

Amadeo, Edward; Pereirar, P.V.

Working Paper

Variáveis distributivas e ciclo econômico: Exame da indústria brasileira (1976-1985)

Texto para discussão, No. 242

Provided in Cooperation with:

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Suggested Citation: Amadeo, Edward; Pereirar, P.V. (1990) : Variáveis distributivas e ciclo econômico: Exame da indústria brasileira (1976-1985), Texto para discussão, No. 242, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/186488>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PUC-RJ
AGOSTO 1990

VARIÁVEIS DISTRIBUTIVAS E CICLO ECONÔMICOS:
EXAME DA INDÚSTRIA BRASILEIRA (1976 - 1985)

Edward J. Amadeo
(Depto. de Economia/PUC-RJ)

Pedro Valls Pereira
(INPES/IPEA)

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PUC-RJ
AGOSTO 1990

VARIÁVEIS DISTRIBUTIVAS E CICLO ECONÔMICO:
EXAME DA INDÚSTRIA BRASILEIRA (1976 - 1985)

Edward J. Amadeo
(Depto. de Economia/PUC-RJ)

Pedro Valls Pereira
(INPES/IPEA)

**Variáveis Distributivas e Ciclo Econômico:
exame da indústria brasileira [1976 - 1985]**

Edward J. Amadeo

Departamento de Economia
PUC/RJ

Pedro Valls Pereira¹

INPES/IPEA

Julho 1990

^{1/} Este trabalho é uma síntese da pesquisa patrocinada pelo PNPE/INPES "Produtividade, Custo do Trabalho e Parcela Salarial nos Ciclos Recentes [1976-1985]". Os autores agradecem o dedicado e competente trabalho de assistência a Cipriano Feijó Filho, Dagomar H. Lima, Eduarda de la Roque e Vinicius Albernaz. Guilherme Sedlasek, José Guilherme Reis, Ricardo Paes de Barros, Lauro Ramos e um referee anônimo fizeram valiosas sugestões pelas quais somos gratos. Foram fundamentais para a confecção do modelo e interpretação dos resultados os comentários de José Márcio Camargo e Marcello Estevão. Letícia Duboc Andreiolo, com destreza, digitou as fórmulas e editou o texto.

Resumo:

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

Summary:

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

I. Introdução

Há exatos cinquenta anos iniciava-se um debate até hoje vivo entre os economistas, e longe de ser resolvido. Em 1939, em resposta a artigos de Dunlop e Tarshis em que os autores argumentavam que os salários reais eram pro-cíclicos ², Keynes publicou no *Economic Journal* seu artigo "Relative Movements of Real Wages and Output." Até hoje economistas neoclássicos, keynesianos e marxistas debatem se os salários reais são ou não pro-cíclicos.

O debate foi ampliado e tornou-se mais sofisticado. Hoje diferencia-se com clareza o salário real do custo do trabalho (*'product wage'*), faz-se análise de causalidade buscando a relação com *lags e leads* entre as variáveis, busca-se evidências através de análises *cross section* tomando por base a experiência de vários países, e procede-se a análises setoriais. ³

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

- as hipóteses neoclássica e keynesiana de que o custo do salário é anti-cíclico, e a parcela salarial é definida pela tecnologia empregada;
- a hipótese marxista de que o produto medio do trabalho é anti-cíclico e o custo salarial pro-cíclico o que implica que a parcela salarial seja pro-cíclica;
- a hipótese kaleckiana de que um aumento da parcela salarial (medida em termos do IPC), leva a um aumento do poder de compra dos salários e ao crescimento da demanda por bens de consumo e, assim, do nível de produção agregado.

Neste trabalho desenvolvemos um modelo de curto prazo para analisar algumas destas hipóteses em uma economia com alta inflação. A diferença fundamental com relação a economias estáveis esta no papel desempenhado pelos mecanismos de indexação de salários, câmbio e preços. Utilizamos a análise de correlação para examinar a relação entre o nível de produção, de um lado, o produto medio e as variáveis distributivas (custo do trabalho, salário real e parcela salarial), de outro lado. Evitamos a análise de regressão pois não nos

²/ Em geral toma-se como medida do ciclo econômico de curto prazo as variações no nível de produção. Seguiremos esta convensão.

³/ Para um survey da literatura internacional, ver Michie (1987).

propomos a estudar os *determinantes* de nenhuma destas variáveis mas tão somente a existência ou não de relações sistemática entre elas no curto prazo.

Além da análise de correlações contemporâneas (vale dizer, entre duas variáveis no mesmo período de tempo), procedemos à análise de correlações cruzadas, isto é, entre duas variáveis com diferentes *lags e leads*. Esta análise permite fazer algumas inferências quanto a relações não simultâneas entre duas variáveis. Entre elas vale destacar a análise de mudanças no valor das correlações em diferentes *lags* e o possível efeito destas mudanças sobre a dinâmica do ciclo econômico.

O trabalho conta com 5 seções. Na segunda desenvolvemos um modelo para orientar a análise dos resultados empíricos. Na seção III apresentamos os principais resultados estatísticos. Na seção seguinte discutimos a hipótese kaleckiana. As conclusões encontram-se na seção V. Um apêndice sobre a metodologia e a base de dados acompanha o texto.

II. Modelo para uma economia com alto grau de indexação

Nesta seção desenvolvemos um modelo simples com o objetivo de tornar mais sistemática a discussão sobre os resultados estatísticos apresentados na seção seguinte. As variáveis no modelo devem ser vistas como desvios de curto prazo em torno a uma média de longo prazo, a qual supomos ser estacionária, vale dizer constante. Isto porque a análise empírica toma como base séries desazonalizadas e sem tendência estocástica, justamente com o objetivo de examinar o comportamento de curto prazo, isto é, cíclico, das variáveis. Assim, não são considerados na análise elementos de longo prazo ou seculares na determinação do produto e produtividade (tal como progresso técnico), dos salários nominais (tal como a estrutura sindical), dos preços (tal como os determinantes da composição entre trabalho e insumos importados), etc.

Desenvolvemos um modelo em que as equações se referem a taxa de variações das variáveis.¹ Este modelo procura captar o movimento das variáveis distributivas no ciclo enfatizando o papel desempenhado pelos indexadores de salários e câmbios, e as defasagens na indexação de ambos, na determinação das variáveis.

Começamos pela análise dos elementos constitutivos do nível de produção e produto médio do trabalho. O nível de produção depende de três fatores, vale dizer, do nível de emprego (N), do produto por hora trabalhada (S) e do número médio de horas trabalhadas (J). Formalmente, pode-se escrever a seguinte identidade:

$$X = S * J * N$$

ou em taxas de variação,

$$x = s + j + n$$

A taxa de variação do produto médio do trabalho ou o produto por homem empregado (q) pode ser decomposto em dois elementos. O primeiro mede a variação do produto por hora trabalhada (s) e o segundo mede a variação do número de horas trabalhadas (j). Assim, da equação anterior, teríamos:

$$q = x - n = s + j$$

Os dados utilizados para efeito da análise empírica referem-se à variação global do produto por homem empregado e não diferencia, como seria mais conveniente, as duas fontes de variação da ¹/ Na análise empírica trabalhamos com taxas de variação acumuladas de 12 meses.

produtividade. Em todo caso, é interessante que discutamos aqui os determinantes dos dois componentes da variação do produto médio (q).

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

Segundo a análise neoclássica, e keynesiana neste particular, dada a tecnologia e a planta utilizada, o produto por hora trabalhada tende a cair, crescer ou permanecer o mesmo à medida que cresce o nível de produção a depender da existência de retornos marginais decrescentes, crescentes ou constantes, respectivamente. No caso de retornos constantes ou decrescentes, a produção somente poderia variar se variasse simultaneamente o número de horas trabalhadas ou o nível de emprego. Em modelos neoclássicos e keynesianos supõe-se rendimentos decrescentes, caso em que ter-se-ia uma variação positiva do produto associada a uma redução da produtividade horária (s) e a um crescimento do emprego (n) ou das horas trabalhadas (j).

