

# Indexação Salarial, Rotatividade e Variações de Salário Nominal nas Indústrias Têxtil e de Borracha no Estado de São Paulo-1966/1976

RUSSELL E. SMITH<sup>(\*)</sup>

## Resumo

Este trabalho estima o impacto de curto prazo da indexação salarial sobre variações mensais no salário nominal em dois setores da indústria de transformação brasileira entre 1966 e 1976. É estimado um modelo de determinação salarial a partir

---

*O autor é professor assistente de economia da School of Business da Washburn University, Topeka, Kansas.*

*Traduzido por Laura Teixeira Motta, do original em inglês "Wage Indexation, Turnover and Nominal-Wage Changes in the Textile and Rubber Industries in the State of São Paulo, 1966-1976."*

(\*) Este trabalho é resultante de pesquisa subvencionada por Social Science Research Council, Doherty Fellowship Committee e Graduate College of the University of Illinois em Urbana-Champaign. O autor agradece a Werner Baer, Roberto Macedo, Larry Kahn, John Humphrey, Mel Rothbaum, Gustavo Maia Gomes, Carlos Antonio Luque e dois pareceristas anônimos pelos valiosos comentários ao longo das várias fases do desenvolvimento deste trabalho.

de variáveis representando a política salarial e as forças de mercado. O modelo inclui variáveis que captam os efeitos do reajuste anual coletivo de salário, do salário mínimo regional, da demanda e da inflação. Dados mensais permitem a identificação do mês de impacto dos coeficientes de indexação. Os resultados sugerem que a indexação não determina completamente os salários, e sustentam a hipótese de que os salários aumentam nos períodos entre os reajustes formais, em resposta a forças econômicas. O desvio salarial interperíodos é possível em virtude de rotatividade e recontração no mercado de trabalho.

## Abstract

This paper estimates the short-run impact of wage indexation on monthly nominal-wage changes in two Brazilian manufacturing industries between 1966 and 1976. A policy and market-force wage determination model is estimated. The model includes variables that capture the effects of the annual collective wage adjustment, the regional minimum wage,

demand, and inflation. Monthly data allow identification of the month of impact of the indexation coefficients. Results suggest that indexation does not fully set wages and support the hypothesis that wage rise between formal adjustments in response to economic forces. Intra-period wage drift is possible because of turnover and recontracting in the labor market.

### Introdução

Entre as reformas que precederam o *boom* econômico pós-1968 no Brasil houve a criação de um sistema de reajuste, ou indexação salarial para compensar os efeitos da inflação que se manteve a taxas anuais de vinte a quarenta por cento neste período. Os dois mecanismos de reajuste salarial existentes eram o reajuste nacional coletivo, ou política salarial, e os salários mínimos regionais. O salário mínimo determinava limites inferiores legais para os salários pagos, enquanto o reajuste coletivo de salários proporcionava um reajuste percentual geral para todos os trabalhadores em cada categoria<sup>(1)</sup>.

Contudo, devido à rotatividade e recontração no mercado de trabalho, os salários podem ter sido determinados, ao menos parcialmente, como reação à então forte demanda por trabalho e através de resposta direta dos salários à própria taxa de inflação. A recontração generalizada implicaria um papel relativamente menos importante para a política salarial na determinação dos salários<sup>(2)</sup>.

(1) O sistema de indexação salarial não proporcionava necessariamente uma total compensação pela inflação. Para uma discussão mais elaborada sobre relações trabalhistas e os sistemas de reajuste formal de salários, ver DIEESE (1976), MACEDO (1977), MERICLE (1977) e SMITH (1985).

(2) Trabalhos sobre a nova política salarial implementada pela Lei 6.708 de 30 de outubro de 1977 tendem a diminuir a

O modelo estimado adiante separa os efeitos da política salarial e dos determinantes econômicos dos salários e inclui variáveis que captam os efeitos do reajuste coletivo de salários, do salário mínimo regional, das forças de demanda e da inflação sobre variações nos salários nominais mensais. O período coberto pela estimativa, de outubro de 1966 a dezembro de 1976, foi internamente consistente em termos de instituições e políticas trabalhistas bem definidas. Na maior parte, o crescimento econômico foi elevado, exceto nos primeiros meses, e a inflação esteve sempre presente. O período, juntamente com a disponibilidade de dados sobre os salários mensais e a economia, apresenta uma excelente oportunidade para testar a força relativa dos dois conjuntos de determinantes do salário. Dados mensais possibilitam examinar movimentos salariais no mês em que cada coeficiente de indexação salarial teve seu primeiro e principal impacto e também nos outros meses em que os salários estiveram sujeitos apenas à inércia e às forças de mercado.

A utilização de dados mensais e a inclusão de duas variáveis de política salarial distinguem este trabalho de análises de regressão anteriores feitas por Bacha & Taylor (1978), Morley (1982) e Drobny & Wells (1983b). Em cada um dos estudos anteriores, a única variável de política salarial na equação era o salário mínimo, utilizado em combinação com diversas variáveis econômicas explicativas. Este traba-

---

importância da rotatividade e supõem um papel mais poderoso para o reajuste coletivo de salários. Ver, por exemplo, LOPES e BACHA (1983), que fundamentam seu modelo na suposição de que a política salarial determina os salários. Sua hipótese pode ser correta para a política salarial pós-1979, que estipulava reajustes salariais coletivos semi-anuais e impunha restrições à capacidade do empregador para demitir trabalhadores, enquanto é menos realista quando aplicada ao período anterior. Para uma discussão detalhada sobre a política salarial pós-1979, ver MACEDO (1983).

lho é o primeiro a analisar os efeitos do reajuste coletivo de salários e do salário mínimo separadamente e a utilizar dados econômicos e salariais que são específicos para uma dada categoria profissional<sup>(3)</sup>.

As características gerais dos dois mecanismos de reajuste salarial antecedem o golpe militar de 1964. Antes de 1964, o salário mínimo era determinado a intervalos irregulares pelo governo e possuía valores reais relativamente elevados, como parte da política populista do período. Os percentuais dos reajustes coletivos de salários compreendiam uma parte negociada do contrato coletivo de trabalho entre sindicatos de empregados e de empregadores e ocorriam em um dia do ano, denominado "data-base" que era diferente para cada categoria de trabalhadores. Uma categoria consiste dos trabalhadores representados por um sindicato local, segundo indústria e localização geográfica. Devido às altas taxas de inflação na década de 50 e início de 60, o contrato coletivo anual passou a se concentrar no percentual coletivo de reajuste salarial e não na determinação dos reajustes de categorias individuais (SITRÂNGULO, 1978, p. 15).

