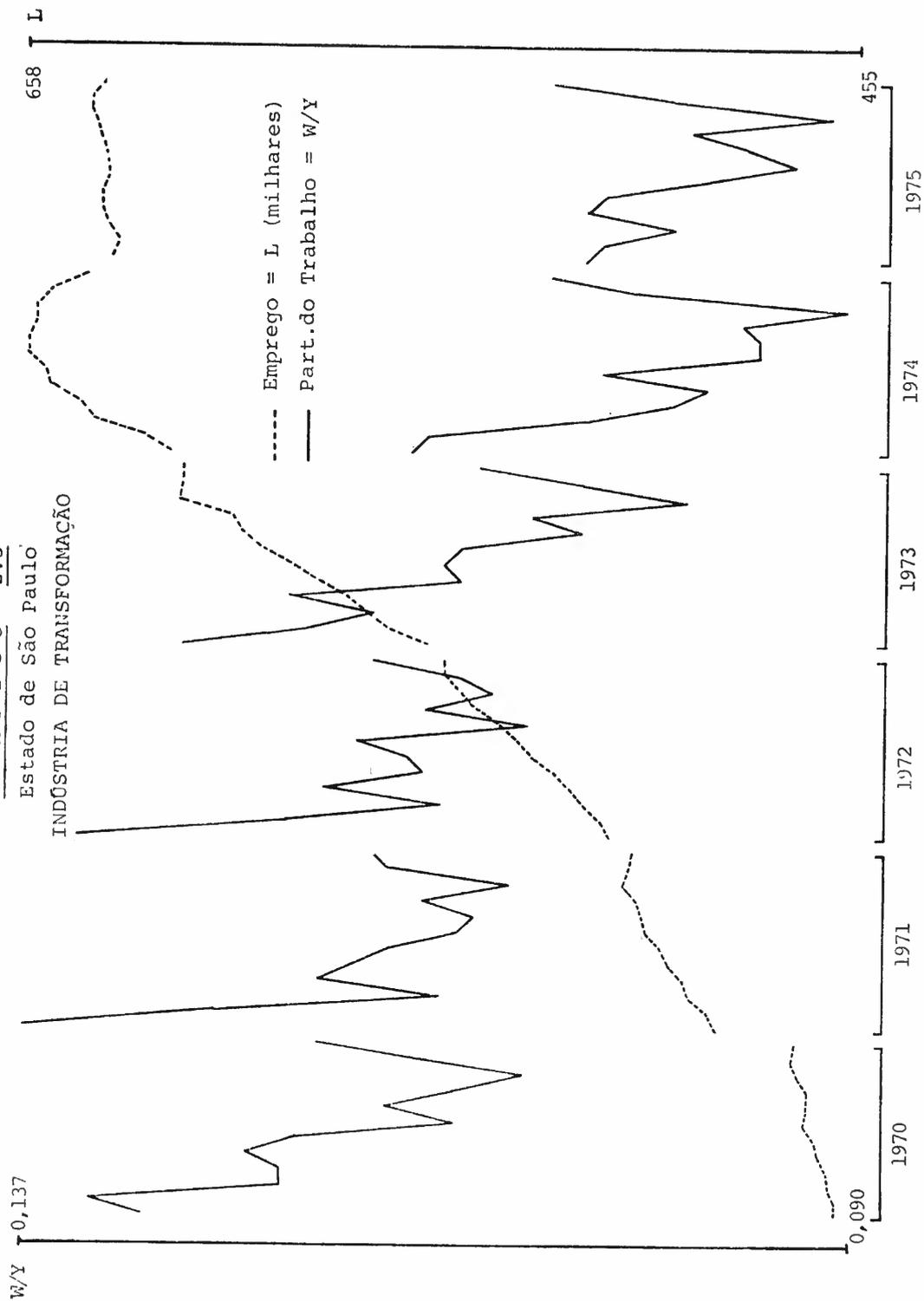
O gráfico 2.3., relativo ao período 1970/75, corresponde a uma permanente expansão do emprego desde o início de 1970 até meados de 1974. A partir de então há uma queda do nível de emprego seguida por uma leve recuperação em 1975. O comportamento da série de participação do trabalho mostra, consistentemente com a hipótese anti-cíclica, que é declinante e se estabiliza quando o emprego se estabiliza. Contudo, a presença de variações estacionais não permite identificar um aumento de participação em consequência da queda do emprego ao final de 1974.

No período limitado por janeiro de 1971 e julho de 1974, as variações dos painéis anuais de amostragem foram reduzidas, conforme se deduz do comportamento da série de emprego nas passagens dezembro-janeiro. Essa maior homogeneidade das séries de emprego e de participação do trabalho, ao lado da não ocorrência de ciclos anuais nesse período, permitiu o cálculo de índices mais confiáveis para a correção da variação estacional em todo o período 1966-1975. No que se refere ao período 1970-1975, os dados corrigidos são apresentados no gráfico 2.4., onde o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho fica mais evidente. No final de 1974, ocorre uma queda de emprego que não chega a ser acompanhado de um aumento da participação do trabalho, embora esta não continue a cair.

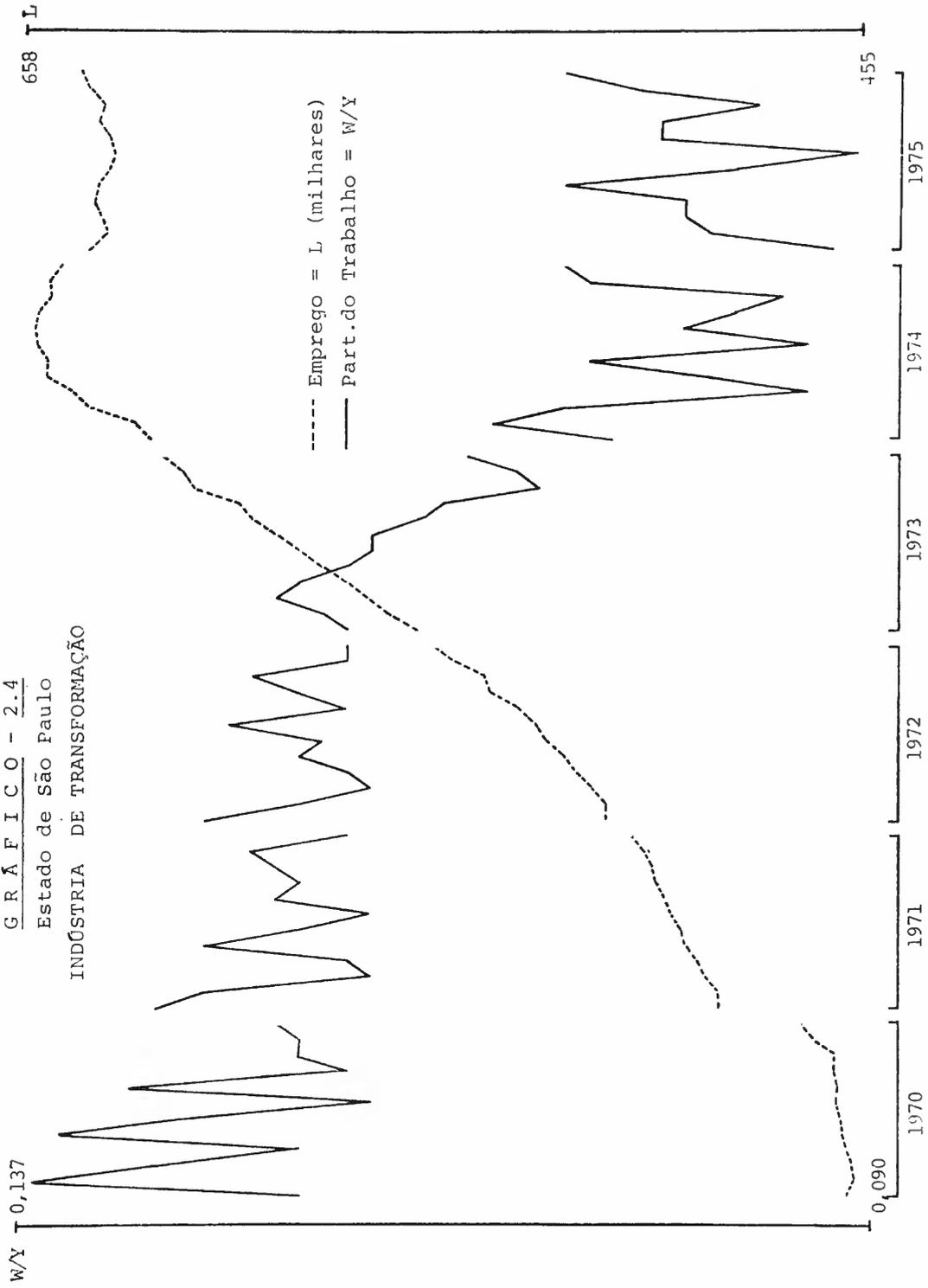
O gráfico 2.4. deixa claro que a participação do trabalho sofreu uma queda mais acentuada em 1973. O ano de 1973 foi caracterizado por dois fenômenos que de perto afetam o problema sob análise. Em primeiro lugar, houve uma reversão da tendência declinante da taxa de inflação⁽¹⁴⁾. Trata-se de uma cir-

(14) O índice geral de preços (coluna 2 dos índices nacionais da **Conjuntura Econômica**) mostra as seguintes taxas de variação, calculadas com base nos índices médios anuais: 17% (1972), 15,1% (1973), 28,6% (1974) e 27,7% (1975).

G R Á F I C O - 2.3
 Estado de São Paulo
 INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO



G R A F I C O - 2.4
 Estado de São Paulo
 INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO



cunstância propícia à ocorrência do efeito defasagem, pois é possível que muitos contratos de trabalho tenham sido firmados com base numa expectativa de que a taxa de inflação continuaria a declinar. Em segundo lugar, a fórmula matemática adotada pela política salarial em vigor na época, para o cálculo das taxas dos reajustes salariais coletivos na área regida pela C.L.T., era tal que só muito lentamente incorporava mudanças na taxa de inflação. Com isso, as taxas desses reajustes coletivos passaram a ficar bem menores que as taxas de inflação o que, no curto prazo, pode ter conduzido a uma defasagem entre preços e salários. Em terceiro lugar, 1973 foi o ano da chamada "crise de matérias-primas", quando o crescimento econômico foi tal que atingiu, em alguns setores, os limites físicos da expansão acelerada da capacidade produtiva, paralelamente ao aumento de preços de matérias-primas no mercado internacional, principalmente no caso do petróleo. Essas questões serão discutidas nas subseções 3.4. e 3.6, respectivamente.

