

Série Fac-Símile nº 36

SALÁRIOS NOMINAIS, POLÍTICA SALARIAL E
ATIVISMO SINDICAL

José Márcio Camargo

PROGRAMA NACIONAL DE
PNPE
PESQUISA ECONÔMICA

PROGRAMA NACIONAL DE PESQUISA ECONÔMICA

Série Fac-Símile nº 36

SALÁRIOS NOMINAIS, POLÍTICA SALARIAL E
ATIVISMO SINDICAL

José Márcio Camargo

(Versão apresentada ao PNPE em julho de 1989)

RIO DE JANEIRO

MARÇO - 1990

Os trabalhos reproduzidos na Série Fac-Símile são produto de pesquisas financiadas pelo PNPE. Os textos não são submetidos a nova revisão dos autores e representam a cópia fiel dos originais datilográficos entregues ao INPES/ /IPEA por ocasião do término dos projetos.



As opiniões emitidas neste trabalho são da inteira e exclusiva responsabilidade de seu(s) autor(es), e não exprimem necessariamente o ponto de vista das entidades promotoras do PNPE.

Salários nominais, política salarial e
ativismo sindical

José Márcio Camargo¹/

Julho, 1989

i. Introdução

A política salarial tem sido um dos principais instrumentos de controle macroeconômico no Brasil. Para muitos estudiosos tanto as taxas de variação dos salários nominais quanto as taxas de inflação são fundamentalmente determinadas pelas regras de reajustes de salários estipuladas pelas diferentes políticas salariais. Implícito neste raciocínio está a suposição de que as taxas de reajustes dos salários nominais têm um comportamento muito próximo das taxas de reajustes estipuladas pela política salarial, independentemente das condições econômicas

¹ . Departamento de Economia da FUC/RJ. Edward Amadeo e Marcello Estevão Filho participaram ativamente das discussões que originaram as idéias contidas neste trabalho. Muitos de seus comentários e sugestões foram incorporados e o estudo seria certamente diferente sem sua colaboração. O autor agradece as contribuições e a dedicação de Antônio de F. Bittencourt Neto que fez uma grande parte do trabalho computacional. Os erros e omissões são entretanto de minha inteira responsabilidade.

Políticas vigentes. Neste contexto, a análise da atuação sindical e os efeitos de aumentos das taxas de desemprego sobre as taxas de variação dos salários nominais tem sido considerados de segunda ordem.

Porém, a partir de 1975/1976, com o início do processo de redemocratização do país, os sindicatos de trabalhadores passaram a desempenhar um papel cada vez mais relevante no processo de determinação dos salários nominais. Esta mudança de caráter político-institucional exacerbou o conflito distributivo entre capital, trabalho e governo e, sem dúvida, tem sido um dos fatores que tornaram o combate à inflação no Brasil extremamente difícil.

O presente estudo tem por objetivo estudar a experiência brasileira com a política salarial a partir de um arcabouço teórico que inclua as mudanças político institucionais ocorridas a partir de 1975/1976, assim como os efeitos destas mudanças no sentido de aumentar os níveis de conflito distributivo no país.

Conforme veremos ao longo do trabalho, estes dois aspectos estão intimamente associados entre si. Uma das principais teses da presente pesquisa é que as condições para a relativa efetividade de uma política salarial centralmente gerenciada (ou, no caso mais geral, de uma política de rendas) mudam com o contexto político-institucional. Em um regime democrático, a capacidade de gerenciar o processo de formação dos salários nominais será determinada pelo grau de centralização da estrutura da organização sindical e das negociações coletivas, pela representatividade destas organizações e seu poder de controlar seus membros e pela capacidade do Estado

de coordenar as demandas de trabalhadores e empresários no processo de negociações coletivas.²

Por outro lado, no caso de um regime político autoritário, no qual as organizações (de trabalhadores e/ou de empresários) são incapazes de fazer ouvir suas demandas devido à repressão política, o controle do processo de formação dos salários depende do nível de repressão vigente.

Mesmo nestes dois casos extremos, a efetividade das políticas de rendas será relativa, uma vez que as condições de mercado terão algum efeito, maior ou menor, sobre o processo de formação dos salários nominais e dos preços. No primeiro caso, tais efeitos se fazem sentir principalmente através da atuação sindical, enquanto no segundo, as negociações diretas entre trabalhadores e empresários, a nível individual, passam a ter um papel de grande relevância. Dentro deste contexto, a função da política macroeconômica será exatamente criar as condições necessárias a nível agregado para que os objetivos gerais sejam atingidos.

O estudo será dividido em três partes:

na primeira, apresentaremos a metodologia do trabalho;

na segunda parte, utilizaremos esta metodologia para analisar a política salarial brasileira no período 1975/1987. Com

² Os casos de políticas de rendas mais importantes ocorreram nos países europeus após a segunda guerra mundial. Ver, entre outros, Unionism, Economic Stabilization, and Incomes Policies: European Experience, editores Robert J. Flanagan, David W. Soskice e Lloyd Ulman, Brookings Institution, 1983.

tal objetivo em mente, faremos uma análise das regras de política salarial implementadas em diferentes sub-períodos. A partir destas regras, será construído um índice de política salarial. Um aspecto importante a ser destacado é a dependência da própria política salarial em relação às demandas dos trabalhadores. Mostraremos que à medida em que o país se democratizava, as regras de reajustes de salários passaram a responder as demandas dos trabalhadores e incorporar mecanismos cada vez mais automáticos e curtos de indexação à inflação passada;

na terceira parte da pesquisa, utilizaremos dados oriundos da amostra de empresas da FIESP para estimar equações para as taxas de variações de salários nominais e funções conflito que serão definidas na primeira parte do estudo. Mostraremos que ao longo do período 1977/1980 ocorreu um persistente aumento dos níveis de conflito processo este que se reverte ao longo do período recessivo entre 1981 e 1985 e volta a crescer após 1986.