Após o golpe militar de 1964, os dois mecanismos de reajuste salarial foram incorporados ao instrumental econômico mais amplo administrado pelos planejadores centrais da economia. O reajuste do salário mínimo tornou-se previsivelmente anual após 1964, passando a ter lugar em 1.º de maio a partir de 1968. Devido ao

fato de o salário mínimo ser administrado como um instrumento de política anti-inflacionária, seu valor real era baixo com relação aos padrões anteriores.

Entre 1964 e 1968, uma série de leis e decretos transformaram o reajuste coletivo de salários, de parte de um contrato de trabalho coletivo negociado, em um instrumento de política econômica discricionário, assim permanecendo até 1979. Embora a política salarial fosse de alcance nacional, ela conservou seu caráter descentralizado, já que era administrada através da estrutura preexistente de sindicatos e contratos coletivos. Uma reforma trabalhista correlata que teve implicações para a determinação dos salários foi a efetiva abolição das greves, com a Lei 4.330, de junho de 1964. A Lei de Greve adicionou exigências de procedimento que tornavam quase impossível convocar e manter legalmente uma greve. As restrições às greves retiraram o poder de barganha dos sindicatos no processo de determinação salarial. A partir de então, quando negociações salariais chegavam a um impasse, os reajustes coletivos eram decididos pelos Tribunais Regionais do Trabalho.

O controle governamental das funções decisórias dos salários dos Tribunais Regionais do Trabalho teve início com a Lei 4.725 de julho de 1965, a qual prescrevia que os tribunais decidissem os reajustes coletivos de acordo com uma fórmula estabelecida pelo governo. O Decreto 57.627 de janeiro de 1966 estendeu a fórmula aos acordos negociados entre empregadores e sindicatos. Os Decretos de 15 de julho e 17 de agosto de 1966 eliminaram a flexibilidade remanescente, impondo aos Tribunais Regionais do Trabalho a inserção de dados fornecidos pelo governo na fórmula utilizada para o cálculo dos reajustes. O Ministério do Trabalho somente era autorizado a ratificar acordos negociados se eles se conformassem aos padrões estabelecidos conjuntamente pela fórmula e pelos dados. Fishlow (1974, p. 268) concluiu que, como o

(3) As questões consideradas neste estudo não são exclusivas do Brasil. O papel das forças econômicas e da política salarial na determinação dos salários no contexto de taxas de inflação moderadas a altas e da repressão política de trabalhadores tem sido estudado para o período de 1976 a 1982 na Argentina por FRENKEL (1984) e para 1974 a 1982 no Chile por CORTAZAR (1983). Para localizar o caso brasileiro no contexto dos sistemas de indexação salarial em outros países industriais, ver INTERNATIONAL LABOR ORGANIZATION (1981).

## ROTATIVIDADE E SALÁRIO

governo podia e realmente manipulou a magnitude do coeficiente de reajustamento salarial através da manipulação dos dados, a política salarial foi, de fato, um instrumento discricionário de política econômica<sup>(4)</sup>. A partir de 1975, o próprio governo calculou e divulgou o reajuste percentual para cada mês.

O controle governamental do reajuste coletivo de salários, entretanto, não significava necessariamente que o governo estabelecia os salários. O governo exercia controle apenas sobre aquela parcela da determinação salarial que era concedida através de contrato coletivo de trabalho, deixando às negociações individuais promoções, ajustamentos espontâneos à inflação e os salários dos trabalhadores recém-contratados. Atividades individuais no mercado de trabalho, como por exemplo, mudança de emprego, demissões e negociação salarial individual foram enquadradas pela Lei 5.017 de setembro de 1966. Essa lei terminou efetivamente com o sistema de estabilidade no emprego e alterou o sistema de indenização por perda de emprego, com o estabelecimento de um novo fundo de indenização, o Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), que entrou em vigor em janeiro de 1967. O novo sistema FGTS reduziu consideravelmente os custos direto e de oportunidade da mudança de emprego para o trabalhador e da demissão de trabalhador para o empregador<sup>(5)</sup>. Visto que o contrato coletivo de trabalho não estabelecia os salários para os novos empregados, os empregadores

podiam evitar o impacto da política salarial demitindo trabalhadores e trocando-os por substitutos menos dispendiosos, quando o salário de mercado era menor que o sugerido pelo reajuste coletivo. Essa política denominou-se rotatividade<sup>(6)</sup>. À medida que havia atividade individual no mercado de trabalho, como evidenciado pela rotatividade através de demissões e mudança de emprego, havia oportunidade para que os salários fossem determinados fora do limite de abrangência da política salarial<sup>(7)</sup>.

A análise acima apresentou razões pelas quais poder-se-ia esperar que os salários nominais subissem, e possivelmente caíssem, independentemente dos reajustes salariais comandados formalmente. Tanto nos meses entre os reajustes anuais quanto ao longo prazo, os salários nominais podiam elevar-se acima dos previstos pelos coeficientes de reajustamento salarial individual ou dos sucessivos reajustes coletivos. Esses aumentos nos salários nominais seriam uma versão brasileira do "desvio de salários" observado na Europa, onde os

(4) Em alguns anos, especialmente de meados de 1965 a meados de 1967 e em 1973, os coeficientes de reajuste foram substancialmente menores que a taxa de inflação e não podem ser chamados propriamente de indexação salarial, visto que baixos coeficientes de reajuste não compensavam totalmente os efeitos da inflação passada ou futura.

(5) Para discussões mais completas sobre rotatividade, ver MERICLE (1977), MACEDO & CHAHAD (1985) e SMITH (1985).

(6) Por exemplo, VIANNA (1978, p. 280) notou que os empregadores utilizavam a rotatividade para evitar o custo de pagar um reajuste coletivo de salários quando a remuneração de um trabalhador substituído no mercado era menor que aquela que a firma teria que pagar a um trabalhador permanente após o reajuste coletivo. MERICLE (1974, p. 283-85) afirmou que a rotatividade era lucrativa, em parte porque as taxas acumuladas de reajuste do salário mínimo eram menores que os percentuais acumulados do reajuste coletivo no mesmo período. HUMPHREY (1982, p. 87-104) descobriu que na indústria automobilística trabalhadores qualificados em escalões mais elevados no mercado interno de trabalho foram demitidos e substituídos, promovendo-se outros trabalhadores na escala e contratando-se novos empregados para o nível inferior.