No seu conjunto, os dados analisados permitem concluir que, num período de dez anos, apenas alguns poucos períodos isolados, que não chegam a totalizar dois anos, mostram, para a participação do trabalho, um comportamento fora dos padrões anti-cíclicos. Assim mesmo, há alguma margem de dúvida quanto a essas exceções, derivada de eventuais mecanismos de correção das variações estacionais no período 1966-1970. Não tendo sido encontrada, de imediato, uma explicação para os casos de comportamento atípico e não havendo maior interesse em estudar partes específicas do período 1966-1975, para fins de análise decidiu-se tomar como base a constatação de que, no período como um todo, o comportamento da participação do trabalho é predominantemente anti-cíclico. Cabe, assim, verificar quais são os fatores responsáveis por esse fenômeno.

3.3. O PROBLEMA DA AGREGAÇÃO

A primeira indagação que cabe fazer é verificar se o fenômeno encontrado não resulta apenas da agregação dos dados. Em outras palavras, poderia acontecer que o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho, encontrado para a indústria como um todo, fosse resultado simplesmente de um aumento, num período de expansão, da importância relativa de ramos industriais onde a participação do trabalho é menor e, no caso de

contração da atividade econômica, de um aumento de peso de ramos industriais onde essa participação é maior⁽¹⁵⁾

A fim de estudar a contribuição, para o resultado obtido para o total da indústria, de variações da importância relativa de cada ramo e dos valores da respectiva participação do trabalho, torna-se necessário formalizar o problema. A participação do trabalho no total é, por definição, a soma das folhas de salários em cada indústria i , dividida pelo valor da produção do setor como um todo, isto é:

$$W/Y \equiv \sum_i W_i/y \quad i = 1, \dots, n \quad (2.1)$$

onde W é a folha de salários total, Y é o valor total da produção e o subscrito i refere-se ao valor da variável em cada um das n indústrias do setor manufatureiro.

Pode-se reescrever (2.1) da seguinte forma, multiplicando-se e dividindo-se por Y_i o seu lado direito, isto é,

$$W/Y \equiv \sum_i (Y_i/Y) (W_i/Y_i) \quad (2.2)$$

Fica evidente, portanto, que a participação do trabalho no total é uma média ponderada das participações do trabalho em cada indústria, com pesos dados pela contribuição de cada indústria para o valor total da produção. Para continuar, a expressão (2.2.) terá sua notação simplificada, fazendo-se $S = W/Y$, $S_i = W_i/Y_i$ e $c_i = Y_i/Y$ isto é,

$$S \equiv \sum_i c_i S_i \quad (2.3)$$

(15) Dentro de cada ramo industrial (indústria metalúrgica, mecânica, etc.), também podem ocorrer problemas de agregação. Todavia, nas séries mensais não é possível estudar o que acontece dentro de cada ramo pois este é o menor nível de agregação disponível. Para simplificar, os ramos industriais serão a seguir chamados de indústrias.

É fácil demonstrar que, entre dois períodos, 0 e 1, a variação discreta, designada por Δ , de (2.3), pode ser decomposta da seguinte forma:

$$\Delta S \equiv \sum_i (c_{i0} \Delta S_i + S_{i0} \Delta c_i + \Delta S_i \Delta c_i) \quad (2.4)$$

onde o subscrito 0 refere-se à época base.

Os dois primeiros termos do lado direito de (2.4) mostram a contribuição, para a variação total, das variações das participações S_i e dos pesos c_i , respectivamente. O terceiro termo do produto representa a interação dessas variações e, dado que se trata de variações de números menores que a unidade a sua contribuição é, em geral, desprezível.

Para verificar separadamente a contribuição da variação das participações e dos pesos, a decomposição envolvida na fórmula (2.4) foi aplicada às 15 indústrias abrangidas pelos levantamentos mensais, estudando-se isoladamente dois períodos. O primeiro compreende as variações ocorridas entre o primeiro semestre de 1966 e o semestre compreendido pelos meses outubro-1966 a março-1967. Nesse período constatou-se um aumento da participação do trabalho no total da indústria e os resultados da decomposição são apresentados na Tabela 2.1., na página seguinte. Somando-se verticalmente as suas duas últimas colunas obtém-se, respectivamente,

$$\sum_i S_{i0} \Delta c_i = -0,00225$$

$$\sum_i c_{i0} \Delta S_i = 0,01779$$

Isto mostra que a variação da participação do trabalho nas várias indústrias foi a principal responsável pelo aumento da participação no total do setor. Por outro lado, a variação dos pesos foi no sentido de reduzir a participação do trabalho. A mesma tabela mostra que houve aumento da participação do trabalho em todas as indústrias, com exceção de três: papel e papelão, alimentos e fumo. Exceto pela segunda, trata-se de indústria com pequeno peso no total, o que explica o fato de não influenciarem sensivelmente o resultado obtido para o total do setor, quanto ao aumento da participação do trabalho. A queda da participação na indústria de alimentos não chega a influir pois foi de pequena magnitude.

TABELA 2.1.

SÃO PAULO — INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO
 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÇÃO TOTAL DA PARTICIPAÇÃO DO TRABALHO NO VALOR DA
 PRODUÇÃO ENTRE 1966 E 1967

INDÚSTRIA	S, c e VARIAÇÕES							
	S ₆₆ (*)	S ₆₇ (**)	ΔS	c ₆₆	c ₆₇	Δc	S ₆₆ Δc	c ₆₆ Δc
Metalúrgica	0,155	0,160	0,005	0,0396	0,0438	0,0042	0,00003	0,000
Mecânica	0,169	0,178	0,009	0,1116	0,1066	-0,0050	-0,00085	0,00100
Material Elétrico	0,193	0,222	0,029	0,0448	0,0471	0,0023	0,00044	0,00130
Mat. de Transporte	0,112	0,145	0,033	0,0881	0,0869	-0,0012	-0,00013	0,00291
Papel e Papelão	0,134	0,167	0,033	0,1569	0,1365	-0,0204	0,00273	0,00518
Borracha	0,110	0,100	-0,010	0,0276	0,0400	0,0124	0,00136	-0,00028
Química	0,092	0,093	0,001	0,0351	0,0371	0,0020	0,00018	0,00004
Perfumaria, Sabões	0,064	0,082	0,018	0,1328	0,1211	-0,0117	0,00075	0,00239
Plásticos	0,073	0,077	0,004	0,0129	0,0162	0,0033	0,00024	0,00005
Têxtil	0,121	0,150	0,029	0,0174	0,0157	-0,0017	-0,00021	0,00050
Vestuário, Calçados	0,113	0,145	0,032	0,1355	0,1113	-0,0242	-0,00273	0,00434
Alimentos	0,137	0,145	0,008	0,0269	0,0307	0,0038	0,00052	0,00022
Bebidas	0,063	0,059	-0,004	0,1456	0,1805	0,0349	0,00220	-0,00058
Fumo	0,104	0,134	0,030	0,0197	0,0200	0,0003	0,00003	0,00059
Total	0,100	0,086	-0,014	0,0052	0,0067	0,0015	0,00015	-0,00007
	0,117	0,130	0,013					

Fonte dos Dados Brutos: Levantamentos Mensais do I. B. G. E. sobre a Indústria de Transformação.

(*) S₆₆ = Participação do Trabalho no primeiro semestre de 1966, corrigida a variação estacional.

(**) S₆₇ = Participação do Trabalho no período outubro-1966 a março-1967, corrigida a variação estacional.

O segundo período escolhido para aplicação da fórmula (2.4) foi o compreendido entre 1970 e 1974. Entre esses dois anos constatou-se uma queda da participação do trabalho e os resultados são apresentados na Tabela 2.2., em seguida. Da mesma forma, somando-se verticalmente as duas últimas colunas obtém-se, respectivamente,

$$\sum_i S_{i0} \Delta c_i = -0.00503$$

$$\sum_i c_{i0} \Delta S_i = -0.01658$$

o que mostra novamente que a variação da participação do trabalho nas várias indústrias foi a principal responsável pela queda da participação no total do setor. Também aqui a variação dos pesos foi no sentido de reduzir a participação do trabalho. A mesma tabela mostra que houve queda da participação do trabalho em todas as indústrias, com exceção de quatro: não-metálicos, material de transporte, borracha e vestuário-calçados. Exceção pela segunda, trata-se de indústrias de pequeno peso no total, o que explica o fato de não influenciarem sensivelmente o resultado para o conjunto do setor, quanto à queda da participação do trabalho. O aumento da participação do trabalho na indústria de material de transporte também não chega a influir pois foi de pequena magnitude.

No conjunto, portanto, o experimento apresentado nas Tabelas 2.1. e 2.2. revela que não se pode atribuir a um problema de agregação o resultado observado para o total do setor, muito embora essa agregação esconda o comportamento diverso de umas poucas indústrias. A análise desse comportamento diverso não será objeto deste estudo.

3 4 O PROBLEMA DOS PREÇOS DAS MATÉRIAS-PRIMAS

Na seção 3.2. foi dito que a adoção do valor da produção em lugar do valor adicionado gerava o problema de se saber até que ponto as variações observadas em W_i/Y_i não estariam refletindo simplesmente o aumento do custo das matérias-primas e produtos intermediários, envolvidos em Y_i . Se se dispusesse de informações, ainda que agregadas, (a) quanto à natureza das matérias-primas e produtos intermediários utilizados em cada indús-

TABELA 2.2.