2. Metodologia²

Esta pesquisa parte do pressuposto de que a taxa de reajuste dos salários nominais no Brasil depende de dois fatores cuja importância relativa depende do contexto político-institucional. O primeiro fator é a política salarial implementada pelo governo. O segundo é o poder de barganha dos sindicatos dos trabalhadores em relação à capacidade dos empresários de resistir às demandas por maiores taxas de reajustes de salários. Em termos formais, podemos representar estes dois componentes na forma:

$$w = w* + g \quad 1.$$

onde

w = taxa de variação dos salários nominais;

$w*$ = taxa de variação dos salários nominais conforme determinado pela política salarial;

g = poder de barganha relativo de trabalhadores e empresários.

A variável $w*$ é a própria política salarial, enquanto a diferença entre w e $w*$ representa os desvios da taxa de variação efetiva dos salários nominais em relação àquela estipulada por

² Esta seção está baseada no estudo "Política Salarial e Negociações: perspectivas para o futuro", E. Amadeo e J. M. Camargo, Texto para Discussão n. 217, Departamento de Economia FUC/RJ.

esta política. Em conjunto, elas darão o grau de efetividade da Política de reajuste de salários.

2.1. A política salarial

A política salarial brasileira pode ser interpretada como um instrumento de política de rendas implementado de forma centralizada e autoritária pelo governo militar que se iniciou em 1964. Sua função seria coordenar o processo de reajuste de salários centralizadamente, sem a interferência de negociações coletivas entre trabalhadores e empresários. Neste sentido, este instrumento tinha por objetivo substituir a centralização da organização sindical e das negociações coletivas, mantendo intacta estas estruturas herdadas do período 1943/1964.

Esta política teve quatro componentes básicos entre 1964 e 1988: a periodicidade entre os reajustes de salários, a reposição do salário real do passado (média ou pico), uma previsão de inflação futura e um componente de ganho de produtividade.

Em geral, nos estudos sobre política salarial, esta aparece como uma variável exógena. Devemos entretanto considerar que a disposição dos gestores da política econômica e do Congresso de determinar regras salariais mais ou menos benéficas para os trabalhadores, depende do poder de pressão destes últimos através de suas entidades de classe (sindicatos, centrais sindicais, etc.) e dos partidos políticos em geral. Por sua vez, este poder de

pressão depende do grau de mobilização sindical. Veremos na seção seguinte que a introdução deste fator enriquece o estudo da evolução das regras salariais no país e explica muitas das mudanças ocorridas ao longo do período.

Em cada sub-período a ser analisado, cada um destes componentes cumpriu um papel específico. Podemos, portanto, representar a política salarial como:

$$w_{t+m}^* = w_t * (p_{t-t}, p_{t+m}^*, b_t ; f) \quad 2.$$

onde,

t = período entre reajustes;

p_t = inflação no período t ;

p_{t+m}^* = inflação esperada no período $t+m$;

b_t = taxa de variação da produtividade no período t ;

f = poder de mobilização dos sindicatos de

trabalhadores

A expressão acima diz que a taxa de reajuste de salários estipulada pela política salarial depende da taxa de inflação de algum período anterior, da taxa de inflação esperada para o período seguinte, da variação da produtividade na economia e do poder de mobilização dos sindicatos.

2.2. Função poder de barganha

O segundo componente do processo de formação de salários é o Poder de barganha dos trabalhadores em relação aos empresários, representado na equação 1 pela letra g. O comportamento desta variável está intimamente associado a dois processos. De um lado, o poder de mobilização dos sindicatos (f) e, de outro, a capacidade que têm as empresas de evitar que aumentos de salários nominais se transformem em aumentos de custo real da mão de obra, que denotaremos por C. Analisemos cada um destes fatores.

O poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores depende de uma série de variáveis, algumas econômicas e outras político-institucionais. Das variáveis de caráter econômico, duas são de fundamental importância: o custo de perder o emprego por parte dos trabalhadores empregados e o grau de insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais no momento da negociação.

O custo de perda de emprego (S. Bowles & Boyer R., 1988) depende da probabilidade de que o trabalhador seja dispensado, multiplicada pela diferença entre o salário que ele recebe no emprego atual e a renda alternativa em caso de dispensa. Se existe um número relativamente grande de trabalhadores disponíveis no mercado de trabalho, que podem substituir os trabalhadores empregados, a ameaça de dispensa destes últimos se torna mais forte. Esta maior ameaça de dispensa aumenta o custo de perda do emprego e, conseqüentemente, reduz o poder de mobilização dos

sindicatos de trabalhadores. Portanto, se as condições do mercado de trabalho são tais que a probabilidade de dispensa aumenta (o número de trabalhadores disponíveis para substituir os trabalhadores dispensados é relativamente grande), reduz-se o poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores.