(7) Dados sobre rotatividade e uma detalhada análise empírica baseada em rescisões individuais de contrato de trabalho na cidade de São Paulo desde 1963 podem ser encontrados em MACEDO & CHAHAD (1985).

salários nominais pagos elevaram-se acima dos indicados pelos acordos trabalhistas nacionais (BROWN, 1962).

## 1. Um Modelo de Determinação Salarial a partir de Variáveis Representando a Política Salarial e as Forças de Mercado

A equação de salário aqui apresentada destina-se a captar o impacto da indexação salarial, demanda de trabalho e inflação sobre as taxas mensais de variação dos salários nominais. A equação destaca o uso do reajuste percentual coletivo de salários para uma categoria específica de trabalhadores como uma variável explicativa para os movimentos dos salários dessa categoria. O modelo é setorial, no sentido de que deve ser aplicado a setores industriais estritamente definidos, para que se tenham grupos de trabalhadores onde todos possuam a mesma data de reajuste salarial e sejam sujeitos ao mesmo coeficiente de reajuste.

A equação de salário a ser estimada é a seguinte:

$$W_i = B_0 + B_1 * COLWGAD_i + B_2 * LGCLWGA_i + B_3 * PCMNWGE_i + B_4 * LGPCMWG_i + B_5 * DEMAND_i + B_6 * CONINFL_i + B_7 * FEB_i + B_8 * MAR_i + B_9 * FGTS_i + B_{10} * SAMPLE_i + e_i \quad (1)$$

onde  $W_i$  é a variação percentual mês a mês do salário nominal médio, ou da folha de salários em termos nominais dividida pelo número de empregados;

$COLWGAD_i$  é o reajuste percentual coletivo de salários do mês se este ocorrer, e zero se não ocorrer;

$LGCLWGA_i$  é o valor defasado de um mês de  $COLWGAD_i$ ;

$PCMNWGE_i$  assume o valor positivo do aumento percentual do salário mínimo nominal se este ocorreu no mês, e zero se

não ocorreu;  $LGPCMWG_i$  é o valor defasado de um mês de  $PCMNWGE_i$ ;

$DEMAND_i$  é a variação percentual do valor nominal da produção por trabalhador no setor;

$CONINFL_i$  é a inflação mensal medida por um índice de preços ao consumidor;

$FEB_i$  é uma variável *dummy* para o mês de fevereiro, para medir variações de salário entre janeiro e fevereiro, e assume valor um se o mês for fevereiro e zero se não o for;

$MAR_i$  é uma variável *dummy* para o mês de março, para medir variações de salário entre fevereiro e março, e assume valor um se o mês for março e zero se não o for;

$FGTS_i$  é uma variável *dummy* para o mês de janeiro de 1967, para medir a variação do salário entre dezembro de 1966 e janeiro de 1967, e assume valor um se o mês for janeiro de 1967 e zero se não o for; e

$SAMPLE_i$  é uma variável *dummy* na equação da indústria têxtil para o mês de janeiro de 1972, para medir a variação do salário entre dezembro de 1971 e janeiro de 1972, e assume valor um se o mês for janeiro de 1972 e zero se não o for.

A utilização de variáveis expressas como variações percentuais mês a mês reflete o modo como a inflação é sentida no Brasil: uma seqüência contínua de aumentos de preço a curto prazo, de magnitudes variadas. O modelo leva em consideração o fato de que variações de salários e preços podem ser distribuídas de maneira não uniforme ao longo dos meses e indaga por que variações salariais são maiores em alguns meses do que em outros. Em termos mais técnicos, a especificação na forma de variação percentual reduz o risco de problemas com multicolinearidade e heterocedasticidade, freqüentemente asso-

## ROTATIVIDADE E SALÁRIO

ciados ao uso de dados de séries temporais. A conversão de dados ao nível de séries temporais em variações percentuais período a período é similar à transformação dos dados em primeiras diferenças. O modelo, sendo de curto prazo, supõe que mudanças de longo prazo na produtividade e nos diferenciais de salário dentro da indústria ocorrem lentamente no longo prazo e apresentam pouca variação de um mês para o outro.

A especificação do modelo sob a forma de variação percentual mês a mês permite que os coeficientes de regressão sejam interpretados como a elasticidade de impacto sobre os salários das variáveis explicativas no mês em que o valor da variável explicativa se alterou. Por exemplo, o coeficiente de regressão para o reajuste coletivo de salários seria interpretado como uma derivada parcial onde

$B_1 = (\text{variação percentual dos salários monetários}) / (\text{valor percentual do reajuste coletivo dos salários})$

e é a elasticidade dos salários monetários com relação ao reajuste coletivo no mês em que este ocorreu. Similarmente, o coeficiente de regressão para a variável produto,

$B_5 = (\text{variação percentual dos salários monetários}) / (\text{variação percentual do produto}),$

pode ser interpretado como a elasticidade dos salários com relação à demanda, refletindo a demanda derivada por trabalho.

A elasticidade de impacto conjunto global para o reajuste coletivo de salários combina os coeficientes de regressão para  $COLWGAD_i$  e  $LGCLWGA_i$  na forma

$$E_p = (1 + B_1) (1 + B_2) - 1$$

onde  $B_1$  é o coeficiente de elasticidade de impacto para o reajuste coletivo no pri-

meiro mês e  $B_2$  é a elasticidade de impacto do reajuste coletivo no segundo mês. A especificação de  $E_p$  é o equivalente de um cálculo composto, onde a variação percentual do segundo mês é computada no topo da variação percentual ocorrida no primeiro mês. Na análise abaixo, a hipótese nula de  $B_1 + B_2 = 1$  será testada como uma aproximação de um teste sobre a hipótese nula de  $E_p = 1$ .

A variável dependente,  $W_i$ , pode ser interpretada quer como variações percentuais mês a mês dos salários nominais médios, quer como variações mês a mês na folha total de salários ajustada para o tamanho da força de trabalho. O modelo supõe que variações na folha de salários são dominadas por variações nas taxas de salário pagas, e não por variações na combinação de trabalhadores de salários altos e baixos, da qual poder-se-ia esperar ínfima mudança em uma base mensal<sup>(8)</sup>. Supõem-se mínimas as variações nas horas trabalhadas por mês, exceto no mês de fevereiro.