SÃO PAULO — INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO
 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO TOTAL DA PARTICIPAÇÃO DO TRABALHO NO VALOR DA
 PRODUÇÃO ENTRE 1970 E 1974

INDÚSTRIA	S, c e VARIAÇÕES							
	S ₇₀	S ₇₄	ΔS	c ₇₀	c ₇₄	Δc	S ₇₀ Δc	c ₇₀ ΔS
o-Metálicos	0,147	0,151	0,0042	0,0384	0,0273	0,0111	0,00163	0,00016
Metalmúrgica	0,151	0,114	-0,0369	0,0886	0,0907	0,0021	0,00032	-0,000327
Mecânica	0,166	0,155	-0,0108	0,0629	0,0731	0,0102	0,00169	-0,00068
Material Elétrico	0,140	0,136	-0,0040	0,0913	0,0760	-0,0153	-0,00214	-0,00037
Mat. de Transporte	0,140	0,145	0,0050	0,2101	0,1695	-0,0406	-0,00568	0,00568
Papel e Papelão	0,128	0,092	-0,0360	0,0369	0,0364	-0,0005	-0,00006	-0,00133
Borracha	0,077	0,088	0,0110	0,0434	0,0262	-0,0172	-0,00132	0,00048
Química	0,095	0,042	-0,0530	0,1202	0,1909	0,0707	0,00672	-0,00637
Perfumaria, Sabões	0,059	0,064	0,0050	0,0279	0,0202	-0,0077	-0,00045	0,00014
Plásticos	0,132	0,114	-0,0180	0,0176	0,0156	-0,0020	-0,00026	-0,00032
Têxtil	0,130	0,107	-0,0230	0,0855	0,0598	-0,0257	-0,00334	-0,00197
Vestuário, Calçados	0,124	0,127	0,0030	0,0229	0,0167	-0,0062	-0,00077	0,00007
Alimentos	0,056	0,026	-0,3000	0,1275	0,1812	0,0537	0,00301	-0,00383
Bebidas	0,156	0,145	-0,0110	0,0156	0,0101	-0,0055	-0,00086	-0,00017
Fumo	0,052	0,037	-0,0150	0,0112	0,0062	-0,0050	-0,00026	-0,00017
Total	0,119	0,101	-0,0180					

Fonte dos Dados Brutos: Levantamentos Mensais do I. B. G. E. sobre a Indústria de Transformação.

tria, isto é, uma matriz de insumo-produto e (b) quanto aos preços correspondentes e sua variação ao longo do tempo, então seria possível verificar quais foram os setores mais afetados pelas variações dos preços das matérias-primas e produtos intermediários. Essas informações existem no que se refere ao item (a)⁽¹⁶⁾ Quanto ao item (b), embora existam índices de preços para algumas indústrias do setor, conforme publicados pela **Conjuntura Econômica**, o critério de agregação nem sempre é o mesmo das matrizes de insumo-produto disponíveis. Ademais, nem os índices de preços nem as matrizes seguem os mesmos critérios adotados no levantamento dos dados utilizados na seção precedente. Além disso, há sérias limitações de qualidade dos índices de preços disponíveis pois é fato conhecido que esses índices, principalmente em 1973, subestimam o crescimento de preços realmente ocorrido. Nota-se, pelo gráfico 2.4., que 1973 foi o ano em que a participação do trabalho sofreu sua queda mais sensível e isso pode ter sido causado, pelo menos em parte, pelas elevações dos preços de matérias-primas ocorridas naquele ano.

Todas essas dificuldades fizeram com que fosse deixado à margem deste estudo o projeto de investigação detalhada do efeito das variações dos preços das matérias-primas. Entretanto, a grosso modo pode-se fazer uma comparação das variações dos preços de diversos grupos de matérias-primas e associá-la com o comportamento da participação do trabalho no período 1970-1974. Comparando-se as duas primeiras colunas da Tabela 2.2., apresentada anteriormente, verifica-se, de um lado, que a queda da participação do trabalho foi maior nas indústrias químicas e de alimentos, onde a participação do trabalho caiu praticamente à metade, entre 1970 e 1974. A Tabela 2.3., apresentada a seguir, mostra, por outro lado, uma comparação entre variações de preços de vários grupos de matérias-primas, tomando-se um índice de matérias-primas em geral ao lado de um índice de matérias-primas mais ligadas ao setor químico (combustíveis e lubrificantes) e de outros mais ligados ao setor de alimentos (oleaginosas, animais e derivados).

Fica evidente que as matérias-primas em geral crescem muito menos que os demais índices abrangidos pela tabela. Assim, pode-se concluir que as variações dos preços de matérias-primas contribuíram para a queda da participação do trabalho pelo me-

(16) Veja, por exemplo, Leão, Silva, Giestas e Nóbrega (1973) e Fundação I.B.G.E. (1976).

nos em alguns ramos da indústria, podendo-se identificar, entre estes, os casos da indústria química e da indústria de alimentos.

TABELA 2.3.

BRASIL: VARIAÇÕES DE PREÇOS DE MATÉRIAS-PRIMAS — ÍNDICES SELECIONADOS 1966 — 1970

ÍNDICES	Variação entre 1970 e 1974 (em %)
Matérias-Primas em Geral	106,98
Combustíveis e Lubrificantes	147,50
Matérias-Primas Agrícolas: Oleaginosas	142,98
Animais e Derivados	141,72

Fonte: Índice 13, 20, 46 e 48, respectivamente, da **Conjuntura Econômica**.

3.5. O TRABALHO COMO FATOR QUASE-FIXO (OU MERCADO DE TRABALHO INTERNO)

É sobre este elemento que se dispõe de uma evidência mais clara de que ele opera e de que é uma das razões que conduzem ao comportamento anti-cíclico da participação do trabalho. A evidência empírica apresentada a seguir serve apenas para completar aquela já apresentada em outros trabalhos do autor⁽¹⁷⁾ Para tornar a discussão mais geral, o conceito de mercado de trabalho interno será frequentemente utilizado em lugar do trabalho como fator quase-fixo. A nível teórico, conforme foi visto na seção anterior, é possível fazer uma distinção entre esses dois conceitos. O mesmo não acontece do ponto de vista empírico, isto é, não se consegue determinar rigorosamente até que ponto os dados são melhor analisados por um ou outro modelo.

A evidência adicional aqui apresentada refere-se à indústria de transformação, no município de São Paulo. Com base numa

(17) Macedo (1974), cap. 4 ou (1976).

amostra obtida dos formulários da “Lei dos 2/3” e processada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), foi calculada a seguinte proporção, para as várias indústrias componentes do setor:

$$R = \frac{\text{empregados com menos de um ano de serviço}}{\text{total de empregados}}$$

R pode ser entendido como um índice de rotatividade, uma vez que os novos empregados admitidos o foram para aumento do número de empregados e/ou substituição daqueles demitidos, voluntariamente ou não. Assim, se se conhecesse o número de admitidos para expansão, o saldo seria um índice líquido de rotatividade, podendo-se dizer então que o índice calculado superestima a rotatividade. Além de R foram também calculados os índices R_1 e R_2 . O primeiro corresponde ao valor de R para o caso em que tanto o numerador como o denominador da fórmula acima se refere aos empregados com remuneração até dois salários-mínimos. R_2 se refere aos empregados com remuneração acima de dois salários-mínimos. Nessas condições, é fácil verificar que R é uma média ponderada de R_1 e R_2 , com pesos dados pelas proporções do total de empregados com remuneração até dois salários-mínimos e acima de dois salários-mínimos, respectivamente. Os resultados dos cálculos de R, R_1 e R_2 são apresentados na Tabela 2.4., juntamente com dados de salário-médio de cada indústria incluída na tabela, obtidos da mesma fonte. A inclusão do salário-médio é feita para posterior utilização.

Os dados da Tabela 2.4. permitem obter duas conclusões importantes. A primeira é que a rotatividade é maior para os que ganham menos. Em se tratando de dados obtidos especialmente para essa comparação, dentro de um experimento sobre o qual se teve maior controle, as condições são mais favoráveis para a aplicação de um teste estatístico. Isso foi feito testando-se $R_1 = R_2$ contra $R_1 > R_2$ sendo os valores amostrais de R_1 e R_2 obtidos pela média dos valores de R_1 e R_2 nas várias indústrias, obtém-se um “t” (de Student) = 11,494, com 17 graus de liberdade, que impede a aceitação da hipótese de igualdade, ao nível de 1%⁽¹⁸⁾.

(18) Admitiu-se, no teste, que as variâncias dos dois grupos são diferentes. Nestas condições, o teste é aproximado.

TABELA 2.4.

MUNICÍPIO DE SÃO PAULO — INDÚSTRIA DE
TRANSFORMAÇÃOVALORES DE R E DO SALÁRIO-MÉDIO
POR INDÚSTRIA — 1974

INDÚSTRIA	VALORES DE R			Salário- Médio (Cr\$/ Hora)
	Geral (R)	Até 2 Sa- lários Mí- nimos (R ₁)	Acima de 2 Salários Mínimos (R ₂)	
Alimentação	0,25	0,31	0,19	3,64
Bebidas	0,13	0,41	0,08	5,49
Fumo	0,15	0,20	0,15	5,74
Têxtil	0,25	0,33	0,18	2,88
Vestuário e Calçados	0,29	0,31	0,22	2,16
Madeira	0,32	0,41	0,22	2,92
Mobiliário	0,29	0,38	0,23	3,36
Papel e Papelão	0,23	0,31	0,17	3,63
Editorial e Gráfica	0,26	0,34	0,21	4,17
Couros e Peles	0,29	0,35	0,19	2,50
Borracha	0,23	0,31	0,17	3,32
Química e Farma- cêutica	0,24	0,33	0,19	5,95
Ref. Petróleo	0,17	0,27	0,13	5,81
Plásticos	0,34	0,41	0,23	2,87
Minerais Não-Me- tálicos	0,25	0,36	0,18	3,66
Metalúrgica	0,26	0,39	0,19	4,12
Mecânica e Mat. Elétrico	0,29	0,38	0,21	3,93
Mat. de Transporte	0,27	0,35	0,23	4,12

Fonte dos Dados Brutos: Formulários da "Lei dos 2/3" —
Amostra FIPE.

A segunda conclusão é que a hipótese de existência de mercado de trabalho interno encontra suporte mesmo na comparação entre as várias indústrias componentes do setor, conclusão esta obtida conforme se segue. Admitiu-se que o salário-médio é um indicador da existência dos custos quase-fixos associados ao mercado de trabalho interno, isto é, os maiores custos de uma estrutura salarial hierarquizada, com vantagens associadas ao treinamento e à experiência na função, são proporcionais aos salários que seriam observados na ausência desses custos. Assim, pode-se esperar, entre indústrias, uma correlação inversa entre salário-médio e o índice R , utilizado aqui como uma medida aproximada da rotatividade. De fato, com base na primeira e última coluna da Tabela 2.4., constata-se que, na amostra, o coeficiente de correlação entre R e o salário-médio é igual a $-0,764$. Chamando de ρ o coeficiente de correlação da população, o teste de $\rho = 0$ contra $\rho < 0$ indica que a hipótese de correlação nula não pode ser aceita, ao nível de 1%, obtendo-se um $t = -4,729$ com 16 graus de liberdade⁽¹⁹⁾

A evidência empírica apresentada nesta seção poderia ser criticada em seus detalhes. Somada às outras já citadas anteriormente, acredita-se que o conjunto resultante constitui uma indicação substancial de que as relações de emprego na indústria de transformação são tais que conduzem à existência de mercado de trabalho interno. Assim, pode-se concluir que esse fenômeno é um dos que levam ao comportamento anti-cíclico da participação do trabalho.

3.6. A Defasagem entre Preços e Salários

Em princípio, deveria ser um problema relativamente simples o de verificar o efeito da defasagem entre os preços e salários sobre o comportamento da participação do trabalho no valor da produção. Se fosse disponível uma série temporal de salários e de índices de preços para a indústria de transformação, poder-se-ia medir o efeito defasagem pela razão entre essas duas variáveis, isto é, pelo salário real. Em seguida, as variações desse

(19) É interessante observar que, juntando-se à indústria de transformação os dados das indústrias extrativa-mineral, de construção civil e de energia elétrica, o contraste entre salário-médio e R tornou-se mais acentuado, sendo o coeficiente de correlação igual a $-0,772$ e o $t = -5,721$, com 19 graus de liberdade. Em outras palavras, entre essas indústrias é mais nítida a correlação inversa entre salário-médio e rotatividade.

salário poderiam ser associadas com o comportamento da participação do trabalho. Problemas conceituais e empíricos colocam, todavia, algumas objeções quanto à capacidade de a razão salários/preços medir, ao longo do tempo, o efeito defasagem.