Empiricamente, o custo de perder o emprego pode ser representado por diferentes variáveis, dependendo do grau de homogeneidade do mercado de trabalho, da existência ou não de seguro desemprego, etc.. Porém, qualquer que seja a variável empiricamente relevante, para melhor refletir as condições do mercado de trabalho (o que será tratado com mais cuidado na seção seguinte), ela tem um efeito importante sobre o poder de mobilização dos sindicatos. Se a economia se encontra próxima ao pleno emprego, mais difícil para a empresa encontrar substitutos para os trabalhadores que dispensa e maior o poder de mobilização dos sindicatos. Em outras palavras, quanto maior o custo de perder o emprego, menor o poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores. Neste trabalho, representaremos esta variável (ou conjunto de variáveis) pela letra u . Portanto, teremos:

$$f = f(u, \dots)$$

sendo,

$$\partial f / \partial u < 0$$

A segunda variável de caráter econômico que afeta o poder de mobilização dos sindicatos é o grau de insatisfação dos

trabalhadores com os salários reais que estão recebendo no momento da negociação coletiva. Para captar este aspecto, devemos supor que, ao longo do processo de negociações, os trabalhadores, através de seus sindicatos, têm um objetivo de salário real que desejam atingir com a negociação. Se este salário real é muito elevado em relação àquele efetivamente pago, o grau de insatisfação dos trabalhadores é grande, o que resulta em maior poder de mobilização por parte dos sindicatos. Por outro lado, se esta diferença é pequena, o poder de mobilização também será menor. Se representarmos por R o salário real desejado e W o salário real efetivamente recebido, teremos:

$$f = f[u, (R-W), \dots]$$

sendo

$$\frac{\partial f}{\partial (R-W)} > 0$$

O salário real desejado não é uma variável inteiramente conjuntural no processo de formação dos salários. Ele depende da percepção dos trabalhadores quanto à capacidade das empresas de aumentar o salário real por elas pagos, do salário real recebido pelos trabalhadores em um passado recente, etc. Se supusermos que R é constante no curto prazo, um aumento do salário real efetivamente recebido reduz o grau de insatisfação e, conseqüentemente, o grau de ativismo sindical. Em termos algébricos, podemos escrever:

11/01/1990 - 11:00

o que significa que existe uma relação inversa entre salário real e o grau de ativismo sindical, no curto prazo.

Além das variáveis econômicas analisadas acima, variáveis político-institucionais são de fundamental importância na determinação do poder de mobilização dos sindicatos de trabalhadores. Em primeiro lugar, o nível de liberdades políticas e o grau de repressão aos sindicatos são aspectos que devem ser levados em consideração. Em um regime autoritário, no qual as lideranças sindicais são perseguidas e aprisionadas e a repressão aos movimentos dos trabalhadores é uma característica, o poder de mobilização tende a ser bastante reduzido ou nulo. Portanto, períodos de ditadura são, em geral, períodos de pequena mobilização sindical, enquanto períodos de democratização são caracterizados pelo aumento da atividade dos sindicatos.

Por outro lado, em uma sociedade democrática, a atuação dos sindicatos dos trabalhadores está intimamente relacionada às instituições que regem as relações entre capital, trabalho e governo, tais como, a estrutura da organização sindical, as regras que regulam o processo de negociações coletivas e como este é estruturado, o papel desempenhado pelo poder judiciário, etc.

A combinação deste conjunto de variáveis pode ser representado por um vetor de características político-institucionais, que afetam o poder de mobilização dos sindicatos. Se representarmos este vetor pela letra q , teremos:

$$f = f[u, (R-W), q]$$

Mudanças político-institucionais são representadas por mudanças no parâmetro q , ou seja, para as mesmas condições do mercado de trabalho e o mesmo grau de insatisfação dos trabalhadores, o poder de mobilização sindical aumenta ou diminui, dependendo da mudança ocorrida. Conforme tentaremos mostrar ao longo do trabalho, em uma sociedade democrática a capacidade de gerenciar o processo de formação dos salários por parte do governo e a própria regra de reajuste de salários, dependem, em grande medida, deste conjunto de variáveis político-institucionais.

O segundo componente importante da função poder de barganha, é a capacidade das empresas de evitar que reajustes de salários nominais se transformem em aumentos do custo real do trabalho. Se um aumento de salário nominal não afeta o custo real da mão de obra para a empresa, esta terá pouco incentivo para resistir às demandas de seus trabalhadores e enfrentar conflitos com seus sindicatos. Por outro lado, se isto não ocorre, a perspectiva de aumento do custo real da mão de obra gerará maior resistência por parte das empresas nas negociações salariais.

Vários são os fatores que afetam o poder de repasse dos aumentos de custos aos preços finais por parte das empresas. Porém, do ponto de vista desta pesquisa, a principal variável que afeta o poder de repasse são variáveis conjunturais ligadas as condições vigentes no mercado de produto.

Das variáveis conjunturais, a mais importante é o grau de ociosidade das empresas. Quanto maior a oferta possível do produto em relação à demanda vigente, menor o poder de repasse aos preços dos reajustes de salários. Em outras palavras, quanto maior o grau de capacidade ociosa, menor o poder de repasse.

Se representarmos o poder de repasse pela letra h teremos:

$$C = C[h(z)]$$

onde

C = capacidade de evitar que aumentos de salário nominal se transformem em aumentos do custo real da mão de obra;

z = grau de utilização da capacidade produtiva.

