

Salários e negociações coletivas*

JOSÉ MÁRCIO CAMARGO**

Este artigo estuda empiricamente o efeito do processo de negociações coletivas sobre a determinação dos salários nominais e reais e sobre o custo real da mão-de-obra na indústria de São Paulo. Analisa também a possibilidade de que o aumento da instabilidade da política econômica no país, a partir de 1986, tenha gerado uma atitude defensiva por parte das empresas, resultando em uma tendência para aumentos de preços acima dos aumentos dos custos de produção, em especial dos salários nominais.

1 - Introdução

As taxas de variação dos salários nominais e reais na economia brasileira têm seus mecanismos de determinação fortemente influenciados pela existência, desde 1964, de uma política salarial que define regras de reajustes de salários nominais para todos os trabalhadores do segmento formal do mercado de trabalho no país.

A discussão quanto à efetividade da política salarial para determinar as taxas de variação dos salários nominais e seus efeitos sobre os salários reais tem sido parte importante da literatura econômica desde então. A partir de 1975, e com mais força ao longo da década de 80, houve uma clara tendência ao fortalecimento do movimento sindical, tornando as negociações coletivas entre empresários e trabalhadores um importante mecanismo de determinação dos salários. Mudanças deste tipo nas relações entre trabalhadores e empresários devem produzir mudanças significativas no processo de determinação dos salários nominais e reais.

Um desses efeitos seria a tendência à redução da efetividade da política salarial e o aumento da relevância de variáveis que afetam o poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores, o que significaria o aparecimento de uma persistente diferença entre a taxa de variação dos salários nominais e aquela taxa que seria dada pela regra de reajuste estipulada pelo governo (*drift* salarial).

Da mesma forma, o processo de determinação dos salários reais também deve ser afetado. Nesse contexto, não só a taxa de variação dos salários nomi-

* Agradecemos as sugestões de E. Amadeo, José Carlos dos Reis Carvalho e Marcello Estêvão Filho, assim como de dois comentaristas anônimos desta revista, além da ajuda computacional de Vinícius Albernaz. Os erros e omissões que ainda persistem são de nossa inteira responsabilidade. Este artigo foi escrito com a ajuda financeira do IDRC (Ottawa, Canadá), a quem também agradecemos.

** Do Departamento de Economia da PUC-RJ.

nais é importante, mas também o poder de repasse dos aumentos de custos aos preços dos produtos por parte das empresas deve ser levado em consideração. É importante notar que, se o poder de repasse dos aumentos de custos aos preços é próximo de 1, um aumento da capacidade de mobilização sindical tende a gerar mais inflação e pouco efeito sobre os salários reais.

Este artigo tem por objetivo estudar empiricamente de que forma o poder de mobilização sindical influenciou o *drift* salarial e o processo de determinação dos salários reais na indústria paulista durante o período 1980/87. Para tal, utiliza-se como suporte teórico um modelo desenvolvido por Camargo (1988) e Amadeo e Camargo (1989d), no qual a atuação sindical tem um papel destacado na determinação dos salários.

O artigo está organizado da seguinte forma: na Seção 2, apresentamos um resumo do modelo teórico no qual estão baseadas as estimativas empíricas das seções seguintes; na Seção 3, discutimos as variáveis que serão utilizadas para estimar as equações; na Seção 4, apresentamos os resultados empíricos obtidos tanto para o *drift* salarial quanto para o comportamento dos salários reais e do custo real do trabalho; e, finalmente, na Seção 5, apresentamos nossas conclusões.

2 - Um resumo do modelo teórico

Em artigos recentes [Camargo (1988) e Amadeo e Camargo (1989d)] desenvolvemos um modelo no qual a taxa de variação dos salários nominais é determinada pela política salarial adotada pelo governo (a que damos o nome de salário institucional) e pelo poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores. Segundo este modelo, a capacidade de mobilização dos sindicatos é uma função de seu poder de barganha *vis-à-vis* a capacidade de repasse dos reajustes de salários nominais aos preços dos produtos por parte das empresas. Estas duas últimas variáveis, por sua vez, estão associadas a condições econômicas e institucionais.¹

Em resumo, o modelo no qual as estimativas empíricas do presente trabalho se baseiam parte do pressuposto de que os sindicatos, através da mobilização de seus trabalhadores, conseguem influir sobre a taxa de variação dos salários nominais, sendo os salários reais determinados conjuntamente pelos salários nominais e pelo comportamento dos preços.² Desta forma, para se en-

¹ Os leitores interessados no detalhamento do modelo teórico são convidados a se reportar a Camargo (1988) e Amadeo e Camargo (1989a). Ver também Amadeo e Camargo (1989b).

² Note-se que não estamos supondo que os sindicatos têm ilusão monetária, estando preocupados apenas com seus salários nominais, mas sim que, como não têm qualquer poder sobre os preços dos produtos, concentram sua atuação sobre o salário nominal como única forma de evitar perdas de salário real devido aos aumentos dos preços, que são controlados em parte pelos produtores e em parte pelo mercado.

tender como são determinadas as taxas de variação dos salários nominais, é importante analisar que variáveis de caráter econômico influenciam o poder de mobilização dos sindicatos.

Segundo o modelo, o poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores depende, do ponto de vista econômico, principalmente de duas variáveis: as condições do mercado de trabalho e o grau de insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais.

Se a demanda por trabalhadores é baixa em relação à oferta disponível para ser empregada, a concorrência entre eles pelos postos de trabalho existentes aumenta, dificultando a mobilização por parte dos sindicatos. Em outras palavras, quanto piores forem as condições do mercado de trabalho, maior o risco de demissão e mais difícil mobilizar os trabalhadores para reivindicar reajustes de salários nominais, reduzindo-se assim o *drift* salarial.