No que se refere ao numerador dessa razão, o principal problema é que os dados disponíveis sobre salários na indústria de transformação permitem apenas o cálculo do salário-médio por empregado e essa medida está longe de ser adequada para os fins que se pretende. Em primeiro lugar, ela é afetada pelo próprio mecanismo de funcionamento do mercado de trabalho interno que, como foi visto na seção precedente, encontra suporte empírico como explicativa das variações observadas na participação do trabalho. Na subseção 1.4., argumentou-se que esse mecanismo pode conduzir a um comportamento anti-cíclico do salário-médio, na medida em que as reduções e expansões de emprego, concentradas nos níveis inferiores da escala de salários, deverão ter, respectivamente, um impacto positivo e negativo sobre a remuneração média dos trabalhadores empregados.

Em segundo lugar, o salário-médio por empregado pode variar em função do número de horas trabalhadas por empregado, variável esta que é de comportamento cíclico, caindo nas contrações de emprego e aumentando nos períodos de expansão.

Um terceiro problema é que o efeito defasagem pode ser seletivo, afetando apenas uma parcela dos empregados da empresa e não se refletindo, necessariamente, no valor do salário-médio de todos os seus empregados. Bacha (1975) e Wells (1975), sugeriram que depois de 1964 a defasagem afetou os salários nos níveis inferiores das escalas salariais mas não o daqueles assalariados com posições de elevado nível hierárquico, uma vez que o primeiro grupo teria sido mais prejudicado com a desativação dos sindicatos, dado que seu poder de barganha dependeria muito mais da ação destes que no caso do segundo grupo. Este teria, pelas altas posições ocupadas, não só um poder de barganha maior em termos individuais como, às vezes, uma capacidade de decisão quanto aos próprios salários. Nessas condições, o salário-médio, ao abranger os dois grupos, torna-se inadequado para revelar o efeito defasagem quando o impacto deste é seletivo.

Se não bastassem esses problemas, há também aqueles afetando os índices de preços que seriam utilizados no cálculo da razão salários/preços e que já foram objeto de comentário na

subseção 2.4.. Veja-se o caso de 1973, ano em que a credibilidade dos índices de preços é reconhecidamente menor. Conforme já foi assinalado, nesse ano verificaram-se condições propícias à ocorrência do efeito defasagem. A taxa de inflação, que vinha declinando até então, passou a crescer. Com essa mudança de direção, é possível que os salários reais tenham caído pois, de um lado, muitos contratos de trabalho devem ter sido firmados sem se prever que a taxa de inflação mudaria de direção e, de outro, a fórmula matemática que a política salarial adotava, para cálculo dos reajustes coletivos, só muito lentamente incorporava o efeito de mudanças sensíveis na taxa de inflação.

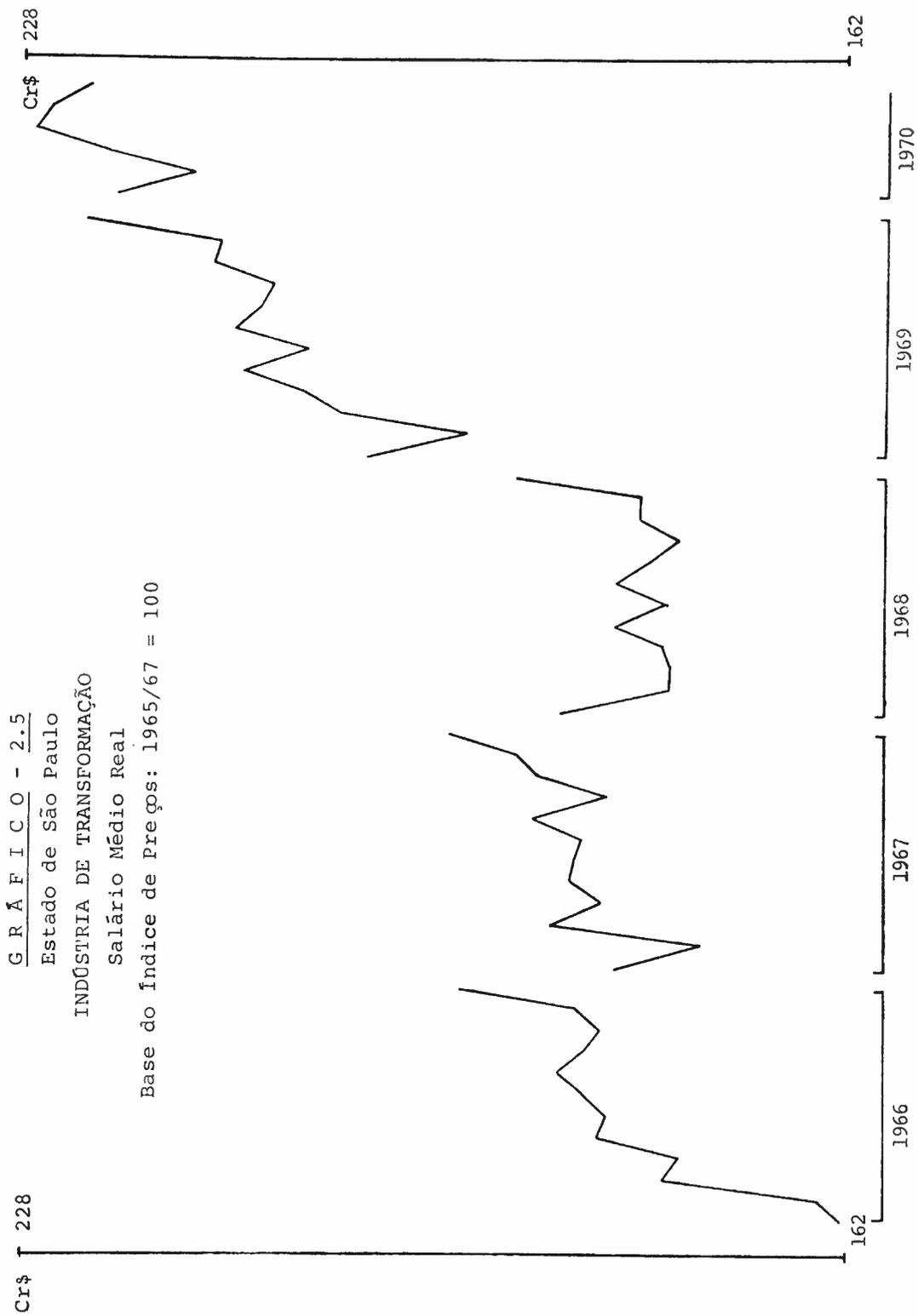
Em prosseguimento, serão analisados os dados de salário-médio real no período 1966-1970, sem maiores preocupações quanto aos problemas apontados. Posteriormente, menção será feita quanto a algumas conclusões que devem ser qualificadas em razão desses problemas.

Além disso, na discussão que se segue não se questionará inicialmente se o efeito defasagem decorre da rigidez típica dos contratos de trabalho ou se pode ser atribuído à operação da política salarial do Governo. Mais adiante, esta última será objeto de algumas observações específicas.

O gráfico 2.5. mostra, para o período janeiro-1966/junho-1970, o comportamento dos dados mensais de salário-médio real, tomando-se como deflator o índice de preços industriais no atacado⁽²⁰⁾. Verifica-se que os salários crescem em 1966, estabilizam-se em 1967 e caem em 1968, recuperando-se a partir de 1969. Confrontando esse comportamento com o da participação do trabalho no mesmo período (veja gráfico 2.2.), três conclusões básicas podem ser obtidas.

Em primeiro lugar, não se pode apontar o efeito defasagem como responsável pelo aumento da participação do trabalho no final de 1966 e princípio de 1967, já que os salários se estabilizam no período. Em segundo lugar, os menores níveis da participação do trabalho em 1968 podem ser explicados pela queda dos salários nesse ano. Em terceiro lugar, os maiores valores da participação do trabalho durante a recessão do final de 1969 e prin-

(20) Índice n.º 18, da **Conjuntura Econômica**. No restante desta seção, os dados de salário-médio real serão designados simplesmente por salários.



cípio de 1970, também podem ser explicados pelo efeito defasagem, já que os salários crescem nesse período.

O comportamento dos salários no período 1970-1975 pode ser avaliado a partir do gráfico 2.6., no qual se nota que crescem até meados de 1973, apresentam uma leve tendência de queda até o final de 1974 e recuperam-se a partir de então.

Essa evolução dos salários foi comparada com o comportamento da participação do trabalho no mesmo período (veja o gráfico 2.4.). Disso pode-se concluir que, em primeiro lugar, o efeito defasagem não aparece como responsável pela tendência de queda da participação do trabalho até meados de 1973, tendo em vista o crescimento dos salários até a mesma época. Em segundo lugar, verifica-se que, a partir de então e até princípios de 1974, a queda dos salários ocorre paralelamente à da participação do trabalho e deve ter sido um dos fatores responsáveis pela redução desta última, principalmente se for levado em conta que a queda dos salários, nesse período, deve estar subestimada em função do viés para baixo que o deflator utilizado apresenta naquele ano. Em terceiro lugar, verifica-se que na recessão do final de 1974 e que se prolonga em 1975, os salários aumentam mas sem chegar a contribuir nitidamente para um aumento da participação do trabalho.

Como foi dito anteriormente, não se procurou, na análise do efeito defasagem, isolar o efeito da rigidez típica dos contratos de trabalho do efeito da política salarial do Governo. Quanto a esta, é interessante constatar que há fortes indícios de seu efeito, pelo menos em dois períodos⁽²¹⁾. O primeiro é 1968, ano caracterizado por queda acentuada da participação do trabalho e no qual ocorreu uma das mudanças mais importantes da política salarial pós-1964. Até então o chamado "resíduo inflacionário", que entra no cálculo das taxas de reajuste determinadas pelo Governo, era persistentemente subestimado, do que resultavam taxas persistentemente inferiores à taxa de inflação, para aplicação nos reajustes coletivos. Em maio de 1968, o Governo modificou a fórmula de cálculo, corrigindo, pelo menos em parte, a subestimação do resíduo inflacionário. Com isso as taxas de reajuste passaram a acompanhar mais de perto as taxas de inflação. Tanto a subestimação do resíduo como a modificação introduzida pe-

(21) Os aspectos da política salarial discutidos a seguir tem como fonte o trabalho de Cipollari e Macedo (1975).