Supondo que o grau de utilização da capacidade produtiva varie inversamente com a variável que reflete as condições do mercado de trabalho, u , teremos:

$$z = z(u)$$

$$C = C[h(u)] = c(u)$$

Uma piora nas condições do mercado de trabalho reduz o poder de repasse aos preços dos reajustes de salários. Substituindo na função g , teremos:

$$g = g [c(u); f(u, R-W, q)]$$

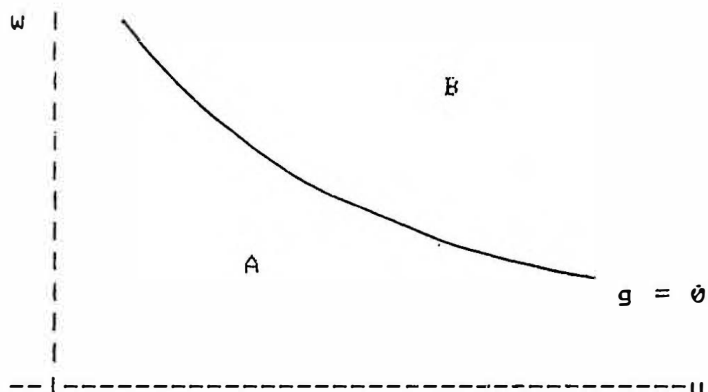
Substituindo na equação 2, obtemos a seguinte representação do processo de formação dos salários nominais na economia:

$$w = w^*(p_{t-n}, p_t^e, b_t; f) + g[C(u); f(u, R-W, q)] \quad 3.$$

Segundo equação 3, a política salarial será totalmente efetiva no sentido de determinar isoladamente a taxa de variação dos salários nominais, somente se $g = 0$. Valores positivos ou negativos de g farão com que a taxa de variação dos salários nominais se desviem daquela estipulada pela política salarial. Portanto, a análise da efetividade da política salarial no processo de determinação dos salários nominais exige um estudo cuidadoso da função g ou, em termos estatísticos, dos desvios de w em relação a w^* .

Das observações acima, podemos concluir que o poder de barganha (g) aumenta quando as condições do mercado de trabalho melhoram e o salário real W cai (com R constante). Suponha que a economia esteja em uma posição na qual o poder de barganha é zero, ou seja, a taxa de variação dos salários nominais é dada pela política salarial. Se ocorre uma queda no salário real efetivamente recebido pelos trabalhadores, o grau de insatisfação aumenta, o que aumenta o poder de mobilização dos sindicatos. Se nada mais muda na economia, o poder de barganha passa a ser positivo e a taxa de variação dos salários nominais passaria a ser maior que a estipulada pela política salarial. Se todo o resto permanecer constante, a redução do poder de barganha exigiria uma

PIOTA NAS CONDIÇÕES DO MERCADO DE TRABALHO (aumento da taxa de desemprego, aumento do grau de ociosidade das empresas, etc.). Em termos algébricos, um aumento de u . Portanto, existem combinações de W e u , que fazem com que o poder de barganha fique constante. A figura abaixo representa as combinações de W e u que fazem com que $g = 0$.



Note que para uma determinada situação do mercado de trabalho, se o salário real diminui, o poder de mobilização sindical aumenta e a política salarial se torna menos efetiva. Os salários nominais tenderiam a crescer mais que o estipulado pela regra de reajuste de salários. A economia caminharia para a região A da figura, na qual $g > 0$. O oposto ocorreria se o salário real aumentasse.

A curva $g = 0$ se desloca em função de mudanças político-institucionais que afetam o poder de mobilização dos sindicatos ou a capacidade das empresas de evitar que aumentos de salários nominais se transformem em aumentos de custo real da mão de obra.

Suponha, por exemplo, uma mudança no cenário político, τ que o governo passe a reprimir o movimento sindical. Isto significa que, para a mesma taxa de desemprego, o grau de insatisfação dos trabalhadores deverá ser mais elevado para se obter alguma mobilização. Ou seja, dado o salário real desejado, o salário real efetivo deverá ser menor após a mudança para manter o mesmo nível de mobilização. Em termos gráficos, a curva $g = 0$ se deslocará para a esquerda e para baixo. A região na qual o poder de barganha é positivo diminui. O inverso se dá quando ocorre um processo de redemocratização. Para a mesma taxa de desemprego, o grau de insatisfação dos trabalhadores necessário para gerar poder de barganha positivo será menor, ou seja, o salário real será maior. A curva $g = 0$ se desloca para a direita e para cima.

Da mesma forma, suponha que ocorra um congelamento de preços. As empresas terão mais dificuldade de repassar aos preços os aumentos de salários nominais, o que as tornará mais duras no processo de negociação. A capacidade de barganha diminui, para o mesmo grau de insatisfação e a mesma taxa de desemprego. Novamente a curva $g = 0$ se desloca para baixo e para a esquerda. Com um descongelamento de preços ocorre o oposto (estritamente, neste caso ocorre uma rotação, para baixo, da curva $g = 0$ em torno do ponto no qual esta corta o eixo vertical).

Os exemplos acima sugerem a importância dos aspectos político-institucionais no processo de formação dos salários nominais e na efetividade da política salarial. Nas próximas seções, quando faremos uma análise das políticas salariais

seguidas em cada período específico entre 1975 e 1988, estes aspectos ocuparão um lugar importante na análise.

3. A política salarial no período 1964/1987

Entre 1964 e 1987, diferentes regras de reajustes de salários foram utilizadas pelo governo para gerenciar o processo de formação dos salários nominais. Estas mudanças se concentraram na periodicidade entre os reajustes, na adoção de um componente de ganhos de produtividade e na consideração ou não da expectativa de inflação futura como parte do índice de reajuste de salários. Por outro lado, paulatinamente, devido à atuação dos sindicatos e apesar das resistências impostas pelo Governo e pelos empresários, o arcabouço institucional que rege as relações entre capital e trabalho mudou de forma acentuada. Esta mudança teve efeitos importantes tanto sobre as regras de reajustes salariais quanto sobre a função poder de barganha, influenciando decididamente no processo de formação dos salários nominais.