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

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

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

$$1. \quad q = j + s = \sigma x + \psi x = \xi x \quad \sigma > 0, \quad \psi < 0$$

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

Passamos a seguir às equações que expressam a variação do câmbio, salários nominais e preços. A taxa de câmbio no Brasil desde a introdução das ²/ Ver a este respeito Schor (1985), Weisskopf (1988) e Bowles & Boyer (1988).

mini-desvalorizações, segue muito de perto a taxa de inflação corrente ou contemporânea. Assim, tomando p como a taxa de variação dos preços (taxa de inflação), a seguir:

$$2. \quad e_t = \delta p_t \quad \text{sendo } \delta > 0 \quad \text{3}$$

Supomos que o salário nominal é indexado à inflação com uma defasagem de tamanho θ sendo que esta indexação pode ser completa ou não. Ao contrário do câmbio, os salários não são reajustados de acordo com a inflação contemporânea, mas com uma defasagem mínima de um mês. Os períodos de reajuste que definem o tamanho da defasagem θ têm sido encurtados gradualmente desde 1980, partindo de um ano em 1979 e chegando a um mês em 1989. O indexador em geral varia em torno de 1. Como bem se sabe, mesmo com defasagem mensal e indexação completa, o custo salarial ou o salário real caem com a aceleração da inflação, e somente se recuperam, dependendo do poder de barganha de cada sindicato, nas datas-base. Dado que a taxa de inflação acelerou-se neste período, houve considerável variação do custo do trabalho que caiu nos anos de 1980 e 1983, e cresceu nos períodos 1977-1979, 1981-1982 e 1984-1985 em praticamente todas as indústrias.

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

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

Tomando-se em conta estes fatores, escrevemos a equação da taxa de variação dos salários nominais como a seguir:

$$3. \quad w = \tau p_{-\theta} + g(q, x)$$

onde g é a função de poder de barganha líquido.4 Na

3/ Como veremos a seguir, no Brasil, tomando-se p como a taxa de inflação mensal, δ varia em torno de 1.

4/ Ver Amadeo & Camargo (1989a, 1989b) para a versão original desta função.

forma linear escreve-se:

$$w = \tau p_{-e} + \gamma q + \beta x \quad \tau, \gamma, \beta > 0$$

ou levando em conta a equação 1,

$$w = \tau p_{-e} + (\gamma \xi + \beta) x$$

onde τ é o indexador dos salários.

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

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

$$\lambda [\tau p_{t-e} + (\gamma - 1) q + \beta x]$$

onde λ é a participação dos salários nos custos. ⁵ Entretanto, a firma nem sempre repassa aos preços o total das variações em seus custos; em algumas ocasiões pode majorar seus preços mais além do crescimento dos custos. Na verdade, a capacidade de repasse, que medimos pelo parâmetro h ('capacidade de repasse aos preços' dos custos não indexados), depende de diferentes fatores dentre os quais se destacam as condições de concorrência na indústria em que opera a firma. Assim, dada a variação no produto medio e no nível de produção e o correspondente efeito sobre os salários nominais, a firma, de fato, repassará aos preços

$$\lambda (\tau p_{t-e} + h [(\gamma - 1) q + \beta x]) = \lambda (\tau p_{t-e} + h [\xi (\gamma - 1) + \beta] x)$$

Levando em conta estes fatores, a equação de inflação pode ser escrita com a seguir:

⁵ Como supomos que há dois insumos variáveis, trabalho e insumos importados, $1 - \lambda$ representa a participação destes últimos nos custos diretos.

$$p = H(q, w, h, e) = \lambda(\tau p_{-e} + h [\xi (\gamma-1) + \beta] x) + (1-\lambda) e$$

ou, substituindo a equação da taxa de câmbio:

$$4. \quad p = \lambda \epsilon (\tau p_{-e} + h [\xi (\gamma-1) + \beta] x)$$

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

A partir destas equações pode-se derivar as equações para as taxas de variação do custo do trabalho (v), relação salário:câmbio (v_e), e parcela salarial medida em dólares (r_e) e em cruzeiros (r):

$$5. \quad v = w - p = (1 - \lambda\epsilon) \tau p_{-e} + \rho' x$$

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

$$6. \quad r = v - q = (1 - \lambda\epsilon) \tau p_{-e} + \mu' x$$

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

$$7. \quad v_e = w - e = (1 - \delta\lambda\epsilon) \tau p_{-e} + \rho'_e x$$

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

$$8. \quad r_e = v_e - \xi = (1 - \delta\lambda\epsilon) \tau p_{-e} + \mu'_e x$$

$$\mu'_e = \rho'_e - \xi = [\xi (\gamma - 1) + \beta] (1 - \delta\lambda\epsilon h)$$

Estas equações podem ser significativamente simplificadas se supomos que $\gamma = 1$, isto é, que mudanças no produto médio são integralmente repassadas para os salários nominais, e se levamos em conta que em nenhum dos gêneros industriais, o indexador do câmbio, δ , é

significativamente diferente de 1 no período pesquisado⁶. Fazendo $\delta = 1$ tem-se automaticamente⁷ que $\lambda = 1$, o que leva ao seguinte modelo simplificado:\

$$2'. \quad e = p$$

$$3'. \quad w = \tau p_{-e} + (\xi + \beta)x$$

$$4'. \quad p = \tau p_{-e} + h\beta x$$

$$5', 6' \quad v = [\xi + \beta(1 - h)]x = v_e$$

$$7', 8' \quad r = \beta(1 - h)x = r_e$$

Para efeito da análise estatística partiremos deste modelo simplificado. A hipótese de que $\delta = 1$ é absolutamente realista, e a hipótese de que $\gamma = 1$, embora menos sustentável, não parece desprovida de sentido.

Afim de exemplificar o modelo, podemos pensar em dois casos estilizados. No primeiro, supomos que o produto médio e o custo do trabalho são pro-cíclicos sendo que o primeiro é mais sensível que o segundo a variações no nível de produção, isto é, $\xi > \rho > 0$. Neste caso, a capacidade de repasse de variações nos custos aos preços seria maior que 1 ($h > 1$) e, conforme ilustrado na figura 1, a parcela salarial seria anti-cíclica.\

⁶/ Estão a disposição dos leitores as informações sobre o comportamento da relação câmbio:preços no período 196-1985.

⁷/ Note-se que no caso em que $\delta = 1$, mas $\gamma < 1$, isto é, parte da variação do produto médio não é repassada aos salários nominais, as equações de custo do trabalho, relação salário:câmbio e medidas de parcela salarial seriam como a seguir:

$$v = ([\xi\gamma + \beta](1 - h) + \xi h)x = v_e \quad e$$

$$r = ([\xi(\gamma - 1) + \beta](1 - h))x = r_e$$

⁸/ No caso em que $\gamma < 1$, este resultado seria compatível também com uma situação em que $h < 1$ mas $\gamma\xi < \xi - \beta$, ou seja, em que o salário fosse pouco sensível a variações na produção (vale dizer, em que β e/ou γ fossem muito pequenos).