A variável do reajuste coletivo,  $COLWGAD_i$ , e a variável do salário mínimo regional,  $PCMNWGE_i$ , assumem seus próprios valores percentuais positivos em um mês do ano, que é o mês em que elas teriam seu primeiro impacto sobre os salários, e têm valor zero nos meses em que não se aplica reajuste. A defasagem de um mês do reajuste coletivo,  $LCLWGAD_i$ , e a defasagem de um mês da variação do salário mínimo,  $LGPCMWG_i$ , assumem o valor das variáveis  $COLWGAD_i$  e  $PCMNWGE_i$  do mês anterior. As duas variáveis defasadas têm o intuito de corrigir a incerteza com relação ao tempo decorri-

(8) MACEDO (1974) observou que uma possível explicação para o movimento anticíclico dos salários reais no Brasil era que o salário médio podia cair à medida que a proporção de trabalhadores com baixa qualificação e salários na produção aumentasse com a expansão do produto. Ver BACHA & TAYLOR (1978, p. 289).

do entre o trabalho realizado e o pagamento recebido<sup>(9)</sup>.

De uma forma mais geral, as variáveis defasadas testam o efeito dos dois reajustes salariais compulsórios no mês seguinte ao inicial. No caso do salário mínimo, a existência de um efeito defasado foi sugerida por Drobny & Wells (1983a). Uma vez que a magnitude do reajuste estabelecido pelo reajuste anual coletivo e pelo salário mínimo reajustado anualmente é aproximadamente igual à da inflação anual, com as exceções explicitadas acima, essas variáveis explicativas testam a relação entre a taxa anual de inflação e a taxa mensal de variação nos salários monetários no mês em que o coeficiente de indexação foi aplicado.

Espera-se que sejam positivos e maiores do que zero os coeficientes de regressão de cada uma das variáveis de política salarial. Um coeficiente de regressão igual a um sugere uma elasticidade de política salarial igual a um, enquanto que um coeficiente de regressão igual a zero sugere ausência total de resposta à indexação salarial. Espera-se que as elasticidades de política salarial defasadas de dois meses sejam positivas e mais próximas de um do que as elasticidades de política salarial defasadas de um mês, com maior impacto no primeiro mês. É esperado também que as elasticidades de reajuste do salário mínimo sejam menores que as dos reajustes coletivos, porque o salário mínimo afeta diretamente apenas os trabalhadores na base da escala salarial, os quais recebem somente uma pequena proporção da folha total de salários.

As forças econômicas são representadas no modelo por *DEMAND<sub>t</sub>* e *CONINFL<sub>t</sub>*. Estas podem ser consideradas variáveis de

desvio salarial, uma vez que assumem valores diferentes de zero na maioria dos meses e, portanto, podem explicar os movimentos dos salários observados nos meses em que as variáveis de política de reajuste assumem valor zero. *DEMAND<sub>t</sub>* representa a demanda derivada por trabalho, que resulta da demanda pelo produto. *CONINFL<sub>t</sub>* é a taxa mensal de inflação, medida por um índice de preços ao consumidor, e representa o papel automático que a inflação teria na determinação dos salários, quer através de atividade de mercado iniciada pelos trabalhadores, quer por ajustamentos espontâneos à inflação e antecipações do reajuste coletivo de salários.

A variável *DEMAND<sub>t</sub>* é a variação percentual no valor do produto por trabalhador no setor expressa em cruzeiros correntes, e é calculada dividindo-se o valor nominal da produção na indústria pelo emprego no setor. Variações no valor nominal do produto por trabalhador podem ser causadas por variações na produção, na produtividade e no preço do produto. A interpretação aqui utilizada será a de que alterações no valor nominal do produto por trabalhador representam, de um modo geral, o volume de receita, por trabalhador, a partir do qual uma firma pode pagar seus empregados. Isso mudaria conforme variações no preço e na quantidade. Supõe-se que alterações definitivas e de longo prazo na produtividade não sejam grandes em uma base mês a mês a esse nível de agregação. Os sinais esperados dos coeficientes de regressão para *DEMAND<sub>t</sub>* e *CONINFL<sub>t</sub>* são positivos, o que seria interpretado como indicativo de uma influência positiva das duas sobre os salários nominais.

Variáveis *dummy*, *FEB<sub>t</sub>* e *MAR<sub>t</sub>* são incluídas para os meses de fevereiro e março, para controlar a sazonalidade resultante do mês de trabalho mais curto e menos intensivo em fevereiro, que é o mês do Carnaval na maioria dos anos. Esperar-se-ia que os salários mensais e a

(9) A lei permite que os salários de um mês sejam pagos em até dez dias do mês seguinte para os empregados com pagamento mensal. Por outro lado, há um sistema de adiantamento em dinheiro, que tenderia a manter o impacto do reajuste coletivo no primeiro mês.

produção declinassem de janeiro a fevereiro e se recuperassem novamente de fevereiro a março, *ceteris paribus*, mesmo se o emprego total permanecesse constante. O coeficiente esperado de  $FEB_j$  é negativo, enquanto o esperado para  $MAR_j$  é positivo.

Duas variáveis *dummy* adicionais,  $FGTS_j$  e  $SAMPLE_j$ , são incluídas para controlar eventos que ocorrem apenas em um mês do período total.  $FGTS_j$  assume valor um em janeiro de 1967, o mês em que se iniciou o recolhimento das contribuições em folha de pagamento para o sistema FGTS, e não tem sinal esperado no coeficiente de regressão<sup>(10)</sup>. A variável *dummy*  $SAMPLE_j$  é incluída na regressão da indústria têxtil para janeiro de 1972 para ajustar a reunião de duas amostras de dados. O sinal esperado do coeficiente de regressão para  $SAMPLE_j$  é positivo, uma vez que os salários são ligeiramente mais elevados na segunda amostra e a variação percentual dos salários em janeiro de 1972 deveria ser um pouco maior, já que ela é construída a partir de dados salariais de cada amostra.