O período 1964/1974 foi aquele no qual as regras de reajustes foram mais estáveis. A pequena capacidade de mobilização sindical gerada pela repressão aos sindicatos após o golpe militar de 1964, gerou uma situação na qual as negociações coletivas tiveram nenhuma importância. Os desvios em relação à política salarial, quando ocorreram, foram determinados por negociações a nível individual decorrentes do rápido crescimento da economia e não pela maior ou menor capacidade de mobilização dos sindicatos a nível coletivo.

A primeira Lei de 1965, estipulava reajustes com periodicidade anual e tinha três componentes distintos:

o primeiro, tinha por objetivo repor o salário médio real que havia vigorado nos 24 meses anteriores ao reajuste;

o segundo, antecipava a inflação estimada pelo governo para os doze meses seguintes;

o terceiro, estipulava um índice de produtividade que deveria ser repassado as variações dos salários nominais.

A lógica desta fórmula é extremamente simples e consistente do ponto de vista técnico, se o objetivo era gerenciar de forma centralizada o processo de formação dos salários, reduzir a taxa de inflação e manter constante a participação dos salários na renda gerada, conforme anunciado pelo Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG)⁴/. Uma análise cuidadosa desta regra nos permitirá entender sua lógica interna.

Estudemos cada um de seus componentes. O primeiro, trata da reposição de uma média de salário real que tenha vigorado ao longo de um período determinado no passado. Neste caso, o período escolhido foi de 24 meses. Esta escolha nunca foi devidamente explicitada pelo governo.

⁴ Estes objetivos foram enunciados explicitamente no PAEG, que se propunha a adotar uma "política salarial que assegurasse a participação dos trabalhadores nos benefícios do desenvolvimento econômico, mas que permitisse a sincronização do combate a inflação, do lado da procura e dos custos, e que protegesse a capacidade de poupança do país". Ver Programa de Ação Econômica do Governo, 1964-1966, Ministério do Planejamento e Coordenação Geral, 2. ed., Documentos IFEA n. 1, 1965.

O segundo aspecto importante é a preocupação com a manutenção da média real do período entre reajustes e não com o pico de salário real obtido no momento logo após o último aumento de salário nominal. Isto, em conjunto com o primeiro componente, significa o reconhecimento implícito do conflito distributivo como uma das principais causas da aceleração inflacionária do período 1962/1964. Segundo esta interpretação, o salário real de pico simplesmente não seria sustentável, dada a margem de lucros desejada pelos empresários.

Se desconsiderarmos os ganhos de produtividade, a escolha da média real dos salários como objetivo significava também uma tentativa de "zerar" os termos do conflito entre salários reais e margens de lucros. Se atingisse seu objetivo, esta política evitaria que o processo inflacionário gerasse perdas de salário real no futuro pois a média era o que os trabalhadores efetivamente recebiam.

Porém, a persistência de taxas de inflação relativamente elevadas, exigia que o salário no mes imediatamente após o reajuste fosse maior que a média real dos últimos 24 meses. Caso contrario, este se tornaria o pico do período seguinte. Era necessário a introdução de um componente que antecipasse a inflação futura, como parte do reajuste de salários. Este era o objetivo do terceiro componente da fórmula.

Se a estimativa de inflação futura fosse correta, o artifício de antecipar metade desta inflação faria com que a média de salário real permanecesse constante no período seguinte. Por

outro lado, evitaria que o patamar inflacionario se enrijecesse no sentido descendente, pois seria repassada aos salários apenas a inflação que iria ocorrer e não a que havia ocorrido no passado.

Este era um componente fundamental da fórmula proposta. Por um lado, ele permitia que se conseguisse manter o salário real médio constante, entre dois periodos de reajustes. Por outro, evitava que fosse introduzida rigidez no combate a inflação, o que ocorreria se a regra de reajustes se baseasse na inflação passada e não na previsão de inflação futura. Subestimativas da inflação futura levariam a quedas de salário real médio, maior insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais e pressões para que a política salarial fosse mudada.

Finalmente, o quarto componente tinha por objetivo fazer com que parte dos ganhos de produtividade obtidos na economia fossem repassados para os trabalhadores através de aumentos de salários nominais. O índice de produtividade era determinado de forma centralizada pelo governo a cada ano e entrava aditivamente na fórmula de reajuste de salários.²⁷

²⁷ Podemos entender de maneira mais formal esta regra de política salarial seguindo Simonsen (1983). O poder de compra médio do assalariado no período t poderia ser expresso como:

$$w_t - p^*_t = 0.5 (w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + z_t$$

onde:

w_t = logaritmo do salário nominal no ano t;

p_t = logaritmo do custo de vida médio no ano t;

p^*_t = logaritmo do custo de vida medio esperado para o ano t;

z_t = ganho de produtividade para o ano t.

Além do mais a inflação esperada para o período t é calculada da seguinte forma:

$$p^*_t = p_{t-1} + 0.5 q^*_t$$

onde:

p_{t-1} = logaritmo do custo de vida ao final do ano t-1;

$q^*_t = p^*_t - p_{t-1}$ = taxa de inflação antecipada para o período de 12 meses durante o qual o salário nominal permanecerá inalterado.