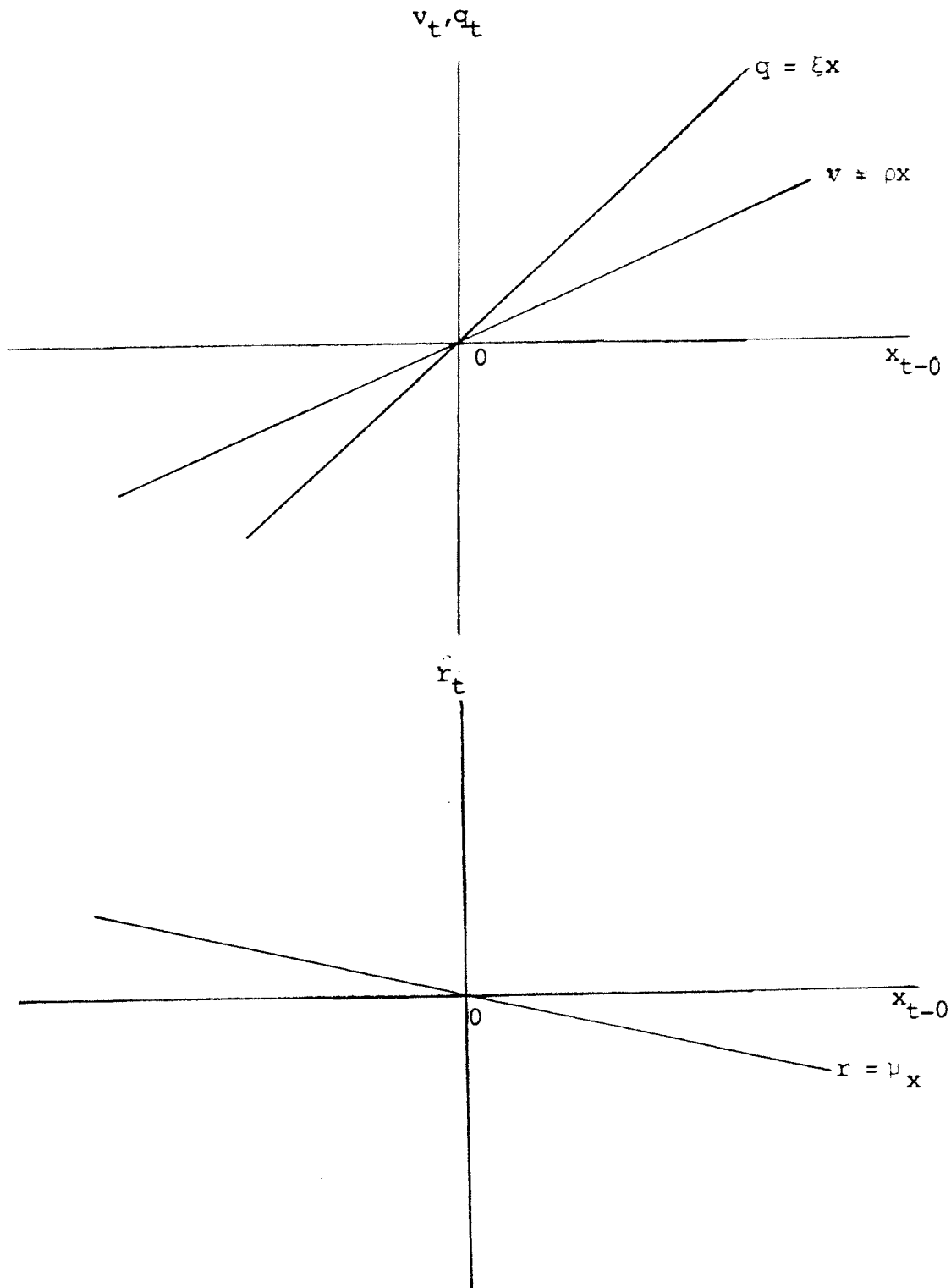


Figura 1

No segundo caso, ilustrado na figura 2, imagina-se $\rho > \xi$ sendo $\xi > 0$ ou $\xi < 0$. Neste caso a parcela salarial seria pro-cíclica, e segundo o modelo simplificado, a capacidade de repasse seria menor que a unidade.\

⁹/ Neste caso, a capacidade de repasse poderia ser menor que a unidade se no lugar de supormos $\gamma = 1$, supusessemos $\gamma < 1$ e ao mesmo tempo, $\gamma\xi > \xi - \beta$.

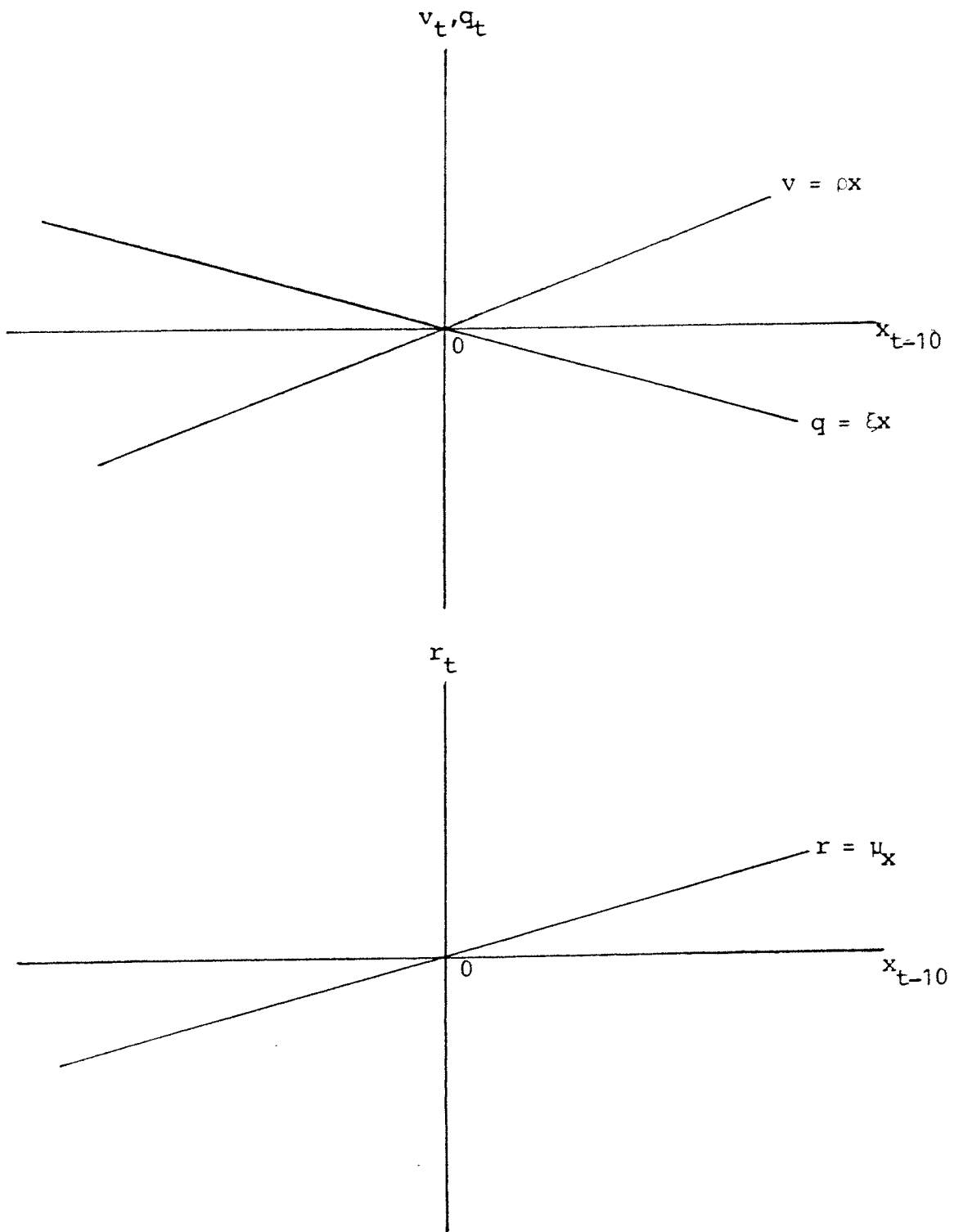
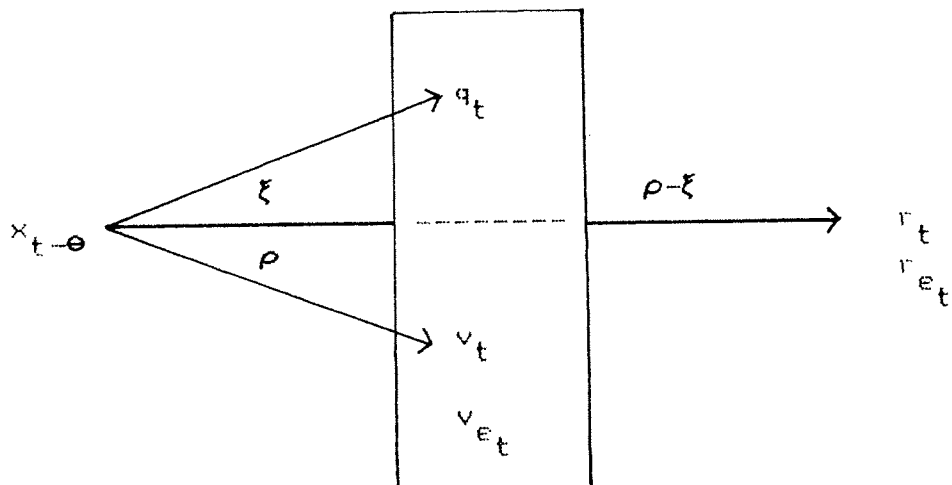