## 2. Descrição dos Dados

Os dados de salário e produto utilizados para construir as variáveis  $W_j$  e  $DEMAND_j$  provêm da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE)<sup>(11)</sup>. Os dados mensais disponíveis para seis estados, segundo indústria

são: emprego, folha de salários, valor da produção e valor das vendas. Os valores monetários estão expressos em cruzeiros correntes. Os dados salariais englobam todos os pagamentos diretos de salário, inclusive bônus e pagamentos à administração, ou seja, salários pagos a todos os empregados, desde altos administradores até adolescentes trabalhando por salário inferior ao mínimo<sup>(12)</sup>. As indústrias têxtil e de borracha no Estado de São Paulo foram escolhidas para análise porque eram as únicas nas quais a grande maioria dos empregados integrantes da área de coleta de dados possuía a mesma data-base anual. A data-base para os trabalhadores têxteis era 23 de novembro, exceto em alguns casos em que era 1.º de dezembro. Para os trabalhadores na indústria de borracha a data-base era de 1.º de junho.

Os dados de salário e produto provêm de duas mostras correlatas. Os dados para o período 1965 a 1971 são da "pesquisa trimestral", a qual foi interrompida em 1972 e substituída pela preexistente "pesquisa mensal", cuja amostra foi ampliada na época. Para os propósitos deste trabalho, o tamanho da amostra foi reduzido de 1972 em diante. Após o exame dos dados, decidiu-se construir uma série mais longa na indústria têxtil, reunindo as duas amostras, enquanto que na indústria de borracha as duas amostras foram mantidas separadas. A suposição utilizada na análise da indústria têxtil é de que a dinâmica da determinação dos salários é idêntica nas firmas das duas amostras. O resultado são três séries de dados disponíveis: uma

(10) A incidência da contribuição de oito por cento sobre a folha de pagamento paga pelo empregador não é clara. Teoricamente, parte da contribuição deveria ser paga pelo trabalhador por meio de salários mais baixos, resultando em um coeficiente de regressão negativo. Por outro lado, o FGTS substituiu em parte tributos sobre a folha de pagamento, os quais foram cancelados. Ver MACEDO & CHAHAD (1985, p. 37).

(11) BRASIL. FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Indústria de Transformação*, vários anos. Para discussão adicional sobre os dados, ver MACEDO (1980, p. 35-45).

(12) Supõe-se que o décimo terceiro salário, ou bônus de fim de ano não está incluído nos dados de dezembro para os trabalhadores da indústria têxtil porque não houve sinais de movimentos salariais extraordinários nos dados em indústrias que não tinham reajuste coletivo de salário em dezembro. Essa conclusão provém de um exame dos dados sobre folha de salários em novembro, dezembro e janeiro para grupos de trabalhadores que têm seu reajuste coletivo em outros meses do ano. Para esses grupos, não se evidenciaram grandes variações salariais no fim do ano.

série longa de 123 meses, de outubro de 1966 a dezembro de 1976 para a indústria têxtil e duas séries mais curtas para a indústria de borracha, de 63 meses, de outubro de 1966 a dezembro de 1971 e de 59 meses, de janeiro de 1972 a dezembro de 1976. Acredita-se que na segunda amostra da indústria de borracha predominem as grandes fábricas de pneus, enquanto que na primeira estejam também incluídos os pequenos fabricantes de outros produtos de borracha<sup>(13)</sup>.

(13) A segunda amostra, de 1972-1976, cobriu estabelecimentos responsáveis por noventa por cento do valor adicionado na indústria. A amostra da indústria de borracha continha sete estabelecimentos, enquanto que a da indústria têxtil incluía pouco mais de noventa. Supondo que o processo de amostragem incluiu primeiramente os estabelecimentos maiores, a redução no tamanho da amostra entre 1971 e 1972 significou que os estabelecimentos maiores permaneceram, enquanto os menores foram deixados de lado. Examinando-se os dados de salário real médio nas duas amostras, não se encontrou variação substancial de salário na indústria têxtil, ao passo que houve aumento significativo do salário real na indústria de borracha. Isso indica que os salários nos estabelecimentos excluídos da indústria de borracha eram menores que os dos que permaneceram na amostra, o que por sua vez sugere que a amostra anterior era mais heterogênea em conteúdo, já que abrangia estabelecimentos de altos e baixos salários.

Essa conclusão foi confirmada por consulta a dados de salários agrupados por tamanho de estabelecimento, provenientes do censo industrial de 1971 para São Paulo. Na indústria têxtil, os salários médios para os dois grupos de estabelecimentos maiores em 1971 eram aproximadamente iguais, enquanto que na indústria de borracha os salários eram mais altos no grupo de estabelecimentos maiores que no grupo seguinte da escala. Isso pode refletir diferenças nos salários pagos pelos fabricantes de pneus, que concentram-se no grupo de estabelecimentos maiores, com relação aos salários pagos pelos fabricantes de outros produtos de borracha, os quais poderiam ser encontrados nos grupos de estabelecimentos menores.

O índice de preços ao consumidor utilizado na construção da variável *CONINFL*; é o índice de preços para famílias de classe trabalhadora computado pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos (DIEESE). Além deste índice de preços ser baseado em uma cesta de bens típicos da classe trabalhadora, seu uso evita quaisquer problemas oriundos da alegada falsificação de outros índices de preços verificada entre o final de 1972 e o início de 1974 (BACHA, 1980). Os valores para a variável do reajuste coletivo de salários, *COLWGAD<sub>i</sub>*, para 1974, são encontrados em DIEESE (1976), enquanto que os de 1975 e 1976 provêm dos arquivos do próprio DIEESE. O reajuste coletivo especial de dez por cento de meados de 1968 foi introduzido como uma variável de política salarial para os trabalhadores têxteis em julho e deduzidos do reajuste regular em dezembro seguinte. Os valores dos salários mínimos foram extraídos de publicações do DIEESE.