Deste modo a fórmula para os reajustes salariais deste período pode ser exposta da seguinte forma:

$$w_t = 0.5 (w_{t-1} + p_{t-1} - p_{t-1}) + 0.5 (w_{t-2} + p_{t-1} - p_{t-2}) + 0.5$$

Alguns aspectos importantes podem ser destacados:

O primeiro ponto a ser considerado é que, tendo sido imposta de forma centralizada, esta política não levava em consideração o salário real desejado pelos trabalhadores, mas sim a média efetivamente recebida ao longo do período entre reajustes. Consequentemente, a menos que a média real fosse igual ao salário real desejado, o conflito persistiria. Seu efeito sobre a taxa de variação dos salários nominais dependeria da capacidade de mobilização dos sindicatos em relação ao poder de resistência dos empresários. Sem dúvida, a disparidade entre o salário real desejado e o salário real efetivamente recebido fez com que o governo utilizasse a repressão ao movimento sindical como forma de controlar o processo de reajuste dos salários nominais no país e a taxa de inflação.

Segundo, devemos considerar que a fórmula apresenta uma grande consistência do ponto de vista técnico. Uma vez escolhido o salário real que se desejava preservar, a média dos últimos 24 meses, a adoção de uma taxa de reajuste composta de reposição deste salário, antecipação de inflação futura e ganhos de produtividade, evitava a perda de flexibilidade decorrente de reajustes baseados na inflação passada e deixava espaço para que as políticas anti-inflacionárias tradicionais (política fiscal e monetária) tivessem o efeito desejado sobre a taxa de inflação.

 $q^e_t + z_t$

Se não houver erros de previsão, o salário real permanecerá inalterado.

Um aspecto importante a ser destacado é que, como a evolução do salário real seria fortemente afetada pela estimativa de inflação futura, a legitimidade da política estaria em grande parte baseada na capacidade de evitar que as taxas de inflação fossem consistentemente subestimadas. Se isto ocorresse, o efeito seria um aumento do grau de desconfiança e de conflito e, dependendo, das condições político-institucionais, um aumento do poder de mobilização dos sindicatos.

A importância do componente de previsão da inflação futura para legitimar a política salarial não deve ser sub-estimada. Suponha, por exemplo, que o governo acertasse sistematicamente a inflação futura. Neste caso, o salário real médio cresceria à mesma taxa do crescimento da produtividade, tornando mais confiável a regra salarial, reduzindo o grau de insatisfação dos trabalhadores e o potencial de mobilização dos sindicatos. Caso a taxa de inflação futura fosse sub-estimada, esta perderia paulatinamente sua legitimidade, gerando pressões para mudanças na regra salarial.

Apesar da importância deste componente da regra salarial, a política não estipulava qualquer custo para subestimativas da taxa de inflação, o que gerava um grande incentivo para utilizar estas subestimativas como forma de se obter uma redução rápida da taxa de crescimento dos preços. Foi exatamente a tentativa por parte do governo de reduzir a taxa de inflação através de sub-estimativas da inflação futura que gerou fortes pressões por mudanças na regra de reajuste dos salários nominais.

Visto por este prisma, o nível de insatisfação dos trabalhadores pode ser expresso como uma insatisfação com a política salarial vigente. Esta prática acabou por tornar extremamente difícil a adoção de mecanismos de reajuste de salários com base na estimativa de inflação futura no Brasil, devido a desconfiança dos sindicatos. Esta regra persistiu até 12/06/68

A medida em que se reduzia a repressão ao movimento sindical que se seguiu ao golpe militar de 1964 e a retomada do crescimento da economia a partir de 1967, as persistentes sub-estimativas da taxa de inflação futura e as pressões políticas daí advindas fizeram com que o governo mudasse a fórmula de reajustes. A mudança ocorreu exatamente no componente de inflação futura e foi realizada em junho de 1968, após uma bem sucedida greve na cidade industrial de Contagem, em Minas Gerais e imediatamente antes das greves de Osasco em Julho de 1968.*

Na nova fórmula o salário nominal dos doze meses precedentes, que seria utilizado para calcular o salário real médio dos últimos vinte e quatro meses, deveria ser não o salário nominal resultante da aplicação do reajuste imediatamente anterior, mas sim aquele que o trabalhador teria recebido se o governo não tivesse sub-estimado a taxa de inflação futura naquele momento.

* Sobre estas greves, ver F. Weffort, Participação e Conflito Industrial: Contagem e Osasco, 1968. Cadernos CEBRAF, n. 5, 1972.

Esta nova fórmula corrigia, em parte, as subestimativas de taxas de inflação que teriam sido realizadas. A correção não seria total porque os salários nominais dos primeiros 12 meses não eram tomados pelo seu valor caso a subestimativa não tivesse ocorrido. A volta da repressão política a partir de dezembro de 1968 permitiu que esta fórmula persistisse até 1974.^{7/}

Em 1974, com o início do período de abertura política e a realização de eleições relativamente livres que deram vitória ao partido de oposição (MDB) em quase todos os estados da Federação, novas mudanças foram realizadas.