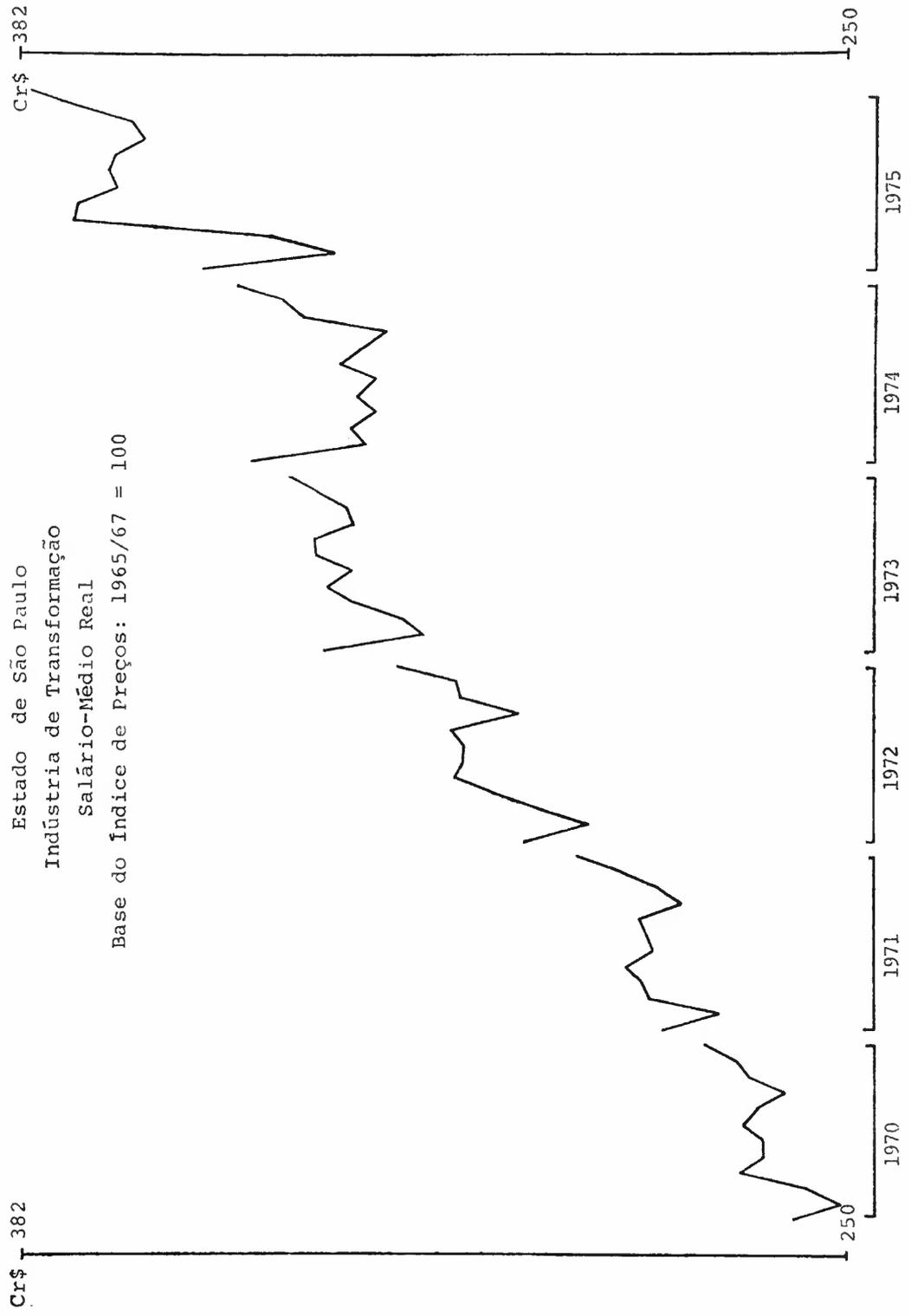
GRÁFICO - 2.6

Estado de São Paulo

Indústria de Transformação

Salário-Médio Real

Base do Índice de Preços: 1965/67 = 100



lo Governo são consistentes com o comportamento da participação do trabalho em 1968 e logo em seguida. Isto é, a subestimação do resíduo explica o agravamento da queda da participação do trabalho em 1968 e a correção da fórmula a sua recuperação.

O segundo período em que há indicações do efeito da política salarial ocorre entre 1973 e 1975. O final de 1973 e o ano de 1974 foram períodos caracterizados, conforme foi visto, por uma queda da participação do trabalho e dos salários. Em janeiro de 1975 o Governo voltou a modificar a fórmula de maneira sensível, fazendo com que esta passasse a ser baseada na reconstituição do salário-médio real dos últimos 12 meses anteriores ao reajuste. Com a elevação súbita das taxas de inflação em 1973 e 1974, a fórmula até então existente, baseada nos últimos 24 meses anteriores ao reajuste, só muito lentamente incorporava o crescimento das taxas de inflação. O resultado é que, depois da modificação introduzida pelo Governo, as taxas de reajuste subiram rapidamente e, em 1975, passaram a ser superiores às taxas de inflação, o que é consistente com a elevação dos salários a partir de então.

Embora o comportamento dos dados seja, em alguns períodos, consistente com aquilo que se poderia esperar do efeito da política salarial, não se pode distinguir precisamente esse efeito da rigidez típica dos contratos de trabalho. Em outras palavras, é possível que o comportamento dos dados esteja refletindo a circunstância de que os contratos individuais são rígidos por um certo período de tempo, durante o qual é difícil para o empregado conseguir reajustes, se ocorre, tal como em 1973 e 1974, um aumento importante da taxa de inflação⁽²²⁾. A rigor, para separar os dois efeitos seria necessário precisar melhor a relação entre o comportamento dos salários do setor e os reajustes coletivos obtidos pelos respectivos sindicatos de trabalhadores. Além das dificuldades já apontadas quanto à análise do salário-médio real, deve-se acrescentar que essa variável e os reajustes coletivos estão sujeitas a variações estacionais cujo padrão também precisaria ser determinado.

(22) No período citado, houve uma súbita mudança da taxa de inflação, mudança essa cuja incorporação nos contratos individuais de trabalho seria problemática, mesmo na ausência da política salarial. Em 1968, todavia, a política governamental pode ser responsabilizada, mesmo de uma forma indireta, pela queda dos salários reais, na medida em que o Governo contribuía para gerar uma expectativa otimista quanto ao comportamento da taxa de inflação que, se incorporada nos contratos individuais de trabalho, não chegava a se materializar.

Para encerrar esta seção, cabe mencionar algumas circunstâncias em que os problemas apontados anteriormente, quanto à forma de medir o efeito defasagem, introduzem restrições quanto às conclusões obtidas. Dentre outras, podem ser destacadas as seguintes: (a) a estabilidade dos salários em 1967 e o crescimento a partir de 1970 podem estar parcialmente associados a variações no número de horas trabalhadas; (b) o crescimento dos salários depois de 1970 pode ser, em parte, função de índices de preços subestimados mesmo antes de 1973; (c) a queda dos salários em 1968 pode ser parcialmente atribuído à expansão do emprego nos níveis inferiores da escala de salários. No conjunto, entende-se que essas restrições são mais sérias no caso em que a variação constante é pequena (e.g., no caso da estabilidade dos salários em 1967) mas não chegam a prejudicar a análise baseada nas circunstâncias em que a variação é muito grande (e.g., o crescimento dos salários a partir de 1970). De qualquer forma, deve ficar claro que há uma série de premissas subjacentes às conclusões obtidas nesta seção quanto ao efeito defasagem, conclusões estas resumidas a seguir.

Para o total do período 1966-1970 e tomando-se apenas os períodos em que a participação do trabalho apresentou nítida variação anti-cíclica, há indicações de que o efeito defasagem, no seu sentido amplo, isto é, sem distinguir o efeito da política salarial, explica: (a) as variações, para baixo, de 1968 e entre 1973 e 1974; (b) a variação, para cima, entre 1969 e 1970. Contudo, o efeito defasagem não explica o aumento ocorrido em 1966 nem a queda entre 1970 e princípios de 1973.

No que se refere especificamente à política salarial, há indicações de que ela serve como termo de referência para o comportamento da participação do trabalho pelo menos em duas ocasiões: (a) na queda de 1968 e na recuperação subsequente; (b) na queda de 1973 e 1974 e na recuperação a partir de então. Não foi possível, todavia, isolar o efeito da política salarial do da rigidez típica dos contratos de trabalho. Este deve ter sido mais importante no segundo período que em 1968.

3.7 OS DADOS ANUAIS DISPONÍVEIS

Além dos dados mensais discutidos na seção 2.2. deste capítulo, a Fundação I.B.G.E. publica levantamentos anuais sobre a indústria de transformação. Esses levantamentos são dis-

poníveis para o período 1949-1973, com exceção dos anos 1950/51, 1960/61 e 1971. A dificuldade de utilização desses dados reside na falta de homogeneidade do critério adotado para a seleção dos estabelecimentos industriais abrangidos pelos vários levantamentos. Assim há levantamentos censitários que abrangem a população dos estabelecimentos, ao lado de amostras que ora abrangem apenas os estabelecimentos com cinco ou mais empregados, ou então, aqueles cujo valor da produção representa 90% do setor⁽²³⁾. Nessas condições, fica difícil acompanhar as variações do valor da participação do trabalho ao longo dos anos pois é possível que as variações encontradas sejam apenas o resultado dos diferentes critérios adotados nos levantamentos. Note-se que o problema dos diferentes critérios de amostragem é agora muito mais sério que aquele verificado no caso dos levantamentos mensais. Naquele caso, pelo menos a análise da participação do trabalho **dentro de cada ano, entre meses**, não fica prejudicada pelo fato de serem adotados diferentes painéis de amostragem **anuais**. Aqui, os diferentes critérios obviamente prejudicam a comparação **entre anos**. Além disso, no caso dos dados mensais houve alguns anos em que a modificação dos painéis de amostragem foi mínima.

Mesmo assim, os dados disponíveis em base anual foram analisados, tanto para o total da indústria de transformação como para as várias indústrias componentes do setor, ao nível de dois dígitos⁽²⁴⁾. Para o período 1949/73, o padrão típico de comportamento dos dados, tanto para o total do setor como para as várias indústrias, é que a série de emprego apresenta uma tendência crescente enquanto que a participação do trabalho mostra uma tendência decrescente. No que se refere a essas tendências, pode-se admitir que os diferentes critérios de levantamento dos dados anuais não devem ter influído de forma importante a ponto de alterar os perfis das tendências encontradas. Todavia, as séries não chegam a confirmar, no caso do período 1966/69, o padrão de comportamento anti-cíclico da participação do trabalho, encontrado nos dados mensais. As oscilações em torno da tendência são muito irregulares e isto pode ter sido o resultado tanto dos diferentes critérios de amostragem como do

(23) Para uma explicação detalhada quanto aos critérios de levantamento no período 1919/69, veja Bacha, da Mata e Modenesi (1972). Apêndice A. 4.1.