### 3. Resultados Empíricos

A equação de salários foi estimada primeiramente para as três séries de dados utilizando-se mínimos quadrados simples. Quando a estimativa de mínimos quadrados simples produziu estatísticas Durbin-Watson com valores elevados, o modelo foi reestimado com uma correção Cochrane-Orcutt para autocorrelação de décima segunda ordem. Esta foi adotada por ser o processo inflacionário modelado com dados mensais operados sobre um ciclo de doze meses, com amplas variações nos salários, preços e variáveis de política salarial ocorrendo ao mesmo tempo em cada ano<sup>(14)</sup>. Os resultados para a equação

(14) Enquanto que uma correção de primeira ordem teria produzido estatísticas Durbin-Watson aceitáveis, acreditava-se, em base *a priori*, que a especificação de doze meses era a mais apropriada. Padrões acentuadamente sazonais estavam presentes nos dados e no modelo, sob a forma

TABELA 1

COEFICIENTES DE REGRESSÃO PARA A EQUAÇÃO DE SALÁRIOS ESTIMADA PARA AS INDÚSTRIAS TÊXTIL<sup>(1)</sup> E DE PRODUTOS DE BORRACHA<sup>(2)</sup> NO ESTADO DE SÃO PAULO  
(Dados mensais utilizando mínimos quadrados simples)

N.º	Variável	Indústria Têxtil (1966-1976)		Indústria de Produtos de Borracha (1966-1971)		Indústria de Produtos de Borracha (1972-1976)	
		Coefficiente	"t" calculado	Coefficiente	"t" calculado	Coefficiente	"t" calculado
1	COLWGAD	.36	11.26**	.26	4.043**	.39	2.396**
2	LGCLWGA	-.0054	.127	.104	1.656*	.14	3.559**
3	PCMNWGE	.097	3.47**	-.04	-.599	.0076	.167
4	LGPCMVG	.004	.15	.00058	.0089	.015	.079
5	DEMAND	.148	4.81**	.277	4.23**	.20	4.71**
6	CONINFL	.238	1.724*	.655	2.039*	.57	3.6**
7	FEB	-6.51	-6.13**	-3.80	-2.63**	-3.25	-2.36**
8	MAR	1.6	1.6468*	5.11	3.8**	-.86	-.663
9	FGTS	-1.69	-.91	-6.71	-2.944**	—	—
10	SAMPLE	3.64	2.28*	—	—	—	—
	CONSTANTE	.87	2.29*	-.44	-.798	-.440	-1.134
12		-.242	2.485**	-.052	-.35	.246	1.61
R <sup>2</sup> ajustado			0.8478		.6394		.7246
D - W			1.9795		1.9168		1.8512
N			123		63		59
Elasticidade de impacto defasada de dois meses do reajuste coletivo de salários =							
(1 + B <sub>1</sub> ) (1 + B <sub>2</sub> )		1	.35		.39		.58
Teste conjunto de H <sub>0</sub> : B <sub>1</sub> + B <sub>2</sub> = 1			-5.71**		-2.89**		-1.07

Notas: (1) Referente ao período de outubro de 1966 a dezembro de 1976.

(2) Referente aos períodos de outubro de 1966 a dezembro de 1971 e de janeiro de 1972 a dezembro de 1976.

(\*) "t" calculado significativo ao nível de 5% (teste unicaudal).

(\*\*) "t" calculado significativo ao nível de 1% (teste unicaudal).

TABELA 2

COEFICIENTES DE REGRESSÃO PARA A EQUAÇÃO DE SALÁRIOS ESTIMADA  
PARA AS INDÚSTRIAS TÊXTIL (1) E DE PRODUTOS DE BORRACHA (2)  
NO ESTADO DE SÃO PAULO

(Dados mensais com correção para autocorrelação de décima segunda ordem)

N.º	Variável	Indústria Têxtil (1966-1976)		Indústria de Produtos de Borracha (1966-1971)		Indústria de Produtos de Borracha (1972-1976)	
		Coefficiente	"t" calculado	Coefficiente	"t" calculado	Coefficiente	"t" calculado
1	COLWGAD	.44	20.10**	.24	3.35**	.485	2.488**
2	LGCLWGA	.095	3.61**	.12	1.85**	.17	4.0**
3	PCMNWGE	.098	3.92**	-.012	-.15	.049	1.01
4	LGPCMWG	-.0016	-.065	-.023	-.29	-.107	-.49
5	DEMAND	.162	5.37**	.249	3.84**	.116	1.935*
6	CONINFL	.036	.235	.925	1.77*	.249	.864
7	FEB	-4.88	-7.74**	-3.26	-2.11*	-1.5	-1.08
8	MAR	1.87	2.62**	3.33	2.19*	.33	.239
9	FGTS	-3.42	-1.72*	-7.77	-2.36**	—	—
10	SAMPLE	4.29	2.22**	—	—	—	—
	CONSTANTE	.71	1.87*	.78	-.76	.164	.20
	R <sup>2</sup> ajustado		.8271		.4375		.6267
	D - W		2.2781		2.6904		2.3874
	N		123		63		59
	Elasticidade de im- pacto defasada de dois meses do rea- juste coletivo de sa- lários =						
	(1 + B <sub>1</sub> ) (1 + B <sub>2</sub> ) <sup>1</sup>		.58		.39		.74
	Teste conjunto de H <sub>0</sub> : B <sub>1</sub> + B <sub>2</sub> = 1		-7.15**		-2.06*		-.61

Notas: (1) Referente ao período de outubro de 1966 a dezembro de 1976.

(2) Referente aos períodos de outubro de 1966 a dezembro de 1971 e de janeiro de 1972 a dezembro de 1976.

(\*) "t" calculado significativo ao nível de 5% (teste unicaudal).

(\*\*) "t" calculado significativo ao nível de 1% (teste unicaudal).

## ROTATIVIDADE E SALÁRIO

com correção para autocorrelação de décima segunda ordem são apresentados na tabela 2, enquanto os resultados dos mínimos quadrados simples são relacionados na tabela 1.

De maneira geral, os resultados empíricos da tabela 2 para a equação corrigida sustentam a relevância dos fatores ligados à política salarial e de mercado na determinação salarial. Os coeficientes de regressão para a principal variável de política salarial,  $COLWGAD_i$ , e para as variáveis econômicas  $DEMAND_i$  e  $CONINFL_i$  têm os sinais esperados e foram estatisticamente significantes ao nível de um ou cinco por cento. Os resultados para as variáveis salário mínimo e reajuste coletivo defasado foram mistos e dependentes da indústria.

Os coeficientes de regressão para  $COLWGAD_i$  foram 0,26 e 0,39 na indústria de borracha e 0,36 na indústria têxtil, sempre estatisticamente significantes ao nível de um por cento. Os coeficientes de regressão para  $LGCLWGA_i$  foram positivos e estatisticamente significantes, com valores de 0,10 e 0,14 na indústria de borracha, enquanto que para a indústria têxtil não foram positivos nem estatisticamente significantes. As elasticidades de impacto conjunto defasadas de dois meses foram 0,35 na indústria têxtil, 0,39 na primeira amostra e 0,58 na segunda amostra da indústria de borracha. A hipótese nula de  $B_1 + B_2 = 1$  foi rejeitada para os trabalhadores têxteis e para o primeiro grupo de trabalhadores da indústria de borracha ao nível de significância de um por cento, ao passo que não foi rejeitada

---

grandes variações salariais no fim do ano, de indexação salarial anual e variáveis *dummy* específicas de um mês. O resultado da correção para a autocorrelação foi uma tendência para desviar a explicação das variáveis de indexação para as variáveis econômicas. Das três séries de dados, a mais longa, de 123 meses para a indústria têxtil, é considerada como a mais apta a suportar a correção de autocorrelação de décima segunda ordem.

para o segundo grupo de empregados da indústria de borracha.