Por outro lado, se os salários reais recebidos pelos trabalhadores no momento da negociação coletiva é pequeno, em relação a um padrão que seja considerado por eles como razoável, ou “desejado”, a insatisfação gerada tende a aumentar a disposição para a mobilização sindical com o objetivo de obter maiores ganhos nas negociações. Portanto, quanto maior a insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais, maior a capacidade de mobilização dos sindicatos e maior o *drift* salarial.

Além destes dois fatores econômicos, a capacidade de mobilização dos sindicatos depende de variáveis institucionais, tais como o grau de centralização da organização sindical e das negociações coletivas, as leis que regem estes processos, o grau de democracia vigente no país, etc. Estas são variáveis estruturais que mudam lentamente ou têm um comportamento descontínuo ao longo do tempo, gerando deslocamentos das funções de curto prazo.

A variável poder de repasse, por seu lado, tem influência sobre a taxa de variação dos salários nominais através da maior ou menor leniência com que as empresas atuam no processo de negociações coletivas. Se o poder de repasse é muito grande, as empresas têm pouco incentivo para endurecer nas negociações com os sindicatos. Uma negociação dura, que possa implicar conflito e greves, tem custos políticos e econômicos importantes a nível da empresa. Se esta consegue repassar todo aumento de salários aos preços sem afetar sua posição no mercado, a forma mais fácil de evitar conflitos é simplesmente ceder às pressões por maiores salários nominais. Portanto, quanto maior o poder de repasse, maior o *drift* salarial.

O grau de utilização da capacidade produtiva das empresas é a principal variável conjuntural que afeta o poder de repasse. Se o grau de utilização é alto, o poder de repasse é relativamente elevado, enquanto que, se o grau de ociosidade das máquinas é grande, teremos excesso de oferta potencial e o poder de repasse deve cair. Isto é verdade mesmo para os reajustes de salários de-

correntes da política salarial. Neste caso, se estes reajustes não puderem ser repassados aos preços dos produtos, a margem de lucros deverá cair.

Entretanto, o grau de utilização e as condições do mercado de trabalho tendem a caminhar paralelamente. Elevados níveis de ociosidade, em geral, vêm acompanhados de condições pouco favoráveis no mercado de trabalho, ou seja, podemos dizer que, em geral, quanto piores as condições vigentes no mercado de trabalho, menor o poder de repasse e vice-versa. Portanto, as condições do mercado de trabalho afetam o poder de mobilização através de dois caminhos distintos, mas complementares: diretamente, através dos próprios sindicatos e, indiretamente, através do poder de repasse das empresas.

Além desta variável conjuntural, outras variáveis estruturais devem ser consideradas. As mais importantes são o grau de abertura do mercado à concorrência externa, o grau de concentração do setor e a elasticidade-preço da demanda pelo bem produzido pela empresa. Porém, no curto prazo, estas variáveis permanecem constantes e devem ser tratadas como dadas no processo de determinação dos salários nominais. Mudanças nas mesmas aparecem como deslocamentos das funções de curto prazo.

Algebricamente, estas condições podem ser representadas através de algumas equações simples. Para a taxa de variação do salário nominal, teremos:

$$w = w^* + g[h(u, G); f(u, R/W, q)]$$

onde:

w^* = taxa de variação dos salários nominais determinada pela política salarial vigente;

h = poder de repasse aos preços dos reajustes de salários;

f = capacidade de mobilização dos sindicatos de trabalhadores;

u = variável que representa as condições do mercado de trabalho;

G = vetor de variáveis estruturais do mercado de produto;

R/W = relação entre o salário real desejado pelos trabalhadores e o salário real efetivamente recebido no momento da negociação salarial (um índice de insatisfação); e

q = vetor de variáveis institucionais.

Levando em consideração que u afeta $h(\cdot)$ e $f(\cdot)$ no mesmo sentido, a diferença entre a taxa de variação dos salários nominais e a taxa de variação que deveria ocorrer caso a política salarial fosse totalmente efetiva pode então ser escrita como uma função da forma:

$$w - w^* = H(u, R/W, q, G) \quad (1)$$

$$H_u < 0$$

$$H_{R/W} > 0$$

A equação (1) nos dá o *drift* salarial como uma função do poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores. Quanto melhores as condições do mercado de trabalho e quanto maior a insatisfação dos trabalhadores com os salários reais que estão recebendo no momento da negociação, maior a capacidade dos sindicatos de mobilizar seus membros no sentido de demandar aumentos de salários nominais acima daqueles estipulados pela política salarial. As variáveis q e G são descontínuas. Mudanças nas mesmas geram deslocamentos da equação (1).

Quanto aos salários reais, sua taxa de variação depende da taxa de variação dos salários nominais e da taxa de variação dos preços dos produtos. Em uma economia com apenas um setor e se trabalho é o único fator de produção, teremos:

$$p = h \cdot w$$

$$w - p = (1 - h_1) \cdot w^* + (1 - h_2) g[h(u, g); f(u, R/W, q)]$$

onde:

p = taxa de variação dos preços;

h_1 = poder de repasse das variações de salários devido aos reajustes decorrentes da política salarial; e

h_2 = poder de repasse das variações de salários devido aos reajustes decorrentes das pressões sindicais.

Simplificando, a taxa de variação do salário real poderia então ser escrita sob a forma:

$$\hat{W} = F(h_1 \cdot w^*, h_2, u, R/W, G, q) \quad (2)$$

ou seja, a taxa de variação dos salários reais é uma função da política salarial, do poder de repasse, das condições dos mercados de trabalho e de produto, da insatisfação dos trabalhadores e das variáveis estruturais. O sinal das derivadas de $F(\cdot)$ em relação às variáveis independentes depende dos valores de h_1 e h_2 e da sensibilidade dos salários nominais às condições do mercado de trabalho e ao grau de insatisfação dos trabalhadores.