Figura 2

As equações que expressam a dinâmica do produto médio e das variáveis distributivas indicam o modo como, dada uma variação na produção no período $t - \theta$, reagem q , v , r , v_e e r_e no período t . Este resultado depende de múltiplos efeitos: em um período de expansão da produção, para exemplificar, depende da forma como reagem as firmas em termos de suas políticas de contratação de novos trabalhadores e utilização de horas-extras, depende da capacidade que têm os sindicatos de abocanhar ganhos de produtividade, depende da capacidade que têm as firmas de repassar variações nos custos para os preços, e assim por diante. Em cada indústria a combinação destes efeitos implica em um padrão de comportamento do produto médio e das variáveis distributivas ao longo do ciclo. De modo geral, o comportamento destas variáveis dada uma variação no nível de produção no período $t - \theta$ depende do valor dos parâmetros ξ e ρ , específicos de cada indústria. O esquema a seguir ilustra a relação entre variações em x , de um lado, e q , v , v_e , r e r_e , de outro.

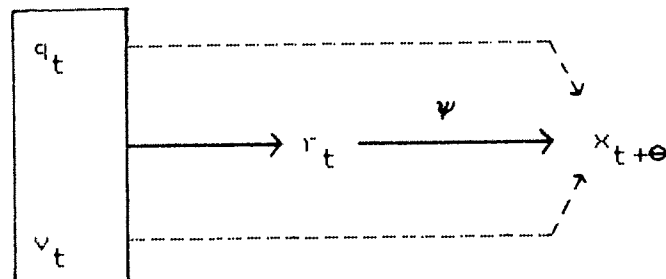


Supomos por outro lado, que variações nas medidas de parcela salarial afetam o nível de produção. Modificações nas medidas de parcela salarial, que correspondem a modificações na margem de lucro ou na lucratividade das empresas, tendem a afetar o nível de produção, seja diretamente, seja pelo efeito sobre as exportações devido a desvalorizações reais, seja através do efeito sobre o investimento de mudanças na lucratividade esperada. Na análise estatística buscaremos testar esta hipótese. A seguir estão duas equações lineares que expressam a relação entre a parcela salarial e o nível de produção:

$$10. \quad x = f(r, k) = k - \psi r = k + \psi(v - q), \quad \psi < 0$$

$$11. \quad x = j(r_e, k) = k - \psi_e r_e = k + \psi_e(v_e - q), \quad \psi_e < 0$$

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



A partir desta discussão fica claro que não se deve buscar, na análise empírica, causalidades únicas ou unidirecionais entre as variáveis de custo ou parcela salarial e o nível de produção. Espera-se, obviamente, a existência de bi-causalidade entre as variáveis, isto é, que as variáveis de custo e parcela salarial, de um lado, e o nível de produção, de outro, influenciem a determinação, umas das outras, sequencialmente. Ou seja, espera-se que a parcela salarial no período $t - \theta$ afete o nível de produção no período t , que por sua vez, através de seu efeito sobre o produto médio e as medidas de custo do trabalho no período $t + \theta$, afetem a participação salarial neste mesmo período, e assim por diante.

Desde que os parâmetros do modelo descrito fossem estáveis ao longo do tempo e compatíveis com um modelo estável, e para dados valores das variáveis exógenas, poder-se-ia definir um valor de equilíbrio (ou em torno do qual flutuassem) as variáveis distributivas e o nível de produção. Este não é, entretanto, o objetivo desta análise. O que buscamos enfatizar é a *causalidade sequencial* entre as variáveis e daí a importância atribuída aos lags ao longo da exposição.

O comportamento dos níveis de produção, emprego e produto médio, assim como das variáveis distributivas ao longo de um ciclo, depende de inúmeras variáveis, todas elas consideradas *dadas* em nossa análise. Por isso a análise não se pretende um estudo dos determinantes destas variáveis. Seu objetivo principal é pesquisar a correlação entre elas e o modo como afetam umas às

outras considerando-se diferentes estruturas de defasagens. Para isso procederemos a uma análise estatística baseada em *correlações contemporâneas e cruzadas* entre as variáveis.

A correlação contemporânea entre as variáveis x e y é dada por $\text{cor}(x_t, y_t)$ enquanto que a correlação cruzada é dada por $\text{cor}(x_{t-\theta}, y_t)$ onde θ pode ser um valor positivo (os valores de x sofrem uma defasagem $\theta = 1, \dots, n$) ou negativo (os valores de y sofrem defasagens $\theta = 1, \dots, n$).

Tomando-se o nível de produção como variável que define o ciclo, a correlação contemporânea entre a produção e o produto médio ou qualquer das variáveis distributivas serve como um indicador do comportamento cíclico destes últimos. As correlações cruzadas permitem examinar a existência de uma relação regular entre duas variáveis com diferentes graus de defasagens.¹⁰

Na análise empírica levada a cabo na seção seguinte buscamos identificar padrões de comportamento das variáveis nos diferentes gêneros industriais. Mais que isso buscamos identificar mudanças no comportamento dos parâmetros que relacionam as variáveis através da análise de mudanças sistemáticas no valor das correlações para diferentes graus de defasagem. Se, por exemplo, o valor da correlação entre as variáveis x e y muda de sinal à medida que cresce o número de lags, isto é uma indicação de que o parâmetro que mede a relação entre as duas variáveis é diferente para lags diferentes. Mudanças deste tipo são um indicador de que pode haver componentes endógenos no comportamento cíclico das variáveis.

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

Em nossa análise de correlação toda a atenção estará voltada para os aspectos gerais ou macroeconômicos e não específicos de cada indústria. Buscaremos portanto identificar padrões regulares de comportamento entre as diferentes indústrias.

¹⁰ / é natural que se interprete a correlação entre $x_{t-\theta}$ e y_t (quando $\theta > 0$) como uma indicação de 'antecipação' ou até 'causalidade' de x com relação a y . Entretanto, é necessário ser cuidadoso com interpretações deste tipo. Isto porque há outras variáveis não consideradas no modelo cuja influência no valor observado da correlação não é conhecida.

A hipótese kaleckiana

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

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

Os salários são medidas de custo, mas são também um componente importante na determinação da demanda agregada. Um aumento no poder de compra dos salários, do salário real no caso do trabalhador individual e da parcela salarial no caso das famílias de trabalhadores, aumenta a capacidade de consumo, e termina por fazer crescer a demanda por bens de consumo e o nível de produção agregado.¹¹ Kalecki foi quem chamou a atenção para este efeito de forma mais clara, e daí referirmo-nos a ele como hipótese kaleckiana.

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

¹¹ / O salário real como medida de poder de compra dos salários é calculado deflacionando o salário médio da economia (ou da indústria geral) pelo índice de preços ao consumidor. A parcela salarial é dada pelo salário real deflacionado pelo produto médio da economia (ou da indústria geral).

III - Análise Estatística

A seguir apresentamos os principais resultados da análise estatística. Testes de estacionaridade foram aplicados às séries com o objetivo de extrair delas tendências estocásticas, e com isso eliminar a possibilidade de correlações espúrias entre as variáveis. \

O tratamento aplicado aos dados -- transformando as séries de tal modo que não tenham tendência ou variações sazonais -- permite que cada observação seja vista como um desvio cíclico em torno a um valor médio estacionário ou constante. As séries espelham portanto o movimento cíclico (isto é, de curto prazo) das variáveis. Todas as variáveis, exceto quando houver referência em contrário, dizem respeito a indústrias individuais, e não aos seus valores agregados.

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

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

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

$$v = v_e = \rho x$$

$$\text{onde } \rho = [\xi + \beta(1-h)] x$$

e

$$r = r_e = \mu x$$

$$\text{onde } \mu = \rho - \xi = \beta(1-h)$$

¹Ver Apêndice sobre "Base de Dados e Metodologia."