A conclusão é que de fato os salários responderam ao reajuste coletivo. Este resultado é apoiado pela magnitude e significância estatística dos coeficientes de regressão de  $COLWGAD_i$  e pelo tamanho das elasticidades de impacto conjunto. Por outro lado, a resposta estimada foi ainda suficientemente fraca para que a hipótese nula  $B_1 + B_2 = 1$  fosse rejeitada nas duas amostras, o que sugere que a elasticidade de impacto conjunto para a política salarial não foi igual a um. O insucesso em rejeitar a hipótese nula na segunda amostra da indústria de borracha foi, sem dúvida, devido à grande elasticidade conjunta de 0,58. Supondo-se que essa amostra foi dominada pelas grandes fábricas de pneus, os resultados sugerem que a política salarial teve mais impacto nas grandes firmas do que nas pequenas.

A resposta dos salários ao reajuste coletivo foi mais uniformemente distribuída ao longo dos dois meses na indústria de borracha e isto pode ser atribuído à ocorrência do reajuste coletivo referente ao início do primeiro mês completo posterior ao reajuste. Nessa indústria, a data de reajuste coletivo (1.º de junho) é mais próxima ao mês do primeiro impacto, junho, do que a data de 23 de novembro da indústria têxtil é para dezembro. A implicação é que se pode esperar que o último dia para os pagamentos dos salários na indústria de borracha tenha lugar no segundo mês e não no primeiro.

Os resultados para as variáveis de salário mínimo,  $PCMNWGE_i$  e  $LGPCMWG_i$ , sugerem que o salário mínimo afetou o salário médio somente na indústria têxtil e apenas no mês do primeiro impacto. O coeficiente de regressão para  $PCMNWGE_i$  foi 0,097, estatisticamente significativo ao nível de um por cento. Este resultado sugere que a indústria têxtil possuía mais trabalhadores recebendo o salário mínimo legal ou em torno dele, e teriam, portan-

to, sido mais influenciados pelas variações do salário mínimo. A pequena magnitude e a não significância estatística da variável de salário mínimo defasado rejeitam a hipótese de um impacto defasado e a de um efeito sobre os salários dos trabalhadores que recebiam mais que o salário mínimo nos meses seguintes ao reajuste deste.

A hipótese de que variações nos salários nominais entre reajustes formais de salário são associadas a variações na produção e nos preços é sustentada pelos resultados estatisticamente significantes para as duas variáveis econômicas, *DEMAND<sub>t</sub>* e *CONINFL<sub>t</sub>*. Os coeficientes de regressão para *DEMAND<sub>t</sub>* foram estatisticamente significantes ao nível de um por cento nas três estimativas do modelo. As elasticidades estimadas variaram de 0,148 na indústria têxtil a 0,277 na primeira amostra da indústria de borracha, o que sugere que os salários nominais elevam-se a um percentual entre quinze e trinta por cento do aumento percentual no valor nominal do produto.

Os resultados para *CONINFL<sub>t</sub>*, a variável da inflação para preços ao consumidor, sustentam a hipótese de um papel independente da inflação na determinação dos salários. Os coeficientes de regressão variaram de 0,238 na indústria têxtil a 0,57 na segunda amostra e 0,655 na primeira amostra da indústria de borracha. O fato de os coeficientes de regressão para *CONINFL<sub>t</sub>* terem sido um tanto superiores aos da variável *DEMAND<sub>t</sub>* sugere que as variações no salário nominal estavam mais estreitamente associadas a variações nos preços do que a alterações na quantidade do produto. Isto ocorre, especialmente, porque uma parte das variações do valor nominal do produto, *DEMAND<sub>t</sub>*, pode ser atribuída a alterações nos preços<sup>(15)</sup>.

(15) Em virtude dos dados disponíveis no Brasil, não é possível separar produto real e nominal sem sacrificar o tamanho das séries e dos dados de produção específicos do grupo de trabalhadores.

## Conclusões e Implicações

Os resultados empíricos indicam que um modelo de curto prazo, que inclui variáveis explicativas de política salarial e forças de mercado, é útil para a análise das taxas de variação dos salários monetários. As elasticidades estimadas para o reajuste coletivo sugerem que a indexação salarial tem um papel importante na determinação dos salários nominais. Entretanto, os resultados para as variáveis de inflação e demanda indicam um processo de reajuste salarial autônomo, externo ao mecanismo formal de indexação salarial. Esse processo autônomo poderia assumir a forma de determinação de salários por meio de novas contratações, promoções, reajustes espontâneos e antecipação dos reajustes coletivos formais. A importância das variáveis econômicas demonstra que os mercados de trabalho flexíveis baseados no sistema FGTS permitiram que os salários subissem entre os reajustes formais.

Uma questão remanescente diz respeito ao fato de como interpretar os resultados de regressão à luz da evidência de que a variável dependente é derivada da folha total de salários, que inclui os salários dos trabalhadores de todos os níveis de remuneração e qualificação. É possível que os administradores pudessem conseguir mais aumentos e gratificações, que seriam concedidos em momentos independentes da época dos reajustes coletivos, enquanto que os salários dos empregados com baixa remuneração seriam mais dependentes do reajuste coletivo e do salário mínimo. Poder-se-ia argumentar, então, que a baixa elasticidade de impacto do reajuste coletivo reflete o fato de que a parcela dos administradores na folha de salários elevava-se em períodos diferentes daqueles dos reajustes oficiais. O argumento oposto seria que os coeficientes são baixos o bastante para que não possam ser explicados somente pelos movimentos autônomos dos salários dos mais bem pagos. Portanto, os trabalhadores com salários menores

## ROTATIVIDADE E SALÁRIO

poderiam estar voluntariamente mudando para melhores empregos ou recebendo reajustes espontâneos, antecipações etc., como sustentam as evidências qualitativas e registros da época.