Note-se que, para a indústria como um todo, devemos esperar que h_1 e h_2 tenham valores empiricamente diferentes entre si. Por um lado, todas as empresas estão sujeitas às mesmas regras de política salarial, o que faz com que todas sejam igualmente afetadas por este tipo de reajuste de salário. Como isto não altera a estrutura de custos relativos das empresas, o poder de repasse tende a ser elevado. Já o poder de mobilização dos sindicatos é diferente para diferentes empresas e para diferentes setores da indústria. A mudança no custo de pro-

dução devido a este fator não é, portanto, uniforme para todas as empresas, o que dificulta o repasse aos preços de variações de salários nominais decorrentes deste fator.

Outro aspecto importante é que, se $h_1 = 1$, a política salarial não tem qualquer efeito sobre o comportamento dos salários reais, tendo sua influência concentrada somente sobre os salários nominais. De forma similar, se $h_2 = 1$, a mobilização sindical gera apenas inflação e nenhum efeito sobre os salários reais. Por outro lado, se h_1 e h_2 são maiores que 1, tanto a política salarial quanto a mobilização dos trabalhadores tendem a gerar aceleração inflacionária e quedas dos salários reais.

3 - Dados utilizados

Para estimar as equações (1) e (2), alguns problemas devem ser considerados no que se refere aos dados a serem utilizados: em primeiro lugar, a variável salário institucional não existe explicitamente e precisa ser construída; em segundo, devemos escolher qual a melhor variável a ser utilizada para representar as condições dos mercados de trabalho e de produto; em terceiro, como a insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais não é uma variável observável diretamente, devemos construir um índice que seja capaz de representá-la; e, finalmente, devemos analisar se, ao longo do período em estudo (1980/87), não ocorreram mudanças nas variáveis estruturais que possam ter ocasionado deslocamentos das curvas de *drift* salarial e de salário real. Estes quatro aspectos serão analisados nesta seção.

3.1 – Salário institucional

O índice de salário institucional foi construído a partir das regras estipuladas pela política salarial ao longo do período analisado. Dada a regra de reajuste vigente a cada mês, calculamos o índice de salário institucional mês a mês. Como as datas-base são dessincronizadas, apenas parte dos trabalhadores negocia seus salários mensalmente. Para levar isto em consideração, multiplicamos o índice obtido pela participação do total de trabalhadores com data-base em um determinado mês do ano no total de empregados da economia, obtendo, assim, o índice mensal de salário institucional que será utilizado nas regressões (*winstm*).³

³ A metodologia de construção deste índice foi inicialmente desenvolvida em Gonzaga (1989). Para uma descrição detalhada da metodologia, ver Estêvão Filho (1990).

3.2 – Condições do mercado de trabalho

O segundo problema empírico importante refere-se à escolha de uma variável para representar as condições do mercado de trabalho. Para nossos objetivos, o importante é escolher aquela variável cujo movimento afeta o poder de barganha dos sindicatos, que, por sua vez, depende da disponibilidade relativa de trabalhadores em condições de se empregar nas ocupações que hoje estão ocupadas por trabalhadores sindicalizados. Em princípio, a variável que parece melhor indicada para cumprir esta função é a taxa de desemprego aberta.

Porém, algumas objeções podem ser apresentadas contra a utilização desta variável no caso brasileiro. A principal delas é que, dada a existência de segmentação no mercado de trabalho, trabalhadores de diferentes segmentos não competem entre si pelos empregos disponíveis. Sendo assim, se um aumento da taxa de desemprego é consequência da redução da oferta de empregos para trabalhadores em ocupações não sindicalizadas, isto deve afetar muito pouco o poder de mobilização dos sindicatos.

A utilização da taxa de desemprego para representar as condições do mercado de trabalho tem dois aspectos, cada um apontando em uma direção: por um lado, como os trabalhadores qualificados têm um custo de dispensa maior para a empresa, esta tenderá a evitar despedi-los, a menos que a recessão seja percebida como algo relativamente permanente e não transitório e de curtíssimo prazo, o que faria com que os aumentos da taxa de desemprego fossem um reflexo do aumento da percentagem de desempregados não qualificados e não sindicalizados; e, por outro lado, devido aos baixos níveis de renda e qualificação, os trabalhadores não sindicalizados – principalmente aqueles do segmento informal do mercado de trabalho – têm grandes dificuldades em permanecer desempregados, estando dispostos a aceitar qualquer proposta de emprego para prover sua subsistência, enquanto os sindicalizados, que em geral são relativamente mais qualificados e têm salários mais elevados, se tornam mais exigentes na busca de novos empregos, permanecendo mais tempo desempregados durante períodos recessivos.

Se este último efeito é dominante, um aumento da taxa de desemprego aberta durante uma recessão reflete o aumento da percentagem de desempregados entre os trabalhadores mais qualificados e mais organizados, enquanto os não sindicalizados acabam por se empregar em ocupações com menor remuneração, sem carteira de trabalho assinada ou exercendo atividades por conta própria. A taxa de desemprego seria a variável adequada para representar as condições do mercado de trabalho.

Uma evidência de que este último efeito domina o primeiro na economia brasileira é o fato de que ao longo do período recessivo (1981/83) a taxa de desemprego aberta cresceu com mais intensidade nas regiões industrialmente mais

desenvolvidas e sindicalmente mais ativas (como São Paulo) do que nas menos industrializadas (como as cidades do Nordeste).

Dadas estas considerações, decidimos utilizar a variação da taxa de desemprego aberta em São Paulo (*desem*) como uma *proxy* para representar as condições do mercado de trabalho que têm influência sobre o poder de mobilização dos sindicatos. Se a taxa de desemprego aumenta, reduz-se o poder de mobilização e vice-versa.

3.3 – Grau de insatisfação dos trabalhadores

A variável que pode servir como uma *proxy* para o grau de insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais talvez seja a que ofereça maiores dificuldades do ponto de vista empírico. No modelo teórico, esta variável foi definida como a relação entre o salário real desejado e o efetivamente recebido pelos trabalhadores no momento da negociação. Porém, o salário real desejado é uma variável não observável diretamente.