(24) Levando-se em conta os problemas apontados no que se refere aos dados anuais e para evitar a excessiva apresentação de tabelas e gráficos, a discussão a seguir é feita de forma resumida.

fato de que alguns dos ciclos pelos quais passou a indústria de transformação foram de curta duração e só podem ser captados pelos dados mensais⁽²⁵⁾ Este é o caso, por exemplo, do ano de 1969, conforme se deduz dos gráficos 2.1. e 2.2., discutidos anteriormente.

Esse padrão de comportamento é resumido na Tabela 2.5., que mostra os coeficientes de correlação entre séries anuais de emprego e de participação do trabalho. Essas variáveis, dada a disponibilidade de dados, foram medidas segundo dois critérios, sendo **S** a participação dos salários totais e S_1 participação correspondente apenas ao pessoal ligado à produção. S_1 exclui portanto os salários do pessoal da administração. Para o cálculo dos coeficientes de correlação a série de emprego foi separada segundo idêntico critério.

Os dados anuais da Fundação I.B.G.E., relativos à indústria de transformação, são mais detalhados que os levantamentos mensais. Assim sendo, foi possível calcular **S** e S_1 tomando-se o quociente entre a folha de salários e o valor da transformação industrial, admitindo-se que as variações deste último refletem as variações do valor adicionado de uma forma mais precisa que o valor da produção⁽²⁶⁾.

Com exceção da indústria têxtil, todos os coeficientes de correlação da Tabela 2.5. são negativos. A indústria têxtil é, entre as várias indústrias, aquela em que a tendência de crescimento do emprego é menos acentuada, o que pode ter contribuído para o resultado observado pois no caso da participação do trabalho a indústria têxtil não fugiu à regra, apresentando uma tendência decrescente. Os resultados do teste "t", também apresentados na tabela mostram que os coeficientes de correlação são significativamente diferentes de zero ao nível de 5%, com poucas exceções.

Deve ser ressaltado que, se não fosse pela direção contrária das tendências das séries de emprego e de participação do traba-

(25) Wells (1975, por exemplo, não encontrou evidências quanto ao comportamento anti-cíclico da participação do trabalho no período 1964/67 (pg. 194/5). Pelo menos a partir de 1966 isso se deve ao fato de ter analisado apenas os dados anuais.

(26) A conceituação adotada pela Fundação I.B.G.E. no caso dos dados anuais é basicamente a dos Censos Industriais e consta do Apêndice.

TABELA 2.5.

BRASIL — INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO —
1949/ 73 — COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO: ENTRE
EMPREGO/TOTAL E S (r_1) E ENTRE EMPREGO NA
PRODUÇÃO E S₁ (r_2)

INDÚSTRIA	r_1		r_2	
Total	-0,78	(5,21)	-0,77	(5,29)
Minerais Não-Me- tálicos	-0,61	(3,24)	-0,64	(3,63)
Metalúrgica	-0,76	(5,00)	-0,78	(5,56)
Mecânica	-0,60	(3,18)	-0,52	(3,06)
Material Elétrico e Comunicação	-0,51	(2,52)	-0,58	(3,06)
Mat. de Transporte	-0,17	(0,72) *	-0,12	(0,57) *
Madeira	-0,58	(3,03)	-0,60	(3,27)
Mobiliário	-0,65	(3,61)	-0,59	(3,16)
Papel e Papelão	-0,40	(1,87) *	-0,57	(3,04)
Química	-0,61	(3,28)	-0,74	(4,69)
Borracha	-0,30	(1,34) *	-0,15	(0,67) *
Couros e Peles	-0,61	(3,30)	-0,35	(1,63) *
Têxtil	0,31	(1,38) *	0,43	(2,06) *
Vestuário, Calçados	-0,52	(2,58)	-0,57	(3,04)
Alimentos	-0,62	(3,36)	-0,54	(2,84)
Bebidas	-0,47	(2,24)	-0,61	(3,38)
Fumo	-0,38	(1,76) *	-0,32	(1,49) *
Editorial e Gráfica	-0,72	(4,40)	-0,77	(5,33)

Fonte dos Dados Brutos: Levantamentos Anuais do I.B.G.E.
sobre a Indústria de Transformação.

Obs.: (1) Valores de "t" aparecem entre parênteses; (2) As sé-
ries utilizadas excluem os anos de 1950/51, 1960/61 e 1971.

(*) Indica que o teste "t" impede a rejeição da hipótese de
que a correlação é nula, ao nível de 5%.

lho, o sinal negativo do coeficiente de correlação poderia ser interpretado como indicativo do comportamento anti-cíclico desta última variável. Aqui ele é interpretado simplesmente como indicativo das tendências de sentido contrário encontradas nas duas séries.

Dados os problemas encontrados nos critérios de levantamento das séries anuais e a possibilidade de ciclos de curta duração, entende-se que os levantamentos mensais são muito mais apropriados para a verificação da hipótese de que a participação do trabalho tem comportamento anti-cíclico, tal como mostrado na subseção 2.2.. Não fosse a existência desses dados mensais, a análise deste capítulo ficaria sensivelmente comprometida pois mesmo que os dados anuais confirmassem tal hipótese haveria dúvidas quanto à sua validade dentro dos anos e quanto ao efeito dos diferentes critérios de levantamento.

De qualquer forma, os dados anuais refletem tendências cuja identificação não chega a ser prejudicada pelas críticas feitas quanto aos critérios de amostragem. Todavia, em se tratando de tendências observadas ao longo de um período de duas décadas, entendeu-se que o fenômeno transcende a análise de curto prazo e foi deixado para análise em separado⁽²⁷⁾

3.8. IMPLICAÇÕES ECONOMÉTRICAS

A discussão da subseção 2.4. é retomada aqui, reescrevendo-se a equação (1.1), com a qual teoricamente é possível obter uma estimativa da elasticidade de substituição σ :

$$V/L = a w^{\sigma} \quad (2.1)$$

Esta equação, ou transformações da mesma, tem sido muito aplicada em trabalhos empíricos. No Brasil, Bacha, da Mata e Modenesi (1972) aplicaram a equação

$$L = c w^{\beta_1} V^{\beta_2} \quad (2.2)$$

que é uma transformação de (2.1), admitindo-se que β_2 não é necessariamente igual a 1, tal como em (2.1), o que, no contexto do modelo que dá origem a esta equação, equivale a aceitar

(27) Veja Macedo (1977), caps. 3 e 4.

que os rendimentos de escala não são necessariamente constantes. No trabalho de estimação realizado pelos referidos autores, foram utilizadas as séries referidas na seção anterior, sendo que o valor da produção foi utilizado em lugar do valor adicionado V .

Embora os autores citados não tenham dado ao coeficiente de w a interpretação de elasticidade de substituição, isso pode ser feito desde que sejam aceitas as hipóteses implícitas no modelo que dá origem a (2.1) ou (2.2) como forma reduzida. O fato de as estimativas de β_1 obtidas serem menores que 1, consistentes, portanto, com a presunção usual quanto ao valor de σ no curto prazo, já levou alguns autores a interpretar essas estimativas como elasticidades de substituição, podendo-se citar Rebouças (1975) e Taylor e Cardoso (1976).

Os dados anuais em que se baseiam essas estimativas têm os problemas de levantamento referidos na seção anterior e há outras razões pelas quais é discutível se as estimativas de Bacha, da Mata e Modenesi (1972) podem ser interpretadas como elasticidades de substituição⁽²⁸⁾.

Pretende-se levantar aqui mais um argumento contra a utilização de (2.1) ou (2.2) para a obtenção de estimativas de σ quando isso é feito com base em séries temporais e tomando-se o salário-médio como medida de w . A parte teórica já foi examinada anteriormente na subseção 1.4. e, para discutir os aspectos empíricos, serão utilizados dados da indústria manufatureira dos Estados Unidos, onde os levantamentos estão sujeitos a um critério homogêneo de um ano para outro.

Tomando-se os dados anuais de V , L e \bar{w} , relativos ao período 1949-1972, do "Annual Survey of Manufactures" foi estimada a seguinte equação⁽²⁹⁾:

$$\hat{V/L} = 1,022 + 0,637 w + 0,0289 t$$

$$(5,141) \quad (5,762)$$

$$R^2 = 0,998 \quad D.W = 0,68$$

(28) Macedo (1974), caps. 3 e 4, ou (1975) e (1976).

(29) V é o valor adicionado, L é o número de homens-hora empregados na produção e w é o salário-médio obtido pela divisão da folha de salários da produção pelo número de homens-hora empregados. Os valores entre parênteses correspondem ao «t» calculado.

onde as variáveis V/L e \bar{w} estão representadas pelos respectivos logaritmos e t é uma tendência introduzida para representar o “progresso tecnológico”, tal como normalmente feito nas aplicações de (2.1), pois tanto V/L como \bar{w} podem apresentar em razão disso, uma tendência de crescimento que, se não isolada, conduziria a estimativas viesadas do coeficiente de $w^{(30)}$.