Em termos das implicações macroeconômicas da política salarial para a folha de salários como um todo, a baixa elasticidade da política salarial encontrada (entre 0,35 e 0,60) sugere apenas um efeito moderado sobre os custos totais do trabalho na economia. Para o salário mínimo, o impacto macroeconômico sobre os salários totais seria ainda menor (cerca de 0,10). Isto sugere que o salário mínimo deveria ser considerado principalmente por seu impacto sobre os trabalhadores diretamente afetados, os de baixos salários. A implicação da política salarial é que, dentro de uma amplitude politicamente viável, aumentos no salário mínimo real teriam um efeito pequeno na folha de salários como um todo.

As baixas elasticidades da política salarial podem resultar das condições econômicas do período em estudo, no qual a economia em crescimento estava experimentando demanda substancial por vários tipos de trabalhadores, embora frequentemente a baixos salários. A demanda por trabalho — de constante a alta — teve o efeito de incentivar mudança de emprego, reajustes espontâneos e antecipações, às quais os empregadores não necessariamente resistiram, dado o baixo nível dos salários reais e a demanda por seus próprios produtos. A baixa elasticidade para o reajuste coletivo de salários pode refletir o fato de os empregadores não terem que

pagar o total do aumento salarial implícito na política de reajuste coletivo, devido ao uso da política de rotatividade. No caso das antecipações, o empregador de fato pagaria o reajuste coletivo com antecedência, enquanto que no caso da rotatividade o pagamento do valor nominal total do reajuste seria postergado. Os resultados da regressão para os dois conjuntos de variáveis de política salarial poderiam ter sido diferentes se a demanda no mercado de trabalho tivesse sido menor. Se a demanda real declinasse, os trabalhadores teriam menos poder de barganha individual e seria menos provável que recebessem reajustes autônomos. Nessas circunstâncias, o trabalhador seria mais dependente dos reajustes coletivos para manter seu salário real, e seriam esperadas maiores elasticidades de política salarial. Estas refletiriam mudanças no tempo em que o trabalhador recebeu o aumento de salário nominal, supondo que o salário real fosse totalmente recuperado a partir da data do reajuste coletivo. Com menor demanda por trabalho, o salários real desgastar-se-ia mais rápido e mais intensamente entre os reajustes coletivos formais. Isto é o que se poderia esperar durante a recessão iniciada no Brasil em 1980. Um mercado de trabalho desaquecido na presença de indexação salarial plena (de pelo menos cem por cento para a maioria dos trabalhadores) implicaria um impacto muito forte dos coeficientes de reajuste coletivo sobre os salários no mês do primeiro impacto, e menor desvio salarial nos meses entre os reajustes formais, salvo no caso em que os empregadores estivessem dispostos a conceder ou negociar antecipações e reajustes espontâneos em resposta às crescentes taxas de inflação.

### Referências Bibliográficas

BACHA, Edmar L. Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: O caso do Brasil, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 9:585-628, 1979.  
& TAYLOR, Lance. Brazilian in-

come distribution in the 1960's: 'Facts, model results, and the controversy, *Journal of Development Studies*, 14:271-97, 1978.

BROWN, E. H. & PHELPS. Wage drift.

- Economica*, 42nd year: New Series, XXIX. (116): 339-56, nov. 1962.
- CORTAZAR, Rene. Salários nominais e inflación: Chile 1974-1982. *Colección Estudios Cieplan n.º 11*: 85-111, diciembre 1983 (Estudios n.º 76).
- DIEESE – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos. *Dez anos de política salarial*. Estudos Sócio-Econômicos n.º 3, 2 ed. São Paulo, DIEESE, 1976.
- DROBNY Andres & WELLS, John. Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: Uma análise do setor de construção civil. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 13:445-64, 1983a.
- \_\_\_\_\_. Wages, minimum wages, and income distribution in Brasil: Results from the construction industry, *Journal of Development Economics*, 13:305-30, 1983b.
- FISHLOW, Albert. *Indexing Brazilian style: Inflation without tears?* Brookings Papers on Economic Activity, (1):261-80, 1974.
- FRENKEL, Roberto. Salários industriales y inflación: El periodo 1976-82. *Desarrollo Económico*, 24: 387-414, 1984.
- HUMPHREY John. *Capitalist control and workers' struggle in the Brazilian auto industry*. Princeton, N.J., 1982.
- INTERNATIONAL LABOR ORGANIZATION; GRANDAL, M. D. et al. *La indicación de los salarios*. Madrid, H. Blume, 1981.
- LOPES, Francisco L. & BACHA, Edmar L. Inflation, growth and wage policy: A Brazilian perspective. *Journal of Development Economics*, 13(1-2): 1-20, 1983.
- MACEDO, Roberto. A critical review of the relation between the post-1964 wage policy and the worsening of Brazil's size income distribution in the sixties, *Explorations in Economic Research*, 4:117-40, 1977.
- \_\_\_\_\_. *Models of the demand for labor and the problem of labor absorption in the Brazilian manufacturing sector*. Ph.D. dissertation, Harvard University, 1974.
- \_\_\_\_\_. Wage indexation and inflation: The recent Brazilian experience. In: DORNBUSCH, Rudiger & SIMONSEN, Mário Henrique (eds.) *Inflation, debt and indexation*. Cambridge, MIT Press, 1983.
- \_\_\_\_\_. & CHAHAD, José Paulo. *FGTS e a rotatividade*. São Paulo, Nobel e Ministério do Trabalho, 1985.
- MERICLE, Kenneth S. *Conflict regulation in the Brazilian industrial relations system*. Ph.D. dissertation, University of Wisconsin at Madison, 1974.
- \_\_\_\_\_. Corporatist control of the working class: Authoritarian Brazil since 1964. In: MALLOY, James (ed.). *Authoritarian and corporatism in Latin America*. Pittsburgh, University of Pittsburg, 1977.
- MORLEY, Samuel A. Labor markets and inequitable growth: The case of authoritarian capitalism in Brazil. Cambridge, 1982.
- SITRÂNGULO, Cid José. *Conteúdo dos dissídios coletivos de trabalho: 1947 a 1976*. São Paulo, LTr, 1978.
- SMITH, Russell E. *Wage indexation and money wages in Brazilian manufacturing: 1964-1978*. Ph.D. dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign, 1985.
- VIAÑNA, Luis Wernecke. *Liberalismo e sindicalismo no Brasil*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1976.