Segundo a análise das correlações contemporâneas (Quadro 1) a produtividade por homem empregado (q) é fortemente pró-cíclica e as medidas de custo do trabalho (v e v_e) não apresentam padrão definido, sendo seu comportamento quase sempre independente do nível de produção e em alguns poucos casos positivamente correlacionado. A parcela salarial (r e r_e) é inquestionavelmente anti-cíclica.

QUADRO 1
CORRELAÇÕES CONTEMPORÂNEAS

	$x_{e q}$	$x_{e v}$	$x_{e v_e}$	$x_{e r}$	$x_{e r_e}$
1 INDUSTRIA GERAL	+			-	-
2 EXTRATIVA MINERAL	+		-	-	-
3 IND. TRANSFORMAÇÃO	+				
4 MINERAIS NÃO METÁLICOS	+		+		
5 METALURGIA	+	-	-	-	-
6 MECÂNICA	+				
7 MAT. ELÉTRICO E COMUNICAÇÕES	+			-	-
8 MATERIAL DE TRANSPORTE	+			-	-
9 PAPEL E PAPELÃO	+			-	-
10 BORRACHA	+			-	-
11 QUÍMICA	+			-	-
12 FARMACÊUTICA	+		+	-	-
13 PERFUMARIA, SABOES E VELAS	+			-	-
14 PROD. MATERIAS PLÁSTICAS	+			-	-
15 TEXTIL	+	+			
16 VESTUÁRIO, CALÇADOS, ART. TEC.	+		+		
17 PRODUTOS ALIMENTARES	+	+		-	-
18 BEBIDAS	+	+	+	-	-
19 FUMO	+				

Estes resultados, em termos do modelo indicam que, sendo $\xi > 0$ e $\rho = 0$, o movimento da parcela salarial definido pelo valor de $\mu = \rho - \xi$, será simétrico ao comportamento de ξ . Isto é,

$$\mu = -\xi$$

Isto significa que o comportamento a-cíclico das medidas de custo implica que o comportamento da parcela salarial depende em grande medida somente do movimento da produtividade. Sendo esta pró-cíclica, a parcela salarial é obviamente anti-cíclica. Isto implica, finalmente, que a margem de lucros seja pró-cíclica, e o fator de repasse (h) maior que a unidade. Quanto a este último ponto, pode-se comprovar o resultado notando que sendo

$$\mu = \rho - \xi = \beta(1-h) < 0$$

então $h > 1$. Sendo assim, pode-se conjecturar que mesmo sendo pró-cíclico o comportamento dos salários nominais, o fato do fator de repasse ser superior à unidade faz com que a variação nos preços compense aquela dos salários de tal modo que o custo salarial permaneça praticamente inalterado e a parcela salarial varie inversamente ao nível de produção.

Além das correlações contemporâneas, pode-se estudar as correlações cruzadas, isto é, correlações entre variáveis admitindo-se lags e leads de diferentes tamanhos. Assim é possível conhecer correlações dos seguintes tipos entre as variáveis z e y :

$$\text{cor}(z_{t-\theta}, y_t) \text{ para } \theta \text{ positivo ou negativo}$$

Na presente análise consideramos valores de θ entre -8 e 8 , o que significa que conhecemos a correlação entre qualquer par de variáveis com leads e lags de até 8 períodos (meses em nosso caso). Esta análise nos permite examinar se, ao longo do tempo, os movimentos de uma variável qualquer (por exemplo, o nível de produção) antecipam (ou são antecipados) por movimentos de outra variável (a parcela salarial, por exemplo), e o período de antecipação mais frequente.

Examinamos em primeiro lugar a correlação entre as variáveis distributivas (produtividade, custo salarial, e parcela salarial) e o nível de produção defasado de 1 a 8 períodos. Os resultados estão expostos no quadro 5. No quadro há 5 colunas, cada uma referente à correlação

entre o nível de produção e uma outra variável (produto médio, custo do trabalho, relação salário:câmbio, parcela salarial e parcela salarial medida em dólares). Os valores em cada coluna correspondem aos lags. Assim, na primeira sub-coluna, os valores 1-3 significam que há correlação positiva entre o nível de produção defasado entre 1 e 3 meses e o produto médio na indústria de transformação.

Os resultados das correlações cruzadas no sentido produção \rightarrow variáveis distributivas, isto é, com medidas defasadas de variação no nível de produção, são menos conclusivos. A honrosa exceção fica por conta do comportamento da taxa de variação do produto médio por trabalhador empregado que é claramente pró-cíclico nos lags 1 a 3 e anti-cíclico nos lags 5 a 8 (vide Quadro 2). Assim, em termos do modelo em taxas, somos levados a crer que o movimento da produtividade é tal que

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

Este resultado confirma a análise em níveis e a hipótese já discutida de que o comportamento do produto médio reflete o efeito do custo de ajustamento do nível de emprego a variações na produção. Indica ainda que há pelo menos um componente na determinação da parcela salarial a sugerir que seu comportamento seja anti-cíclico nos primeiros lags e pró-cíclico nos lags restantes.

O comportamento das medidas de custo são menos conclusivas. Em 5 gêneros não há correlação significativa para qualquer das 2 medidas (v e v_e), indicando independência entre variações do custo salarial e variações defasadas do nível de produção. Em 5 outros gêneros, a correlação é não significativa ou positiva levando-se em conta as 2 medidas. Em 4 gêneros a correlação é não significativa ou negativa. Finalmente, nos 2 gêneros restantes, há ambiguidade dos resultados entre as 2 medidas de custo. Assim, não há um padrão generalizável para o comportamento do custo salarial, dadas variações no nível de produção.

Já os resultados sobre as medidas de participação dos salários são um pouco mais conclusivos. Levando-se em conta não só a estrutura de lags mas também o lag em que verifica a maior correlação, observa-se que há um predomínio de correlações negativas nos lags iniciais (1-3) e, mais frequente ainda, de correlações positivas nos lags finais (4-8). Estes resultados estão estreitamente associados ao comportamento da produtividade, com um padrão muito bem definido; e as diferenças entre o comportamento das duas medidas de participação salarial se devem ao comportamento das respectivas medidas de custo.

Uma conjectura a partir destes dados indicaria que há um câmbio no comportamento da parcela salarial, que passa de uma correlação levemente negativa nos 1^{os} lags a uma correlação positiva nos lags finais. Do ponto de vista do modelo isto implicaria:

$$r_t = \mu x_{t-\theta} = (\rho - \xi) x_{t-\theta}$$

$$\text{com } \begin{cases} \beta(1-h) < 0 \quad (\Rightarrow) \quad h > 1 \text{ para } \theta = 1, \dots, 3 \\ \beta(1-h) > 0 \quad (\Rightarrow) \quad h < 1 \text{ para } \theta = 4, \dots, 8 \end{cases}$$

O comportamento do produto médio e da parcela salarial indicam a existência de uma mudança no padrão de comportamento das 2 variáveis entre os lags 4 e 5, dada uma mudança na taxa de variação do nível de produção. Graficamente, o comportamento das variáveis distributivas pode ser representado pelas figuras 1 (lags 1-3) e 2 (lags 4-8).

Finalmente, cabe analisar o comportamento das taxas de variação do nível de produção diante de mudanças na taxa de variação da parcela salarial. No quadro 3 é evidente o predomínio da correlação negativa na indústria geral, em ambas as classes industriais, e em praticamente todos os gêneros. Este resultado tende a confirmar a hipótese de que uma redução no custo salarial unitário induz o crescimento da produção, dadas as condições de demanda.