A construção desta variável partiu da observação de que as negociações no Brasil se dão anualmente, apesar dos reajustes salariais terem sua periodicidade definida pela política salarial vigente. Por outro lado, todo trabalhador do segmento formal e sindicalizado da economia tem um reajuste automático de salário dado pela regra salarial. Sendo assim, no momento da negociação, o salário alternativo para o trabalhador, se ele não fizer qualquer negociação, é aquele definido pela própria política salarial. Em outras palavras, o salário que ele está efetivamente recebendo no momento da negociação é aquele definido pela aplicação automática da regra salarial. O problema é como obter uma *proxy* para o salário real desejado.

Para chegarmos a esta *proxy*, construímos um índice de insatisfação, que é o salário real no mês $t-1$, multiplicado pela taxa de variação do salário institucional entre os meses t e $t-1$, dividido pelo salário real 12 meses antes, ou seja, o inverso da relação entre o salário real obtido na última negociação realizada e aquele salário real que prevaleceria se o trabalhador nada fizesse na negociação presente (*wmedr1*). Esta relação representa a perda (ou ganho) de salário real que ocorreria ao longo do ano se não houvessem negociações coletivas e os salários fossem determinados apenas pela política salarial e pela evolução dos preços. A suposição implícita é de que os trabalhadores em geral têm como padrão de referência o salário real obtido na última negociação 12 meses antes.

Esta é uma variável ordinal, não tendo qualquer valor do ponto de vista cardinal. Quanto menor esta relação, maior deve ser a insatisfação dos trabalhadores e maior o poder de mobilização dos sindicatos e vice-versa, ou seja, quanto menor o índice de insatisfação, maior deve ser o *drift* salarial.

3.4 – Fatores estruturais

Finalmente, devemos considerar as mudanças ocorridas na economia brasileira ao longo do período 1980/87 e que podem ter afetado os processos de determinação dos salários nominais e reais. A nosso ver, o aspecto mais importante a ser analisado é a mudança da estratégia de política de combate à inflação a partir de fevereiro de 1986, com a implementação do Plano Cruzado.

Até 1986, as políticas antiinflacionárias adotadas no país tiveram um caráter convencional, no sentido de que estavam baseadas no controle da oferta monetária e na redução do déficit fiscal, que foi a estratégia de política econômica implementada nos períodos 1964/67 e 1980/83. Apesar do objetivo principal no último período ser o ajuste da economia à crise de endividamento externo, supunha-se que ela teria também um efeito importante sobre a taxa de inflação.

Esta política, se, por um lado, mostrou-se bastante efetiva no sentido de gerar os superávits no balanço de pagamentos necessários para pagar os serviços da dívida externa, por outro, foi relativamente ineficiente para reduzir a taxa de inflação, que, partindo de 100% ao ano em 1980, acelerou-se até atingir 230% ao ano com a máxidesvalorização do cruzeiro em 1983.

A resistência da taxa de inflação à queda foi diagnosticada como uma consequência da existência de mecanismos generalizados de indexação que faziam com que a taxa de variação dos preços do passado se tornasse automaticamente a taxa de inflação no presente. Sendo assim, seria necessário um programa de estabilização que cortasse o processo de indexação rápida e eficientemente.

Assim, em fevereiro de 1986 foi adotado tal programa, que tinha como uma de suas principais características o congelamento de preços e a extensão forçada dos períodos de indexação dos ativos financeiros. Após alguns meses de estabilidade, a inflação voltou a explodir em novembro de 1986. Novos congelamentos foram então adotados em junho de 1987 (Plano Bresser) e janeiro de 1989 (Plano Verão), que após alguns meses resultaram em novas explosões inflacionárias.

O ponto relevante a ser destacado, que, a nosso ver, caracteriza uma mudança importante, é o recurso ao congelamento de preços e a crescente instabilidade da política econômica. Estes fatores tendem a gerar um aumento do grau de incerteza e um comportamento defensivo por parte dos agentes econômicos no sentido de evitar que novos congelamentos os coloquem em posição financeiramente indesejada. Este comportamento defensivo significa uma tendência a remarcações preventivas de preços sempre que a ameaça de congelamento se fizer presente, o que, em nosso modelo, seria representado por um aumento no poder de repasse aos preços dos reajustes de salários.⁴ Se estas conjecturas fo-

⁴ Um argumento similar é desenvolvido por Frenkel (1979), para economias com taxas de inflação excessivamente elevadas.

rem corretas, deveríamos esperar um aumento do poder de repasse a partir de 1986, o que será testado nas estimativas empíricas da próxima seção.

Uma vez definidas as variáveis que serão utilizadas para estimar o modelo e os possíveis deslocamentos das funções, podemos passar aos resultados empíricos obtidos.

4 - Resultados empíricos

Foram estimadas equações para o *drift* salarial, para o salário real e para o custo real do trabalho. Os dados de salários utilizados são os publicados pela pesquisa mensal de salário e emprego da Fiesp e correspondem aos trabalhadores da indústria paulista. Este é, portanto, o conjunto mais organizado e ativo do mercado de trabalho no país.

Para se obter o salário real, os salários nominais foram deflacionados mensalmente pelo Índice de Custo de Vida de São Paulo calculado pela Fipe.

Para representar as condições do mercado de trabalho, foi utilizada a taxa de desemprego aberta calculada pelo IBGE para São Paulo.

Finalmente, as equações foram estimadas para o período 1980/87. Para testar a existência de deslocamento das funções a partir de 1986, foram também realizadas estimativas com *dummies* tanto na constante quanto nos coeficientes das equações, que têm valor zero até fevereiro de 1986 e 1 a partir desta data.