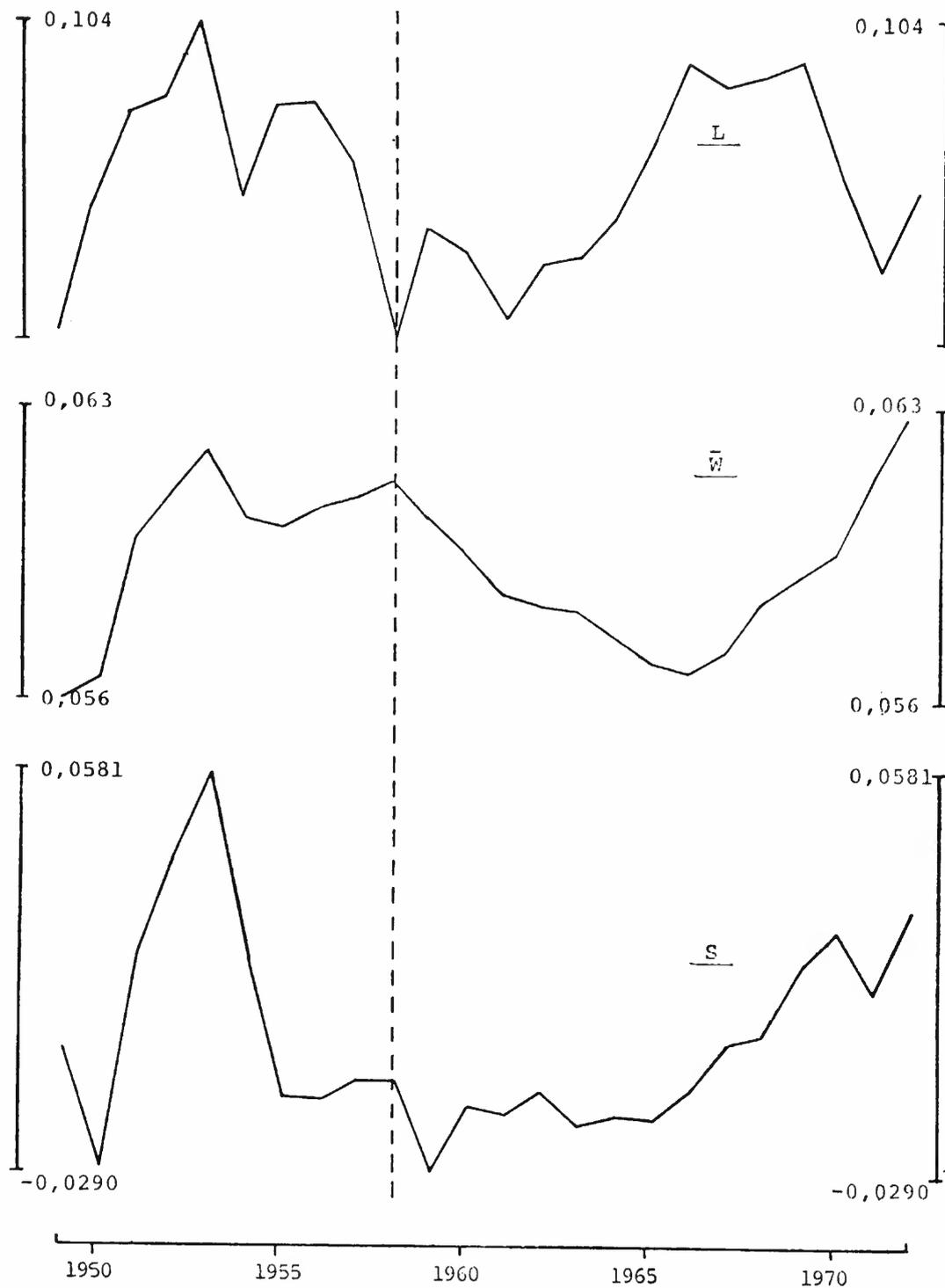
Verifica que o coeficiente de w é menor que 1, consistentemente com os resultados normalmente obtidos para a “elasticidade de substituição” em séries temporais. Todavia, um exame adicional dos dados utilizados revela que: (1) o setor manufatureiro daquele país passou por ciclos de produção e emprego no período; (2) as séries de S (participação do trabalho) e de \bar{w} , excluído o efeito da tendência, estão positivamente correlacionadas na maior parte do período; (3) esta correlação positiva ocorre concomitantemente com um comportamento anti-cíclico de ambas as variáveis, excluída a tendência.

Mais precisamente, o gráfico 2.7., mostra as séries de L , \bar{w} e S (participação do trabalho), em logaritmos e excluída a tendência. Uma linha tracejada vertical foi colocada nos pontos relativos a 1958, a fim de colocar em destaque o período 1958-1972. De um lado, verifica-se que, exceto pelo período 1949-1957, a correlação negativa entre L e \bar{w} é evidente. Por outro lado, com a mesma exceção, observa-se que a correlação entre L e S é negativa, o que reflete o comportamento anti-cíclico da participação do trabalho. Segue-se, também, que a correlação entre S e \bar{w} é positiva, o que, conforme visto na subseção 2.4., é necessário para gerar um resultado “satisfatório” (menor que um), para o valor da elasticidade de substituição no curto prazo.

Como no período 1949-1957 o comportamento dos dados é atípico, decidiu-se reestimar a Equação (2.3.) isoladamente pa-

(30) A introdução da tendência em (2.3) pode ser também interpretada como uma correção para o aumento de preços e salários nominais já que os dados não foram deflacionados. Outra interpretação, dentro da linha de «progresso tecnológico», seria o aumento de qualidade da mão-de-obra traz consigo um crescimento da rotatividade (V/L) que se traduz em maiores salários (\bar{w}), devendo tal efeito ser isolado para que se possa estimar a elasticidade de substituição líquida desse efeito.

GRÁFICO - 2.7



ra esse período e também para o período 1958-1972. Os resultados obtidos foram os seguintes, repetindo-se a equação (2.3) para facilitar a comparação:

Para 1949-1972

$$V/\hat{L} = 1,022 + 0,637 \bar{w} + 0,0289 t \quad R^2 \quad D.W. \\ (5,141) \quad (5,762) \quad 0,998 \quad 0,68 \quad (2.3)$$

Para 1958-1972

$$V/\hat{L} = 1,018 + 0,805 \bar{w} + 0,0193 t \quad R^2 \quad D.W. \\ (12,664) \quad (7,200) \quad 0,999 \quad 2,27 \quad (2.4)$$

Para 1949-1957

$$V/\hat{L} = 1,205 - 0,048 \bar{w} + 0,0670 t \quad R^2 \quad D.W. \\ (0,306) \quad (8,539) \quad 0,997 \quad 1,62 \quad (2.5)$$

Comparando-se os resultados acima, fica claro que tanto em termos do teste "t", como dos coeficientes de Durbin-Watson e de R^2 , os resultados para o período 1959-1972 são os "melhores", sendo mínima a diferença no caso do R^2 . Além disso é evidente que são os dados desse período que mais influem na determinação do resultado obtido para o período como um todo. Note-se que na regressão do período 1949-1957 o sinal do coeficiente de \bar{w} é negativo e não difere significativamente de zero ao nível de 5%.

Fica demonstrado, portanto, que, no caso de séries temporais, resultados econométricos usualmente interpretados como elasticidade de substituição decorrem dos padrões de comportamento que as variáveis L , \bar{w} e S seguem ao longo do ciclo econômico. Esses padrões de comportamento podem ser explicados com base na existência de custos quase-fixos de mão-de-obra ou, de uma forma mais abrangente, pelo funcionamento dos mercados internos de trabalho.

Nos Estados Unidos há evidências que confirmam a importância da análise do fator trabalho segundo esses dois enfoques⁽³¹⁾. No caso da indústria brasileira de transformação, este trabalho mostrou, seção 3.5., que há evidências importantes a respeito. Portanto, a interpretação de equações do tipo (2.1) ou (2.2), estimadas com os dados disponíveis atualmente ou, no futuro, com outros melhores, deve ser feita com cautela. Embora a aplicação dessas equações tenha como finalidade a obtenção de estimativas de σ , as considerações desenvolvidas ao longo deste trabalho demonstram que os resultados econométricos respectivos são passíveis de explicação alternativa.

Até aqui essa explicação alternativa representou apenas um passo adiante no entendimento do fenômeno analisado. Por si mesma, ela não exclui a validade da explicação que envolve explicitamente o valor da elasticidade de substituição. Pode-se, todavia, conjecturar quanto à plausibilidade de uma explicação quando comparada à outra.

Nesse sentido, defende-se a maior plausibilidade da explicação baseada nos custos quase-fixos de mão-de-obra, com base em quatro argumentos. Em primeiro lugar, suas premissas são menos rígidas, prescindindo daquelas que o experimento de estimar a elasticidade de substituição exige: concorrência perfeita, alguma substituição no curto prazo entre capital e trabalho, função de produção agregada e com elasticidade de substituição constante, custo do capital inalterado, homogeneidade do fator trabalho e, particularmente para a Equação (2.1.), rendimentos constantes de escala. Em segundo lugar, ela fornece uma explicação das variáveis no ciclo econômico, em lugar de tomar os valores das variáveis sem levar em conta a natureza de suas variações ao longo do tempo. Em terceiro lugar, o salário-médio é analisado como tal e não como uma medida "ad hoc" da taxa de salários. Em quarto lugar, a interpretação de resultados econométricos obtidos com a função (2.2), como produto do funcionamento dos mercados de trabalho internos, é suportada por evidência empírica independente das funções estimadas, conforme já foi dito acima. O mesmo não se pode dizer, no caso brasileiro, quanto à explicação centrada na elasticidade de substituição, que até agora só subsiste em função das estimativas apresentada no trabalho de Bacha, da Mata e Modenesi (1972), sem que sejam corroboradas por evidência empírica independente (e.g., a estimação direta de uma função CES).

(31) Veja Oi (1962) e Doeringer e Piore (1971), entre outros.

3.9. CONSIDERAÇÕES ADICIONAIS E RESUMO

A partir da constatação de que a participação do trabalho, medida pela razão entre a folha de salários e o valor da produção, tem comportamento anti-cíclico, este estudo procurou investigar que fatores seriam responsáveis por esse fenômeno. Em primeiro lugar, demonstrou-se que o resultado não podia ser atribuído simplesmente a um problema de agregação. Em seguida, investigou-se o papel desempenhado pelas variações dos preços de matérias-primas no período 1970-74, quando se constatou uma queda da participação do trabalho paralelamente a uma expansão acentuada do nível de atividade produtiva. Concluiu-se que as variações dos preços das matérias-primas podem ser apontadas como responsáveis parciais pela queda da participação do trabalho, conforme foi medida, pelo menos em algumas indústrias do setor, mencionando-se as indústrias químicas e de alimentos.

Examinados esses fatores, cujo papel decorre apenas dos procedimentos estatísticos adotados, passou-se ao exame de outros cuja atuação foi objeto de exame teórico no capítulo anterior. Nesse caso, cabia examinar dois efeitos atuando na mesma direção anti-cíclica: o efeito da defasagem entre preços e salários e o efeito da existência de custos quase-fixos de mão-de-obra.

No que se refere ao efeito defasagem, há evidências de que ele fornece explicação para o comportamento da participação do trabalho em algumas partes do período analisado, falhando em outras. Um caso específico do efeito defasagem, representado pelo papel desempenhado, nesse efeito, pela política salarial do Governo, apresenta-se consistente com o comportamento da participação do trabalho em algumas partes do período, falhando também em outras. Por outro lado, a explicação baseada na política salarial falha em períodos onde, apesar do caráter restritivo normalmente atribuído a essa política, a participação do trabalho chega a aumentar.

Quanto ao efeito anti-cíclico, sobre a participação do trabalho, do funcionamento dos mercados de trabalho internos, este é o efeito cujo papel emerge mais claramente da análise realizada. Em primeiro lugar, cabe destacar que, enquanto o efeito defasagem falha algumas vezes na explicação do comportamen-

to anti-cíclico da participação do trabalho, o mesmo não acontece com o efeito dos mercados de trabalho internos. Em segundo lugar, mesmo quando a explicação fornecida pelo efeito defasagem é consistente, ela compete com a explicação onde se destaca o papel dos custos quase-fixos de mão-de-obra. Todavia, quanto a este último dispõe-se de evidência empírica obtida independentemente dos dados que serviram de base para a análise da participação do trabalho. Isso garante maior grau de credibilidade a esta última explicação, exceto no final de 1973 e 1974, quando o efeito defasagem é demasiado claro para ser confundido com o da operação dos mercados de trabalho internos. Em terceiro lugar, persistem algumas dúvidas quanto aos procedimentos adotados para medir o efeito defasagem, cabendo notar que, de um modo geral, as evidências disponíveis quanto aos mercados de trabalho internos são, em princípio, menos questionáveis.