QUADRO 2
ESTRUTURA DE LAGS
PRODUTIVIDADE, CUSTO E PARCELA SALARIAL

	x --> q		x --> v		x --> v _e		x --> r		x --> r _e	
	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-
1 INDÚSTRIA GERAL	1-3	6-8			3-5		7-8		6-8	
2 EXTRATIVA MINERAL	1-6			2		1-3		1-4	1-3	
3 IND. TRANSFORMAÇÃO	1-2	6-8			3-6		7-8	1	5-8	
4 MINERAIS NÃO METÁLICOS	1-3	7-8	5-6		1-8		8	2	2-8	
5 METALURGIA	1-3	7-8		1-4			8	1-4	1-4	
6 MECÂNICA		6-8								
7 MAT. ELÉTRICO E COMUNICAÇÕES	1	7-8			3-4		6-8		4-8	
8 MATERIAL DE TRANSPORTE	1	7-8						1-2		
9 PAPEL E PAPELÃO	1	6-8					6		6-8	
10 BORRACHA	1	8						3	1	
11 QUÍMICA	1-2	6-8	1-6				3-8			
12 FARMACÊUTICA	1-3		1-2		1-4					
13 PERFUMARIA, SABOES E VELAS	1-8					2		1		
14 PROD. MATERIAS PLÁSTICAS	1-2	6-8		1-8			7-8	1-4	6-8	
15 TEXTIL	1	5-8							4-8	
16 VESTUÁRIO, CALÇADOS, ART. TEC.	1-3	7		4-7	1-8			1-3	1-8	
17 PRODUTOS ALIMENTARES										
18 BEBIDAS	1-3				1-3		2-8			
19 FUMO	1-3	6-8		4-8		1-8	3-8		1	

QUADRO 3
ESTRUTURA DE LAGS

	r -->	x	r _e -->	x
	+	-	+	-
1 INDUSTRIA GERAL		1-5		1-8
2 EXTRATIVA MINERAL		1-6		6
3 IND. TRANSFORMACAO		1-6		1-8
4 MINERAIS NAO METALICOS		2		2-8
5 METALURGIA		1-6		1-8
6 MECANICA				
7 MAT. ELETRICO E COMUNICACOES		1-7		2-8
8 MATERIAL DE TRANSPORTE		1-3		1-8
9 PAPEL E PAPELAG		6		1-8
10 BORRACHA	7-8	1		2-8
11 QUIMICA				1-8
12 FARMACEUTICA		7-8		6-8
13 PERFUMARIA, SABOES E VELAS	7			
14 PROD. MATERIAS PLASTICAS		1-4		1-8
15 TEXTIL	4-8			
16 VESTUARIO, CALCADOS, ART. TEC.		1-3		5-6
17 PRODUTOS ALIMENTARES				
18 BEBIDAS		7-8		
19 FUMO		3-8		

Farece interessante notar que a combinação dos resultados das correlações cruzadas indicam a existência de um componente cíclico endógeno. A mudança no padrão de comportamento da produtividade e da parcela salarial, por um lado, e o efeito de antecipações na parcela salarial sobre a produção, fazem com que ciclos de aceleração e desaceleração do nível de produção se sucedam. Obviamente, o comportamento das variáveis exógenas (política econômica, demanda por exportações, 'animal spirits') afetam o comportamento tanto das variáveis distributivas quanto do nível de produção. Sugerimos apenas que, além dos choques exógenos, há indicações de um componente endógeno no comportamento destas variáveis.

IV Nota sobre a Hipótese Kaleckiana

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

A análise estatística até aqui referiu-se a medidas de custo e parcela salariais em que tanto a medida de salário nominal quanto as medidas de preço (para deflação do salário) e de produtividade referem-se aos gêneros industriais individuais. Nesta seção, diferentemente, a medida de parcela salarial refere-se à relação entre salário médio e produto médio da indústria geral (IG) deflacionado pelo índice de preços ao consumidor. Isto é a relação

$$\frac{w_{IG}}{IPC} \cdot \frac{1}{Q_{IG}}$$

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

Na seção II discutimos a hipótese kaleckiana segundo a qual, quanto maior a parcela salarial, maior o consumo agregado e, dados os níveis de investimento e exportações líquidas, maior seria o nível de produção. Testamos esta hipótese calculando correlações contemporâneas e cruzadas entre a parcela salarial medida pelo IPC ($r(ipc)$) e o nível de produção de cada gênero industrial, além da indústria geral e das duas classes industriais. Os resultados estão no Quadro 4.

QUADRO 4
 ESTRUTURA DE LAGS (taxas)
 Parcela Salarial (medida pelo IPC)

	x(j) --> r(ipc)		r(ipc) --> x(j)		r(ipc) e x(j)		r(ipc) e r(j)	
	+	-	+	-	+	-	+	-
1 INDUSTRIA GERAL	5-8			1-8	-			+
2 EXTRATIVA MINERAL		1-5		1-5	-			+
3 IND. TRANSFORMACAO	3-7			1-8	-			+
4 MINERAIS NAO METALICOS	2,4							
5 METALURGIA		1-2		1-8	-			+
6 MECANICA	3							+
7 MAT. ELETRICO E COMUNICACOES	4-8							+
8 MATERIAL DE TRANSPORTE				5-7				+
9 PAPEL E PAPELAD		1-2		1-4	-			+
10 BORRACHA				1-8	-			+
11 QUIMICA	1	1-5			-			+
12 FARMACEUTICA	2-8			5-8				+
13 PERFUMARIA, SABOES E VELAS			3-8					+
14 PROD. MATERIAS PLASTICAS	5-8			1-6	-			+
15 TEXTIL		4-7						+
16 VESTUARIO, CALCADOS, ART. TEC.	3-8			5				+
17 PRODUTOS ALIMENTARES				5,7				
18 BEBIDAS								
19 FUMO	1-7		1					

Os resultados não confirmam a hipótese kaleckiana. Onde a correlação contemporânea é significativa, seu sinal é negativo. Já os resultados da correlação entre a parcela salarial defasada e o nível de produção indicam que uma queda da parcela está associada a um crescimento do nível de produção. Isto é verdade para a indústria geral, as indústrias extrativa e de transformação e para 8 dos 16 gêneros industriais.

Estes resultados sugerem, portanto, que para o período pesquisado, a hipótese kaleckiana não se sustenta. Esta conclusão pode ser qualificada. Ela não indica que o consumo agregado não é positivamente correlacionado com a parcela salarial medida pelo IPC. Apenas que, se esta correlação é de fato positiva e significativa, o efeito com sinal contrário da variação da parcela salarial sobre os níveis de investimento e exportações líquidas tende a prevalecer. Obviamente, os efeitos sobre a decisão de investir (principalmente no setor de comerciáveis) e de exportar não dependem da parcela salarial medida pelo IPC mas sim pelo índice de preço setorial ou a taxa de câmbio. Ocorre, entretanto, que como atesta a última coluna do Quadro 4, as duas medidas de parcela salarial são positivamente correlacionadas.

Sendo assim, cabe-nos apenas sugerir que o efeito expansionista sobre o investimento e exportações parece prevalecer sobre o efeito contracionista sobre o consumo de uma redução da parcela salarial.

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

V. Conclusões

Este trabalho teve como principal objetivo desenvolver um modelo para elucidar o exame estatístico da relação entre o nível de produção, de um lado, e o produto medio e as variáveis distributivas, de outro, em economias com regimes de alta inflação.

O fato das medidas de custo não terem um padrão cíclico definido faz com que o comportamento das medidas de parcela salarial (tanto em termos do preço da indústria correspondente quanto medido pela taxa de câmbio) dependam essencialmente do comportamento do produto medio dos trabalhadores empregados. O produto medio é pro-cíclico no caso de correlações contemporâneas, e nos casos em que o nível de produção sofre de uma a cinco defasagens. Quando a produção sofre defasagens de seis a oito meses o comportamento do produto medio é anti-cíclico.

O fato do produto medio por homem ocupado ser pro-cíclico pode ser visto como uma evidência de que as firmas, diante dos custos de demitir e empregar, ajustam o volume de emprego a variações no nível de produção com um retardo. No curtíssimo prazo o ajuste se daria via horas trabalhadas e produto medio por hora trabalhada.

A parcela salarial é, em geral, anti-cíclica. Vale dizer, variações no nível de produção e nas medidas de parcela salarial são negativamente correlacionados tanto no caso contemporâneo quanto no caso de defasagens de 1 a 5 meses. De 6 a 8 meses de defasagem da produção, a correlação passa a ser positiva.