Foram estimadas equações em logaritmo do nível das variáveis, exceto para o grau de insatisfação. A hipótese subjacente é que a variação da taxa de desemprego – e não o nível desta taxa – afeta o poder de mobilização dos sindicatos, enquanto o nível de insatisfação seria a variável relevante. Portanto, seguindo o modelo teórico sumariado na Seção 2, as equações estimadas foram as seguintes:

$$\log w - \log w^* = c_1 + a_1 \cdot \log (desem) + b_1 \cdot (wmedr1)$$

$$\log W = c_2 + a_2 \cdot \log (desem) + b_2 \cdot (wmedr1) + d \cdot \log (winstn)$$

com as *dummies* correspondentes para o período 1986m2/1987m11. Foram utilizados dados mensais, sem qualquer dessazonalização. Os sinais esperados para os coeficientes da primeira equação são:

$$a_1 < 0$$

$$b_1 < 0$$

e os sinais de a_2 , b_2 e d dependem dos sinais de h_1 e h_2 . Se estes parâmetros forem menores que 1, os sinais devem ser negativos, exceto para d , que deve ter sinal positivo neste caso, e vice-versa se forem maiores que 1. Para $h_1 = h_2 = 1$, os coeficientes devem ter valores iguais a zero.

Já as *dummies* têm interpretações diferentes, dependendo da equação. Na primeira, elas representam mudanças no próprio poder de mobilização dos sindicatos. Se estes se tornam mais organizados e fortes, o *drift* salarial deve ser menos sensível às variações da taxa de desemprego. Portanto, a *dummy* para o coeficiente da taxa de desemprego deveria ser positiva neste caso. Quanto ao grau de insatisfação, o resultado é o oposto. Sindicatos mais organizados tendem a reagir com mais força para um mesmo grau de insatisfação, o que tenderia a aumentar o *drift* salarial.

Na equação do salário real, o coeficiente da variável salário institucional é o complemento do poder de repasse dos reajustes de salários nominais decorrentes da política salarial, $1 - h_1$. Portanto, um aumento do poder de repasse deve reduzir o valor deste coeficiente. Conseqüentemente, devemos esperar que a *dummy* deste coeficiente seja negativa.

Já os sinais das outras *dummies* nesta equação dependem de uma combinação das mudanças ocorridas na capacidade de mobilização dos trabalhadores e no poder de repasse.

Finalmente, as *dummies* nas constantes das duas equações indicam mudanças das outras variáveis estruturais que afetam os salários nominais e reais.

4.1 – *Drift* salarial

Os resultados da equação do *drift* salarial estão apresentados na Tabela 1. Na estimativa utilizando o método de mínimos quadrados ordinários, os coeficientes têm os sinais previstos pelo modelo. Um aumento da taxa de desemprego tem o efeito de reduzir o *drift* salarial através da menor capacidade de mobilizar os trabalhadores. Da mesma forma, um aumento da insatisfação tem o efeito contrário. Entretanto, o R^2 é bastante reduzido (0,22), e o baixo valor da estatística de Durbin-Watson indica uma elevada autocorrelação entre os resíduos da equação.

Aplicando-se o método de Cochrane-Orcut, resolve-se o problema da autocorrelação, ao mesmo tempo em que o valor do R^2 aumenta consideravelmente (0,76) e o coeficiente do grau de insatisfação se torna não-significativo. Isto estaria indicando a existência de inércia no processo de formação do *drift* salarial, pois, se o modelo verdadeiro inclui a variável dependente defasada e estamos estimando o modelo sem sua inclusão, devemos observar autocorrelação

TABELA 1
Variável dependente: *ln drift*

Método	Cons- tante	<i>ldesem</i>	<i>lwmedr1</i>	<i>drift₋₁</i>	R^2	D.W.	<i>F</i>	<i>h</i> -Durbin
(1) MQO	0,356 (3,81)*	-0,051 (-1,93)*	-0,334 (-4,68)*		0,22	0,431	12,70	
(2) CORC	0,179 (1,69)*	-0,124 (-4,08)	-0,043 (-0,840)		0,76	1,958	96,63	
(3) MQO	0,153 (2,78)*	-0,045 (-2,97)*	-0,078 (-1,75)*	0,880	0,75	1,905	90,27	0,592

* Significativo a 95% de confiança.

serial dos resíduos e um R^2 menor devido à ausência de uma variável relevante do modelo na equação estimada.⁵

A equação (3) mostra os resultados da estimativa da mesma equação acima com o *drift* defasado como variável independente. Podemos observar que os resultados melhoram substancialmente. Todos os coeficientes têm os sinais esperados, o R^2 passa a 0,75, sendo a variável defasada altamente significativa. O valor do coeficiente *h*-Durbin (0,592) nos permite rejeitar com 95% de confiança a existência de autocorrelação entre os resíduos da equação.

A importância da variável dependente defasada e o valor menor que 1 de seu coeficiente indica que existe alguma aderência entre a taxa de variação dos salários nominais e a taxa de variação destes salários conforme determinado pela política salarial. Em outras palavras, é uma estimativa do grau de efetividade desta política, pois, se todas as outras variáveis permanecerem constantes, um aumento da taxa de variação do *drift* no presente leva a uma redução da mesma no período seguinte.

A partir desta última equação, podemos estimar as elasticidades de longo prazo para a taxa de desemprego e para o grau de insatisfação. Seus valores são $-0,371$ ($-0,0447/(1 - 0,8795)$) e $-0,646$ ($-0,0779/(1 - 0,8795)$), respectivamente, ou seja, um aumento de 10% da taxa de desemprego gera uma redução do *drift* salarial de 3,7% no longo prazo, enquanto um aumento de 10% da insatisfação dos trabalhadores aumenta o *drift* em 6,5% no longo prazo. O aumento do desemprego desmobiliza os sindicatos e gera menor *drift* no longo prazo, enquanto que um aumento da insatisfação torna os sindicatos mais ativos no longo prazo, aumentando o *drift*.

⁵ Agradecemos a Marcello Estêvão Filho por nos ter apontado este efeito.