Demonstrou-se também que o funcionamento dos mercados de trabalho internos fornece uma explicação alternativa para resultados econométricos usualmente interpretados como capazes de fornecer uma estimativa da elasticidade de substituição no contexto de um modelo neo-clássico.

No que se refere a algum tipo de evidência quanto à operação dos modelos neo-clássicos e de Kalecki, a ocorrência do comportamento anti-cíclico em setores muito distintos (no que se refere a fatores que influenciam a formação de preços: condições de concorrência, elasticidades de demanda, graus de monopólio, homogeneidade do produto, etc.), sugere que tal comportamento deve ser o resultado de elementos que podem operar tanto num como noutro modelo. Isso reforça o papel que pode ser desempenhado pelo efeito defasagem e, principalmente, pela ocorrência de custos quase-fixos de mão-de-obra.

A P Ê N D I C E

DADOS MENSAIS — CONCEITUAÇÃO DA FUNDAÇÃO I.B.G.E.

PESSOAL OCUPADO — A pesquisa sobre o pessoal ocupado abrange todas as pessoas que, no último dia de cada mês, exerciam atividade nos estabelecimentos investigados, incluindo as que se encontravam em gozo de férias ou afastadas por período não superior a 30 dias.

SALÁRIOS E VENCIMENTOS — (Folha de Salários) — Entendem-se como tais os pagamentos efetuados, mês a mês, ao pessoal ligado à administração e ao ligado à produção, sem dedução das contribuições de previdência e assistência social. Estão incluídas as retiradas (“pro labore”) de proprietários ou sócios, e os honorários de diretores de sociedades anônimas e outras sociedades de capital, bem como as comissões e bonificações. Estão excluídas as despesas de custeio de viagens e participações nos lucros, concedida aos empregados.

VALOR DA PRODUÇÃO — Corresponde ao valor de venda, na fábrica, da totalidade das mercadorias produzidas pelos estabelecimentos industriais, mês a mês, abrangendo não só os produtos vendidos, como os transferidos para outros estabelecimentos da mesma empresa, os fabricados para uso próprio, os distribuídos gratuitamente e os mantidos em estoque. Não estão incluídas no valor da produção as importâncias referentes aos impostos sobre produtos industrializados (IPI) e de circulação de mercadorias (ICM). O valor da produção inclui, ainda, a receita proveniente de serviços industriais prestados a terceiros, assim designadas as operações de natureza industrial — intermediárias ou de acabamento — executadas pelos estabelecimentos em matéria-prima ou produto semimanufaturado pertencente a terceiros. Nessa categoria estão compreendidos o beneficiamento de produtos agrícolas, por conta de terceiros, e, por extensão, as receitas provenientes de instalação ou manutenção de máquinas e aparelhos fabricados pelos estabelecimentos.

DADOS CENSITÁRIOS — CONCEITUAÇÃO DA FUNDAÇÃO I.B.G.E.

PESSOAL OCUPADO — Compreende as pessoas com atividade no estabelecimento em 31 de dezembro (de 1959, no Censo de 1960; de 1970, no Censo de 1970), em regime de tempo integral ou parcial, inclusive os proprietários ou sócios, as pessoas em férias ou afastadas por período não superior a 30 dias e os membros não remunerados da família dos proprietários ou sócios, com atividade no estabelecimento. Discrimina-se o pessoal ocupado em três grandes grupos: Proprietários ou sócios com atividade no estabelecimento, Pessoal ligado à produção. e Pessoal Administrativo e demais empregados. Não se conta, entre o pessoal ocupado, os trabalhadores em domicílio, isto é, os que executam em suas residências, mediante remuneração

por tarefa, trabalhos parciais ou de acabamento com materiais fornecidos pelos estabelecimentos. A média mensal do pessoal ocupado foi obtida somando-se o número de pessoas ocupadas no estabelecimento em cada mês do ano. e dividindo-se o resultado pelo número de meses de registro de informação.

DESPESAS COM SALÁRIOS — (Folha de Salários) —
Como salários computam-se os pagamentos efetuados, no ano, a empregados, em dedução das quotas de previdência e assistência social (a cargo do empregado). Estão incluídas as bonificações, comissões, o 13.º salário, ajudas de custo, bem como os honorários de diretores e de sociedades anônimas e outras sociedades de capital. Estão excluídas as diárias pagas a viajantes e empregados em serviços externos. Excluíram-se ainda as despesas com o pagamento a trabalhadores em domicílio, que constituem parcela dos serviços contratados.

VALOR DA PRODUÇÃO — O valor da produção corresponde ao valor de venda ou de transferência na fábrica, da totalidade das mercadorias produzidas pelos estabelecimentos industriais, durante o ano. Desta produção, que abrange não só produtos vendidos, como os transferidos para outros estabelecimentos da própria empresa, os distribuídos gratuitamente e os mantidos em estoque, estão deduzidas as importâncias referentes ao IPI, ICM e ISS e à taxa sobre a produção efetiva das minas. O valor da produção inclui, ainda, a receita proveniente de serviços industriais prestados à própria empresa ou a terceiros, assim designadas as operações de natureza industrial — intermediárias ou de acabamento — executadas pelos estabelecimentos em matéria-prima ou produto semimanufaturado. Nessa categoria estão compreendidos o beneficiamento de produtos agrícolas e por extensão, as receitas provenientes de instalação ou manutenção de máquinas, aparelhos e outros produtos de fabricação própria, como também, nas indústrias editoriais e gráficas, a receita proveniente de anúncios.

VALOR DA TRANSFORMAÇÃO INDUSTRIAL — O valor da transformação industrial foi calculado subtraindo-se do valor da produção as importâncias despendidas com o emprego de matérias-primas e componentes, material de embalagem e acondicionamento, combustíveis, lubrificantes, energia elétrica adquirida e com serviços contratados, incluídas as importâncias pagas a trabalhadores em domicílio; representando, por conseguinte, o valor acrescido aos das matérias-primas e componentes e do material consumido na produção, pelo trabalho industrial executado no estabelecimento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] BACH, G.L. e Albert Ando, — «The Redistributive Effects of Inflation», *Review of Economics and Statistics* 39 (fevereiro 1957): 1/13.
- [2] BACHA, Edmar L., Milton da Mata e Rui L. Modenesi, — **Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-Obra**, Rio de Janeiro, IPEA-INPES, 1972.
- [3] BACHA, Edmar L., — «Hierarquia e Remuneração Gerencial», *Estudos Econômicos* 4 (1), 1974: 143/176.
- [4] BECKER, Gary S., — **Human Capital**. New York: Columbia University Press, 1964.
- [5] BURKHEAD, Jesse, «Changes in the Functional Distribution of Income», *Journal of the American Statistical Association* (junho 1953): 192/219.
- [6] CIPOLLARI, Pedro e Roberto B.M. Macedo, — «Indexation of Wages: Some Aspects of the Brazilian Experience», trabalho apresentado no Seminário IPE-NBER sobre Correção Monetária. São Paulo (fevereiro 1975), mimeo.
- [7] DOERINGER, Peter B. e Michael J. Piore, — **Internal Labor Markets and Manpower Analysis**. Lexington, D.C., Heath & Co., 1971.
- [8] FUNDAÇÃO I.B.G.E., — **Matriz de Relações Industriais: Brasil, 1970**, Rio de Janeiro, 1976.
- [9] HARROD, Roy F., — **The Trade Cycle**. Cambridge: University Press, 1935.
- [10] HENDERSON, James M. e Richard E. Quandt, — **Microeconomic Theory**. Tokyo: McGraw-Hill Kogakusha, 1971.
- [11] KALECKI, Michael, — «The Distribution of National Income», in **Essays in the Theory of Economic Fluctuations**, London: Allen & Urwin, 1939.
- [12] KALECKI, Michael, — «The Distribution of National Income» (Revised — 1954)», em **Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy**. Cambridge: University Press, 1971.
- [13] LEÃO, Antonio Sérgio Carneiro, Carlos Ribeiro da Silva, Elcio Giestas e José Nóbrega, — «Matriz de Insumo-Produto no Brasil», *Revista Brasileira de Economia* 27 (julho 1973: 3/10).
- [14] MACEDO, Roberto B.M., — **Models of the Demand for Labor and the Problem of Labor Absorption in the Brazilian Manufacturing Sector**. Tese de Doutorado, Harvard University, 1974.

- [15] MACEDO, Roberto B.M., — «Uma Crítica das Estimativas da Elasticidade de Substituição Obtidas para a Indústria de Transformação», **Estudos Econômicos** 5(3), 1975: 141/164.
- [16] MACEDO, Roberto B.M., — «Uma Interpretação Alternativa da Correlação entre Emprego e Salário nos Estudos de Demanda de Mão-de-Obra», **Pesquisa e Planejamento Econômico** 6 (abril 1976): 241/65.
- [17] MACEDO, Roberto B.M., — **Distribuição Funcional na Indústria de Transformação: Aspectos da Participação do Trabalho**. Tese de Livre-Docência, Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia e Administração, 1977.
- [18] NADIRI, M.I., — «Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey», **Journal of Economic Literature** 7 (dezembro 1970): 1137/77.
- [19] OI, Walter, — «Labor as a Quasi-Fixed Factor», **Journal of Political Economy** 70 (outubro 1962): 538/55.
- [20] REBOUÇAS, Osmundo E., — **Interregional Effects of Economic Policies**. Tese de Doutorado, Harvard University, 1975.
- [21] ROBINSON, Joan, — «Book Review: Harrod's *The Trade Cycle*», **Economic Journal** (dezembro 1936).
- [22] SCITOVSK, Tibor, — «A Survey of Some Theories of Income Distribution», em **The Behavior of Income Shares**, Vol. 27 da coleção *Studies in Income and Wealth*, do National Bureau of Economic Research. Princeton: University Press, 1964.
- [23] TAYLOR, Lance e Eliana Cardoso, — «Crescimento, Distribuição e Balanço de Pagamentos: Algumas Simulações para o Brasil», **Pesquisa e Planejamento Econômico** 6 (abril 1976): 61/106.
- [24] WELLS, John, — «Distribuição de Rendimentos, Crescimento e a Estrutura da Demanda no Brasil na Década de 60», em Ricardo Toli-pan e Artur Carlos Tinelli, eds., **A Controvérsia sobre a Distribuição de Renda e Desenvolvimento**. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.