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

Testamos ainda a correlação entre variações do nível de produção e o poder de compra dos salários medido pela parcela salarial. A hipótese kaleckiana de que o nível de produção deve variar na mesma direção que o poder de compra dos salários foi rejeitada. Ao contrário, verificou-se na maior parte das indústrias, uma correlação negativa entre a parcela salarial e o nível de produção, seja no caso de correlações contemporâneas, seja no caso de correlações cruzadas. O sinal destas correlações não deve ser tomado como uma evidência de que não há correlação positiva entre a parcela salarial e o nível de consumo agregado. Apenas de que o efeito geral ou líquido do crescimento da parcela salarial não é o crescimento do nível de produção. Afinal, o crescimento do consumo agregado pode ser contrarrestado pelo efeito negativo sobre o nível de

produção do crescimento dos custos unitários de produção se as duas medidas de parcela salarial (custo de produção e poder de comprados salários) são positivamente correlacionados como, de fato, são. De qualquer forma, o resultado indica que a hipótese Kaleckiana, que por vêzes tomamos como um dado, não é tão óbvia no caso brasileiro. Isto indica a necessidade de uma nova investigação sobre os efeitos de modificações na distribuição de renda sobre os componentes da demanda agregada.

Apêndice : Base de Dados e Metodologia

Neste apêndice descrevemos a base de dados e o tratamento a que submetemos as séries temporais utilizadas.

Base de Dados

As séries originais são da FIM do IBGE. Partimos das séries mensais dos seguintes dados para a indústria geral, extrativa mineral, indústria de transformação e gêneros da indústria de transformação:

- valor da produção nominal (Y);
- nível da produção física (X);
- nível do pessoal ligado à produção (N); e
- salário médio nominal do pessoal ligado à produção (W).

A partir destas séries foram calculados, para cada classe e gênero industrial:

- um índice de preços ($P = Y/X$);
- um índice de produto médio do trabalho ($Q = X/N$);
- um índice de custo do trabalho ($V = W/P$);
- um índice da relação câmbio:salário ($V_e = W/E$) onde E é a taxa de câmbio oficial média mensal;
- um índice da parcela salarial ($R = V/Q$);
- um índice da parcela salarial medida em dólares ($R_e = V_e/Q$).

Metodologia

O objetivo da pesquisa é examinar a relação ao longo dos ciclos de curto prazo entre o nível de produção (que define o movimento cíclico), de um lado, e as medidas de custo do trabalho e parcela salarial, de outro. Afim de reter apenas o componente cíclico de curto prazo, procedemos à extração do componente sazonal e da tendência estocástica das séries. A seguir discutiremos os processos utilizados.

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

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

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

Na pesquisa, utilizou-se o filtro taxa acumulada de 12 meses, que retira não só a parte sazonal da série mas também reduz a componente irregular. Como este filtro retira somente os componentes determinísticos de sazonalidade, deve-se testar se existe alguma tendência estocástica. Se existir, deve-se extrair tal componente, para que se possa relacionar as séries resultantes através dos procedimentos usuais, isto é, correlacionando as variáveis e utilizando os métodos de inferência clássica.¹

¹/ Ao relacionar duas séries que contenham uma tendência estocástica, dois tipos de problemas podem surgir. O primeiro, conhecido por correlação espúria [ver Granger (1974)], é resultante da tentativa de relacionar duas séries com tendência estocástica, por exemplo dois "random walks", que não são relacionados, dado que os erros das duas séries são independentes.

O segundo problema é resultante da utilização de mínimos quadrados ordinários para estimar os parâmetros

Os testes de determinação da ordem da tendência estocástica de uma série foram desenvolvidos por Engle e Granger (1987) [para uma resenha com aplicações a séries brasileiras ver Ferreira (1989)]. A idéia nestes testes é determinar se a série tem raiz unitária. Uma forma de testar esta hipótese é verificar se no modelo:

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

α_0 é negativo e significativo. Se esta hipótese não puder ser rejeitada, (1) corresponde a um modelo auto-regressivo estacionário, já que o coeficiente de u_{t-1} é $1 + \alpha_0 < 1$, e denota-se por $I(0)$. Se a hipótese nula [$H_0: \alpha_0 < 0$] for rejeitada então é necessário tomar pelo menos a primeira diferença da série para que esta se torne estacionária. O passo seguinte consiste em reestimar o modelo (1) trocando-se Δy_t por $\Delta_2 y_t$ e y_{t-1} e testar se α_0 , nesta nova regressão, é negativo e significativo. Se for, a série y_t é $I(1)$ e se, a hipótese nula for rejeitada, volta-se ao passo anterior com as necessárias modificações [troca-se $\Delta_2 y_t$ por $\Delta_3 y_t$ e $\Delta_2 y_{t-1}$] até que não se rejeite a nula. Na maioria dos casos ao longo da pesquisa, não foi necessário diferenciar as séries mais do que duas vezes para se obter uma série estacionária.

O teste de integração, apresentado acima, é obtido sob a hipótese que os erros têm distribuição normal independente com média zero e variância constante. Deve-se, portanto, controlar para que estas hipóteses sejam satisfeitas.

Uma forma de controlar a independência é pela interpretação da estatística D.W. da regressão (1) como um teste de especificação. Caso a nula, independência dos erros, seja rejeitada, inclui-se tantas defasagens de Δy_t quantas forem necessárias para que não se rejeite a nula.

Controlar a constância da variância, não é tão fácil quanto a independência dos erros, já que a forma de heterocedasticidade dos erros é, em geral, desconhecida. Uma forma de verificar a constância da variância é através do teste F dos coeficientes α_1 na

de uma regressão em que as variáveis têm uma tendência estocástica. Como mostram Engle e Granger (1987) as distribuições dos estimadores e estatísticas associados a estes estimadores, não são as usuais. Estes dois problemas são resolvidos obtendo-se a ordem de integração das séries a serem relacionadas.

regressão auxiliar:

$$\hat{\alpha}_t^z = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{z}_t^z$$

onde \hat{u}_t é o resíduo do modelo (1) e \hat{z}_t é o ajustado pelo modelo. Observe que se está tentando se a variância é função do quadrado dos regressores, e é nesta direção que o teste tem potência. Mas pode acontecer que a não constância seja em outra direção [por exemplo a heterocedasticidade pode ser do tipo ARCH, ver Engle (1982), onde a variância é um processo AR(1)], e neste caso, o teste acima tem potência baixa. Como não se sabe a direção da heterocedasticidade, optou-se por não tentar controlar esta possível falta de especificação do modelo, sabendo que o teste de integração pode apresentar alguns problemas.

Controlando-se por independência e mesma variância pode-se garantir que os testes de Engle e Granger para a determinação da ordem de integração têm uma boa potência.

O modelo (1) corresponde ao caso em que toda a tendência é estocástica. Mas pode acontecer que além da parte estocástica exista também uma determinística. Dois casos são possíveis: o primeiro a média do processo gerador dos dados é constante e diferente de zero e no segundo a média do processo cresce segundo uma tendência determinística. A extensão do teste de integração para estes dois outros casos corresponde a testar se α_0 é negativo e significativo no modelo (1) com constante pra o primeiro caso e para o segundo deve-se incluir uma tendência determinística. No primeiro caso tem-se um modelo de tendência estocástica com drift e no segundo com drift e tendência determinística.

Pode acontecer que os resultados dos três testes sejam contraditórios. Quando isto acontecer a ordem de integração escolhida, será aquela que corresponderá ao modelo mais simples, em geral, o modelo com tendência somente estocástica.

Referências Bibliográficas

Amadeo, E. 1982. Salários, Desemprego e Preços: um estudo comparativo de Keynes e da Macroeconomia da Década de 1970, Rio de Janeiro: BNDES.

Amadeo, E. 1986. "Sobre Salários Nominais: as críticas keynesiana e monetarista à abordagem de Keynes sobre o mercado de trabalho".

Amadeo, E. e Estevão, M. 1989. Desemprego de Keynes às experiências neo-corporativas, Mimeo, Departamento de Economia, FUC/RJ.

Amadeo, E. 1989. Keynes's Principle of Effective Demand, Upleadon: Edward Elgar.

Amadeo, E. e Camargo, J.M. 1989a. "A Structuralist Analysis of Inflation and Stabilization", mimeo, WIDER/UNU, Helsinki.

Amadeo, E. e Camargo, J.M. 1989b. "Choque e Conceito", Dados.