TABELA 2
Variável dependente: *ln drift*

	Equação (1) MQO	Equação (2) CORC	Equação (3) MQO
Constante	1,5864 (1,7519)*	0,5677 (1,1577)	0,7852 (1,4461)
<i>ldesem</i>	0,0039 (0,0918)	-0,1400 (-3,8427)*	-0,0492 (-1,8932)*
<i>wmedr1</i>	-1,6872 (-1,8549)*	-0,3563 (-0,7565)	-0,7070 (-1,2919)
<i>dum</i>	-0,1349 (-0,9835)	-0,1292 (-1,1089)	-0,0743 (-0,9080)
<i>lldesem</i>	0,1731 (1,6780)*	0,0562 (0,7884)	0,0623 (1,0038)
<i>dwmedr1</i>	1,6255 (1,5496)	0,4135 (0,7512)	0,7229 (1,1497)
<i>drift-1</i>			0,8678 (12,7610)*
R^2	0,29	0,77	0,75
D.W.	0,5673	2,0527	1,8984
F	7,4823	48,3730	44,7142

* Significativo a 95% de confiança.

A introdução de *dummies* para o período 1986m3/1987m11 pouco afeta os resultados acima. Nenhuma das *dummies* é significativa, mas o sinal do logaritmo da taxa de desemprego na equação estimada por mínimos quadrados ordinários torna-se não-significativo. Quando utilizamos o método de Cochrane-Orcutt ou a variável dependente defasada para resolver o problema da autocorrelação, este coeficiente torna-se novamente significativo com sinal correto (negativo).

Estes resultados apontam a importância do poder de mobilização dos sindicatos na determinação do *drift* salarial e para a não ocorrência de mudanças significativas neste processo após fevereiro de 1986.

4.2 – Salário real

Os resultados da equação do salário real são apresentados na Tabela 3. Os logaritmos da taxa de desemprego e do salário institucional têm os sinais corretos, negativo e positivo, respectivamente, e o R^2 das equações é bastante eleva-

do. A partir desta equação, podemos estimar que o poder de repasse aos preços dos reajustes de salário devido à política salarial foi de 0,951 no período (1 - 0,049). Entretanto, o sinal da variável que representa o grau de insatisfação dos trabalhadores tem o sinal oposto ao esperado.

A estimativa introduzindo as variáveis *dummy* sugere uma explicação para este resultado. Para o período 1980m1/1986m2, os coeficientes têm os sinais preditos pelo modelo. Todas as *dummies* são significativas, exceto aquela correspondente ao coeficiente do logaritmo da taxa de desemprego, que tem sinal positivo mas não-significativo.

A *dummy* do coeficiente do logaritmo do salário institucional é negativa e significativa. Portanto, para o período 1986m3/1987m11, o coeficiente desta variável é -0,0324 (0,0479 - 0,0803 = -0,0324). Como este coeficiente é igual a $1 - h_1$, temos que $h_1 > 1$. Da mesma forma, o coeficiente da variável que re-

TABELA 3
Variável dependente: *ln* salário real

	Equação (1) MQO	Equação (2) CORC	Equação (3) MQO	Equação (4) CORC
Constante	-0,2250 (-2,4462)*	-0,2179 (-2,7361)*	-1,2414 (1,7870)*	0,6420 (1,5773)
<i>lwinstn</i>	0,0441 (11,1777)*	0,0490 (10,0700)*	0,0461 (9,5329)*	0,0479 (8,8849)*
<i>ldesem</i>	-0,1467 (-5,5565)*	-0,0929 (-3,6616)*	-0,1166 (-3,3687)*	-0,0791 (-2,5709)*
<i>wmedr1</i>	0,3146 (5,9718)*	0,1969 (4,6387)*	-1,2289 (-1,7293)*	-0,6904 (-1,6958)*
<i>dum</i>			0,6607 (1,5869)	0,8415 (1,7895)*
<i>dlwinstn</i>			-0,0706 (-1,6841)	-0,0803 (-1,8496)*
<i>lddesem</i>			0,1210 (1,3473)	0,0637 (1,0102)
<i>dwmedr1</i>			1,7560 (2,1571)*	1,0341 (2,1450)*
<i>R</i> ²	0,84	0,92	0,85	0,92
D.W.	0,7608	1,8638	0,7988	1,8728
<i>F</i>	159,5243	189,7140	72,7474	110,0875

* Significativo a 95% de confiança.

presenta o grau de insatisfação para este período é igual a 0,3437 (1,0341 – 0,6904), tornando-se positivo, o que também indica um valor do poder de repasse aos preços maior que 1. Como consequência, quanto maior o grau de insatisfação dos trabalhadores, maior o poder de mobilização sindical, maior a taxa de variação dos salários nominais, maior a taxa de inflação e menor a taxa de variação do salário real.

Estes resultados sugerem que o aumento da incerteza após fevereiro de 1986, devido à instabilidade da política econômica e ao uso recorrente de congelamentos de preços como instrumento de política antiinflacionária, pode ter levado as empresas a promoverem aumentos preventivos de preços, muitas vezes totalmente desvinculados das condições vigentes no mercado de produtos. Em termos de nosso modelo, este fenômeno aparece como um aumento do valor de h , tornando este parâmetro maior que 1.

Com o aumento de h , qualquer aumento de salário nominal é mais que repassado aos preços dos produtos, gerando reduções dos salários reais. Neste contexto, maior mobilização sindical tende a gerar quedas nos salários reais devido ao aumento da taxa de inflação. Note-se que este resultado é uma consequência direta do comportamento preventivo das empresas diante da instabilidade da política econômica, tendo pouca ligação com o desempenho dos mercados de trabalho e de produto.