Duas mudanças foram introduzidas na regra de reajuste dos salários nominais em 1/1/1975. Em primeiro lugar, o cálculo da parcela do reajuste referente à recomposição do salário real vigente no período anterior, passou a ter como base os 12 meses precedentes em lugar dos 24 meses que vigiam até então. Com isto, passou-se a corrigir todo o erro da estimativa de inflação futura a cada reajuste. Segundo, o coeficiente de produtividade passava a incidir multiplicativamente sobre a taxa de reajuste e não de forma aditiva como ocorria desde 1965.^{8/} Por outro lado, manteve-

^{7/}Esta nova fórmula pode ser exposta da seguinte maneira:

$$w_t = 0.5 (w_{t-1} + p_{t-1} - p_{t-1}) + 0.5 (w_{t-2} + p_{t-1} - p_{t-2}) + 0.5 q^*_{t-1} + z_t,$$

onde:

$$w_{t-1} = w_{t-1} + 0.5 (p_{t-1} - p_{t-2} - q^*_{t-1}) = \text{salário real efetivo em } t-1.$$

^{8/} A fórmula para os reajustes salariais a partir de 75 é:

$$w_t = p_{t-1} + (w_{t-1} - p_{t-1}) + 0.5 q^*_{t-1} + 0.5 (p_{t-1} - p_{t-2} - q^*_{t-1}) + z_t,$$

considerando-se que $p_{t-1} = 0.5 (p_{t-1} + p_{t-2})$, temos que:

$$w_t = w_{t-1} + p_{t-1} - p_{t-2} + z_t, \text{ que é uma simples regra de indexação com defasagem de 12 meses.}$$

se a correção, caso a taxa de inflação fosse subestimada. Foi também concedido um abono de 10% a todos os trabalhadores cuja data base se localizava entre janeiro e junho de 1974.

Em 12/06/76, nova mudança foi introduzida, a partir da qual o coeficiente de produtividade passaria a ser ajustado pelas variações dos termos de troca entre o setor agrícola e não agrícola e entre o país e o exterior.

O segundo choque do petróleo em 1979, teve um efeito extremamente importante sobre o desempenho da economia brasileira, tanto no que se refere à taxa de inflação quanto ao balanço de pagamentos. O aumento dos preços internacionais do petróleo, na medida em que ocasionou deterioração dos termos de intercâmbio do país, gerou um elevado deficit na balança comercial, forçando um aumento da relação câmbio/salários. Entretanto, o persistente aumento da indexação salarial ao longo da segunda metade dos anos setenta, combinado ao maior ativismo sindical tornou este ajuste extremamente inflacionário.

A resposta da política econômica ao choque internacional do petróleo, foi tentar repassar para os preços internos este aumento. Conseqüentemente, os preços dos derivados de petróleo, em Cruzeiros, que apresentavam uma taxa de variação trimestral, anualizada de 35.6% no primeiro trimestre de 1979, já no terceiro trimestre deste ano atingiu taxas anualizadas de crescimento próximas a 100% (Camargo e Landau, 1983). Ao mesmo tempo a taxa de inflação, medida pelo Índice de Preços por Atacado-Oferça Global

da Fundação Getúlio Vargas crescia acentuadamente, chegando a 117,4% ao ano no terceiro trimestre de 1979 (Camargo, 1984). Como a desvalorização da taxa de câmbio acompanhou a taxa de inflação, o objetivo da política era mudar a estrutura de preços relativos em favor dos produtos comerciáveis e aumentar relação câmbio/salários. Se a periodicidade entre os reajustes de salários permanecesse anual, o aumento da taxa de inflação teria o efeito de reduzir o salário real e o patamar inflacionário atingido em meados de 1979.

Entretanto, o efeito deste aumento da taxa de inflação foi um crescimento do ativismo sindical. Dado o elevado nível de emprego o número e a importância das greves, principalmente no setor industrial das regiões mais desenvolvidas do país, cresceu aceleradamente no primeiro semestre de 1979. A tabela 1 mostra uma estimativa da evolução do número de greves no país entre 1978 e 1988. Apesar do número de greves não ser a melhor variável para avaliar a intensidade da mobilização dos trabalhadores, é a única estatística disponível para o período.

Número de Greves no Brasil
1978/1988

Ano	número de greves
1978	128
1979	485
1980	138
1981	133
1982	126
1983	311
1984	634
1985	843
1986	1,494
1987	2,269
1988	1,914

Fonte: Ministério do Trabalho - dados primários

Como podemos observar no quadro, o número de greves triplica entre 1978 e 1979. As principais demandas dos movimentos grevistas eram a redução da periodicidade dos reajustes salariais de anual para semestral e o abandono da previsão de inflação futura na fórmula de reajuste de salários (ver M. H. Tavares de Almeida, op. cit.).

Diante deste quadro político, o Ministro do Trabalho, com a justificativa pública de "promover a paz social no país", propôs uma nova regra de reajuste de salários que, ao mesmo tempo que reduzia a periodicidade dos reajustes para semestral, estipulava

taxas de reajuste diferenciadas por faixa de salário, com base exclusivamente na reposição do pico de salário real do período anterior. Esta lei foi aprovada em Novembro de 1979. (para detalhes sobre esta lei ver Camargo, 1980).

A partir desta lei, várias mudanças ocorreram, todas voltadas para o objetivo de evitar a reposição total do pico anterior de salário real no momento do reajuste, principalmente para as faixas de rendas mais elevadas. Porém, a estrutura da política de reajustes permaneceu basicamente a mesma, até a introdução do Plano Cruzado (para um estudo destas diferentes fórmulas, ver J. C. Lerda, 1985).