Boddy, R. 1985, "A Special Solution to the 'Problem' of Procyclical Productivity", Journal Economic Review, vol. 71, no. 2, Maio, pp. 816-823.

Bodkin, R.G. 1969, "Real Wages and Cyclical Variations in Employment: a re-Examination of the Evidence", Canadian Journal of Economics.

Box, G.E.P. e Jenkins, G.M. (1976). Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco: Holden Day.

Brothwell, John F. 1983, "Wages and Employment: A Reply to John Maynard Keynes and Rose", Journal of Post Keynesian Economics, vol. 6, no. 1, Fall, pp. 101-4.

Barro, R. & Grossman, H. 1971, "A General Disequilibrium Model of Income and Employment", The American Economic Review, vol. 61, no. 1, mar, pp. 82-93.

Burda, Michael C. 1985, "New Evidence on Real Wage-Employment Correlations from U.S. Manufacturing Data", Economics Letter, vol. 18, no. 2-3, pp. 283-5.

Canzoneri, Matthew B. 1978, "The Returns to Labour and the Cyclical Behavior of the Real Wages", Review of Economics and Statistics, vol. 60, pp. 19-24.

Chirinko, Robert S. 1979, "The Real Wage rate Over the Business Cycle", The Review of Economics and Statistics, pp. 459-460.

Engle, R.F. e Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". Econometrica, 55, pp. 251-276.

Fay, Jon & James L. Medoff 1985, "Labour and Output over the Business Cycle: Some Direct Evidence", American Economic Review, vol. 75, no. 4, Setembro, pp. 638-655.

Gordon, David M. 1981, "Capital-Labour Conflict and the Productivity Slowdown", American Economic Review, vol. 71, no. 2, Maio, pp. 30-35.

Granger, C.W.J. (1966). "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable", Econometrica, 34, pp. 150-161.

Granger, C.W.J. (1983). "Co-integrated Variables and Error-Correction Models", University of California - San Diego, Discussion Paper, no. 83-13.

Harvey, A.C. e Pereira, P.L.V. (1988). "Trend, Seasonality and Seasonal Adjustment". Texto para Discussão Interna no. 154, INPES/IFEPA.

Hendricks, W. 1981, "Unionism, Oligopoly and Rigid Wages", The Review of Economics and Statistics, vol. 63, Maio, pp. 198-205.

Hendry, D.F. (1987). "Econometric methodology: a personal perspective". Em T.F. Bewley (ed.), Advances in Econometrics, vol. 2, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 29-48.

Hickman, B.G. 1987, "Real Wages, Aggregate Demand and Unemployment", European Economic Review, vol. 31, no. 8, Dezembro, pp. 1351-1560.

Layard, P.R.G. & Steve A. Nickell 1980, "The Case of Subsiding Extra Jobs", Economic Journal, vol. 90, March,

pp. 57-73.

Lilien, David M. & Robert E. Hall 1986, "Cyclical Fluctuations in The Labor Market", Handbook of Labor Economics, vol. 2.

Michie, R. 1987. Wages in the Business Cycle

Moffit, Robert 1986, "Real Wages over the Business Cycle: Estimating the Impact of Heterogeneity with Micro Data", Workshop in Empirical Economics.

Munley, F. 1981, "Wages, Salaries, and the Profit Share: A Reassessment of the Evidence", Cambridge Journal of Economics, vol. 5, no. 2, June, pp. 159-73.

Neftci, S.N. 1978, "A Time Series Analysis of the Real Wages-Employment Relationship", Journal of Political Economy, vol. 86, no. 2, parte 1, April, pp. 281-291.

Nickell, Steve J. 1978, "Fixed Costs, Employment and Labour Demand Over the Cycle", Economica, vol. 45, pp. 329-345.

Nickell, Steve J. 1982, "Wages and Unemployment: A General Framework", Economic Journal, vol. 92, March, pp. 51-55.

Okum, A. 1981, Prices and Quantities. Basil Blackwell, Oxford.

Otani, I. 1978, "Real Wages and Business Cycle Revisited", The Review of Economics and Statistics, vol. 69, May, pp. 301-4.

Patinkin, D. 1965, Money, Interest and Prices. New York, Harper & Row.

Phillips, P.C.B. (1987). "Time Series Regression with Unit Roots". Econometrica, 55, pp. 277-301.

Ploeg, F. van der 1987, "Growth Cycles, Induced Technical Change, and Perpetual Conflict over the Distribution of Income", Journal of Macroeconomics, vol. 9, no. 1, Winter, pp. 1-13.

PREALC 1987, "Desempleo Estructural em Chile: Un Analisis Macroeconomico", PREALC, Julho.

Sachs, J.D. 1979, "Wages, Profits and Macroeconomics Adjustment: A Comparative Study", Brooking Papers on Economic Activity, vol. 2, pp. 269-319.

Sachs, J.D. 1983, "Real Wages and Unemployment in the OECD Countries", Brooking Papers on Economic Activity, no. 1, pp. 255-289.

Sargan, J.D. e Bhargava, A. (1983). "Testing Residuals from Least Squares REgression for Being Generated by Gaussian Random Walk". Econometrica, 51, pp. 153-174.

Scarth, W.M. & A. Myatt 1980, "The Real Wage-Employment Relationship", Economic Journal, vol. 90, March, pp. 85-95.

Sims, C., Stock, J.H. e Watson, M.W. (1987), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots". Hoover Institution Working Paper in Economics E-87-1.

Smyth, D.J. 1981, "Real Wages, Business Cycles and the Speed of Employment in Manufacturing Sectors of Industrialized Countries", Review of Economics and Statistics, vol. 63, no. 2, May, pp. 331-342.

Solimano, Andres 1986, "Salarios Reales y Empleo Bajo Distintos Regimenes Macroeconomicos. Una Aplicacion para Chile y Brasil", Cuadernos de Economia, Ano 23, n. 70, Dezembro, pp. 343-371.

Stock, J.H. (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". Econometrica, 55, pp. 1035-1056.

Tatom, John A. 1980, "The 'Problem' of Procyclical Real Wages and Productivity", Journal of Political Economy, vol. 88, no. 2, April, pp. 385-394.

Ferreira, Pedro L.V. (1988), "Co-Integração: Uma Resenha com Aplicações a Séries Brasileiras", mimeo, INPES/IPEA.

TEXTOS PARA DISCUSSÃO -

227. Bacha, E.L., "Alguns Princípios para a Reforma do Sistema Financeiro Nacional".
228. Amadeo, E.J. e J.M. Camargo, "Desafios da Centralização Sindical: Uma Agenda para os Anos 90".
229. Fritsch, W. e G.H.B. Franco, "The Quest for Efficient Industrialization in a Technologically Dependent Economy: the current Brazilian debate".
230. Fritsch, W. e G.H.B. Franco, "Trade Policy, MNCs and the Evolving Pattern of Brazilian Trade, 1970-85".
231. Amadeo, E.J., "Desemprego: Teorias e Evidências sobre a Experiência Recente na OECD".
232. Amadeo, E.J. e J.M. Camargo, "Brazilian Labour Market in an Era of Adjustment".
233. Amadeo, E.J. e J.M. Camargo, " 'New Unionism' and the Relation Between Capital, Labour and the State in Brazil".
234. Marques M.S.B. e S.P.C. Werlang, "Deságio das LFTs e a Probabilidade Implícita de Moratória".
235. Lago, L.A.C., "Uma Revisão do Período do 'Milagre' Política Econômica e Crescimento, 1967-1973".
236. Carneiro, D.D. e Ilan Goldfajn, "Reforma Monetária: Prós e Contras do Mercado Secundário".
237. Carneiro, D.D. e Rogerio Werneck, "Public Savings, Private Investment and Growth Resumption in Brazil".
238. Carneiro, D.D. e Rogério Werneck, "Brazil: Medium-Term Development and Growth Resumption in Brazil".
239. Franco, Gustavo H.B., "Liberalização: Cuidados a Tomar".
240. Abreu, Marcelo de Paiva, "The Rewards of Good Behaviour: Foreign Debt and Economic Growth in South America, 1929 - 1945".
241. Moraes, Pedro Bodin de, "Foreign Banks In The Brazilian Economy In The 1980S".