4.3 – Custo real do trabalho

Uma falha importante da análise acima é que, como estamos estudando apenas o setor industrial, deveríamos ter em conta, para definir o poder de repasse aos preços dos reajustes de salários, não o comportamento dos salários reais (salários nominais deflacionados pelo Índice de Custo de Vida de São Paulo), mas sim o custo real da mão-de-obra (salários nominais deflacionados pelo índice de preços dos produtos industriais). Este comentário é particularmente relevante se os preços relativos entre o setor industrial e os outros setores cujos produtos compõem o índice de custo de vida mudam significativamente ao longo do período de análise, como foi o caso [ver Amadeo e Camargo (1989c, p. 12)].

Com base nestas considerações, estimamos equações para o custo real do trabalho no setor industrial, definido como a relação entre o salário nominal dos trabalhadores industriais e o Índice de Preços por Atacado/Disponibilidade Interna/Produtos Industriais, da Fundação Getúlio Vargas.

A equação foi estimada em logaritmos e, com o objetivo de captar os efeitos das mudanças de preços relativos devido a outros fatores que não os reajustes de salários, introduziu-se como variável independente o logaritmo da relação entre o Índice de Preços por Atacado/Disponibilidade Interna/Produtos Industriais e o Índice de Preços ao Consumidor de São Paulo (*lrep*). O sinal es-

perado para o coeficiente desta variável é negativo. Um aumento do preço dos produtos industriais em relação ao índice de custo de vida deve levar a uma redução do custo real da mão-de-obra, pois as demandas salariais pautam-se pelo comportamento dos preços ao consumidor, que, em conjunto com o comportamento dos salários nominais, determinam os salários reais.

Os resultados são apresentados na Tabela 4. Conforme esperado, um aumento dos preços relativos dos produtos industriais reduz o custo real da mão-de-obra. Como na equação para o salário real, sem as *dummies* para o período após fevereiro de 1986, o coeficiente da variável que mede o grau de insatisfação dos trabalhadores é positivo. É interessante notar que os valores dos coeficientes desta equação são similares aos da equação estimada para o salário real (Tabela 3).

TABELA 4
Variável dependente: *ln custo real do trabalho*

	Equação (1) MQO	Equação (2) CORC	Equação (3) MQO	Equação (4) CORC
Constante	-2,2376 (-2,3360)*	-1,1735 (-1,2217)	-0,9812 (-0,7599)	-0,5674 (-0,4633)
<i>lwinstr</i>	0,0677 (5,7197)*	0,0598 (5,0291)*	0,0760 (4,9040)*	0,0639 (3,9935)*
<i>ldesem</i>	-0,1177 (-4,0141)*	-0,0873 (-3,3900)*	-0,1099 (-3,2168)*	-0,0786 (-2,5947)*
<i>wmedr1</i>	0,3978 (6,1167)*	0,2100 (4,7896)*	-1,1948 (-1,7106)*	-0,6420 (-1,5630)
<i>lrep</i>	-1,2997 (-9,1533)*	-1,1507 (-7,6225)*	-1,3454 (-7,8978)*	-1,1847 (-6,7724)*
<i>dum</i>			0,6637 (1,6224)	0,8911 (1,9563)*
<i>dlwinstr</i>			-0,0787 (-1,9002)*	-0,0878 (-2,0662)*
<i>lddesem</i>			0,1596 (1,7678)*	0,0718 (1,1395)
<i>dwmedr1</i>			1,7927 (2,2406)*	0,9974 (2,0607)*
<i>R</i> ²	0,67	0,83	0,70	0,85
D.W.	0,8675	1,8905	0,8856	1,9084
<i>F</i>	46,2614	70,8244	25,1638	44,8458

* Significativo a 95% de confiança.

Quando a equação é estimada com *dummies* para o período 1986m3/1987m11, os resultados confirmam as conclusões da subseção anterior. Para o período 1980m1/1986m2, os coeficientes das variáveis têm sinais esperados e significativos a 95%. Porém, para o período 1986m3/1987m11, o coeficiente do logaritmo do salário institucional torna-se negativo (o que sugere $h_1 > 1$), a *dummy* para o coeficiente da taxa de desemprego, apesar de não-significativa a 95%, tem o sinal positivo como esperado e valor igual ao do período anterior, sugerindo insensibilidade do custo real da mão-de-obra à variação da taxa de desemprego neste período, e o coeficiente do grau de insatisfação se torna positivo, ou seja, quanto maior a insatisfação dos trabalhadores, menor o custo real da mão-de-obra, o que indica um valor de $h_2 > 1$. Novamente, a comparação entre os valores dos coeficientes desta equação com a correspondente com salário real como variável dependente mostra uma grande estabilidade.

TABELA 5
Variável dependente: \ln salário real

	Equação (1) MQO	Equação (2) CORC	Equação (3) MQO	Equação (4) CORC
Constante	-2,2376 (-2,3360)*	-1,1735 (-1,2217)	-0,9812 (-0,7599)	-0,5674 (-0,4633)
<i>lwinstn</i>	0,677 (5,7197)*	0,0598 (5,0291)*	0,0760 (4,9040)*	0,0639 (-3,9935)*
<i>ldesem</i>	-0,1177 (-4,0141)*	-0,0873 (-3,3900)*	-0,1099 (-3,2168)*	-0,0786 (-2,5947)*
<i>wmedr1</i>	0,3978 (6,1167)*	0,2100 (4,7896)*	-1,1948 (-1,7106)*	-0,6420 (-1,5630)
<i>lrep</i>	-0,2997 (-2,1105)*	-0,1507 (-0,9981)	-0,3454 (-2,0277)*	-0,1847 (-1,0557)
<i>dum</i>			0,6637 (1,6224)	0,8911 (1,9563)*
<i>dlwinstn</i>			-0,0787 (-1,9002)*	-0,0878 (-2,0662)*
<i>lldesem</i>			0,1596 (1,7678)*	0,0718 (1,1395)
<i>dwmedr1</i>			1,7927 (2,2406)*	0,9974 (2,0607)*
R^2	0,85	0,92	0,86	0,92
D.W.	0,8675	1,8905	0,8856	1,9084
F	125,2984	158,1236	66,4446	99,2255

* Significativo a 95% de confiança.

Finalmente, estimamos um conjunto de equações similar ao anterior, tendo como variável dependente o logaritmo do salário real, ou seja: como as mudanças de preços relativos em favor dos produtos industrializados reduzem o custo real da mão-de-obra na indústria, de que forma elas afetam o comportamento dos salários reais dos trabalhadores industriais? Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Como podemos observar, não só o coeficiente da variável preços relativos não é significativamente diferente de zero, como o poder de explicação da equação não aumenta (o R^2 é o mesmo da equação de salário real sem a variável *lrep*). Os resultados para as equações com *dummies* também são similares. Por outro lado, apesar de não significativos, os coeficientes de *lrep* são sistematicamente menores que zero, sugerindo que um aumento dos preços relativos do setor industrial gera queda nos salários reais.

Estes resultados indicam que uma variação dos preços relativos em favor dos produtos industriais tende a reduzir o custo real da mão-de-obra. Em outras palavras, melhores preços para o setor industrial são integralmente apropriados pelas próprias empresas.

5 - Conclusões

Neste artigo, estimamos empiricamente equações para explicar o comportamento do *drift* salarial, dos salários reais e do custo real do trabalho na indústria paulista no período 1980/87. A partir de um arcabouço teórico no qual o poder de mobilização sindical é uma função das variações da taxa de desemprego e do grau de insatisfação dos trabalhadores com os salários reais que estão recebendo no momento da negociação, mostramos que estas duas variáveis são importantes componentes do processo de determinação do *drift* salarial, dos salários reais e do custo real do trabalho. Um aumento da taxa de desemprego e uma redução da insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais reduz o poder de mobilização sindical, diminuindo o *drift* salarial e a taxa de variação dos salários reais.

Com base nestes resultados, estimamos também equações com *dummies* para o período 1986m3/1987m11. A idéia subjacente é que, devido à grande instabilidade da política econômica neste período, com a utilização constante e recorrente de congelamentos de preços como instrumento de política de combate à inflação, as empresas tenham adotado uma atitude defensiva, aumentando seus preços sem considerar as condições do mercado de produto e de trabalho. Os resultados indicam que realmente este fenômeno pode ter ocorrido e que, na verdade, as empresas tenderam a aumentar seus preços acima dos reajustes de salários, o que no modelo estimado significa um valor do coeficiente de repasse maior que 1 após fevereiro de 1986. Este é um resultado extremamente desesta-

bilizador para a economia e que pode ter sido um dos principais causadores das rápidas acelerações inflacionárias ocorridas ao longo do período.

Finalmente, estimamos equações para explicar o comportamento do custo real da mão-de-obra no setor industrial. Os resultados são similares às equações para o salário real. Porém, a introdução de mudanças nos preços relativos como variável explicativa mostra que variações nos preços relativos em favor dos produtos da indústria tendem a reduzir o custo real do trabalho, mas não afetam os salários reais, ou seja, aumentos dos preços dos produtos industriais, em relação aos preços dos outros setores da economia, como os ocorridos ao longo do período 1980/86, são integralmente apropriados pelas próprias indústrias.

Abstract

This paper analyses empirically the effects of collective bargaining on nominal and real wages and in the real costs of labour to the industrial sector of São Paulo. It also analyses the possibility that the highly unstable Brazilian economic policies after 1986, generated a tendency to increase prices above the increase in costs of production, specially nominal wages, as a defensive attitude of firms to the recurrent utilization of prices freezes to stabilize the economy.

Bibliografia

AMADEO, E., CAMARGO, J. M. *An structuralist analysis of inflation and stabilization*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, jan. 1989a (Texto para discussão, 212).

_____. Choque e concerto. *Dados*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 1, abr. 1989b.

_____. *Política salarial e negociações: perspectivas para o futuro*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, jun. 1989c (Texto para discussão, 217).

_____. *Brazilian labour market in an era of adjustment*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, out. 1989d (Texto para discussão, 232).

BLANCHFLOWER, D. G., OSWALD, A. J. *The wage curve*. NBER. nov. 1989 (Working paper, 3.181).

CAMARGO, J. M. *Inflação, congelamento de preços e ativismo sindical*. Santiago: Prealc/OIT, 1988.

- _____. *Salários nominais, política salarial e ativismo sindical*. Rio de Janeiro: IPEA, 1990 (Série fac-símile, 38).
- CHRISTOFIDES, L. N., OSWALD, A. *Real wage determination in collective bargaining agreements*. NBER, nov. 1989 (Working paper, 3.188).
- ESTÊVÃO FILHO, M. Metodologia de construção da variável salário institucional. In: CAMARGO, J. M. *Salários nominais, política salarial e ativismo sindical*. Rio de Janeiro: IPEA, 1990, p. 63-74 (Série fac-símile, 36).
- FREEMAN, R., PELLETIER, J. *The impact of industrial relations legislation on British union density*. NBER, Nov. 1989 (Working paper, 3.167).
- FRENKEL, R. Decisiones de precio en alta inflación. *Desarrollo Económico*, v. 19, n. 75, oct./dic. 1979.
- GONZAGA, M. *Efetividade da política salarial no Brasil, 1964-1985*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, 1989 (Tese de Mestrado).
- OSWALD, A. J. The economic theory of trade unions: an introductory survey. In: CALMFORS, L., HORN, H. (eds.). *Trade unions, wage formation and macroeconomic stability*. Macmillan, 1986.
- PENCAVEL, J. Wages and employment under trade unionism. In: CALMFORS, L., HORN, H. (eds.). *Trade unions, wage formation and macroeconomic stability*. Macmillan, 1986.
- SODERSTRÖM, H. T. Union militancy, external shocks and the accommodation dilemma. In: CALMFORS, L., HORN, H. (eds.). *Trade unions, wage formation and macroeconomic stability*. Macmillan, 1986.

(Originais recebidos em março de 1990. Revisões em julho de 1990).