O aumento da taxa de inflação em 1983, a recuperação da economia a partir do segundo semestre de 1984 e o retorno a um governo civil em março de 1985, levou a um aumento inusitado no número de greves no país e fortes pressões por reajustes trimestrais de salários. Já em 1983, devido à forte queda dos salários reais, o número de greves cresceu fortemente, crescimento este que se acentuou a partir de 1985. Ao longo deste ano, as categorias mais organizadas da força de trabalho obtiveram reduções de periodicidade e, no início de 1986, a tendência à trimestralização dos reajustes parecia insustentável. Foi neste contexto que foi implementado o Plano Cruzado.

A estrutura do Plano Cruzado reflete fielmente a importância do elevado nível de ativismo sindical e a necessidade de fazer concessões aos trabalhadores com o objetivo de conseguir

apoio para o plano. Não só os salários não foram congelados, sendo mantidas as negociações nas datas-base de cada categoria profissional, como foi adotado o reajuste automático com base no gatilho salarial, ou seja, os salários seriam automaticamente reajustados sempre que a taxa de inflação, a partir da data-base da categoria profissional, atingisse a marca de 20%. Além disso, foi dado um abono nominal de 8% sobre a média dos salários reais e de 15% sobre o salário mínimo já reajustado para sua média real dos seis meses anteriores, no momento da implementação do programa e criou-se um seguro-desemprego (para uma análise detalhada do período pós Plano Cruzado, ver J.M. Camargo e C.A. Ramos, 1988).

Sem dúvida, o aspecto que pode ser destacado ao longo de todo este período analisado, foi a persistente tendência à indexação salarial, principalmente a partir de 1974. Apesar de claramente "irracional" do ponto de vista econômico, se o objetivo era enfrentar os choques exógenos que ocorreram no país a partir de 1974, o aumento do grau de indexação dos salários foi a única resposta dada pela política econômica ao aumento do ativismo sindical do final dos anos setenta. Sem dúvida, as persistentes sub-estimativas da taxa de inflação futura, utilizadas ao longo dos primeiros 10 anos de política salarial levaram as organizações sindicais a considerarem (acertadamente) tal mecanismo como uma forma de reduzir salários reais. A desconfiança gerada por esta prática, inviabilizou qualquer mecanismo de indexação que não fosse a inflação passada.

Por outro lado, nenhum esforço sistemático foi realizado no sentido de redefinir os termos do conflito entre capital e trabalho no país. Ao aumento da capacidade de organização sindical e, conseqüentemente do ativismo e do número de greves, o governo respondeu com mais indexação, na esperança de que isto levaria à desmobilização dos trabalhadores que tinham reajustes automáticos de salários. Porém, como a taxa de inflação crescia, a indexação a inflação passada por si só não evitava a queda nos salários reais, o que tornava a mobilização sindical uma condição importante para obter ganhos reais de salários.

4. Salário institucional e salário nominal²

Com o objetivo de estudar a efetividade da política salarial, foi construído um índice de salário institucional. Este índice tomou como base metodologia desenvolvida por Gonzaga (1988). Utilizando-se como ponto de partida as regras de reajuste de salário estipuladas pelas políticas salariais, calculou-se qual deveria ter sido a taxa de reajuste de salário nominal em cada mês se estas regras tivessem sido estritamente seguidas. Como em cada mês apenas uma parte dos trabalhadores têm reajustes de salários, devido à não-coincidência das datas base, utilizou-se a distribuição dos reajustes ao longo do ano estimada pelo Ministério do Trabalho para ponderar os reajustes obtidos (o apêndice descreve em detalhe a metodologia utilizada para calcular o salário institucional).

Alguns aspectos empíricos desta construção devem ser destacados:

primeiro, este índice utiliza a distribuição das datas-base para o país como um todo. Como nossa análise se restringe aos salários da indústria no Estado de São Paulo, alguma divergência entre a distribuição para o Brasil e para São Paulo estará sempre

² Duas tentativas anteriores de construção de um índice de salário institucional foram realizadas com sucesso. A primeira, por Jose Guilherme de Almeida Reis, para a construção civil do Rio de Janeiro (1985) e a segunda por Gustavo Mauricio Gonzaga (1988). No presente trabalho, utilizamos uma metodologia similar a de Gonzaga, porém com uma distribuição de reajustes ao longo do ano fornecida pelo Ministério do Trabalho, em lugar da distribuição uniforme utilizada pelo autor.

presente. Portanto, a hipótese subjacente é que a ponderação para o Brasil não difere significativamente da ponderação de São Paulo. Infelizmente, a distribuição para o Estado de São Paulo não está disponível;

segundo, e em consequência do aspecto destacado acima, devemos ter um cuidado especial para diferenças sazonais entre as taxas de variação do salário institucional e do salário nominal. As diferenças sistemáticas em determinados meses entre estas duas taxas de variação devem ser interpretadas com o devido cuidado pois podem ser o resultado de diferentes distribuições das datas base para o Brasil e para o Estado de São Paulo.

As figuras 1 e 2 mostram as taxas de variação do salário institucional e do salário nominal em São Paulo (FIESP) para o período 1976/1988. Os dados estão apresentados em termos da taxa de variação anual da média móvel anual na figura 1 e da taxa de variação mensal da média móvel anual na figura 2. A observação das duas figuras nos permite algumas importantes considerações sobre o comportamento do salário nominal em São Paulo em comparação com o salário institucional.

Três períodos distintos podem ser caracterizados 1976/1979, 1980/1985 e 1986/1988, cada um apresentando um comportamento diferente no que toca à relação entre as taxas de variação do salário institucional e do salário médio nominal. Se observarmos a figura 2, podemos notar que exceto para os meses de fevereiro e março de 1977 e de 1979, as taxas de variação mensal

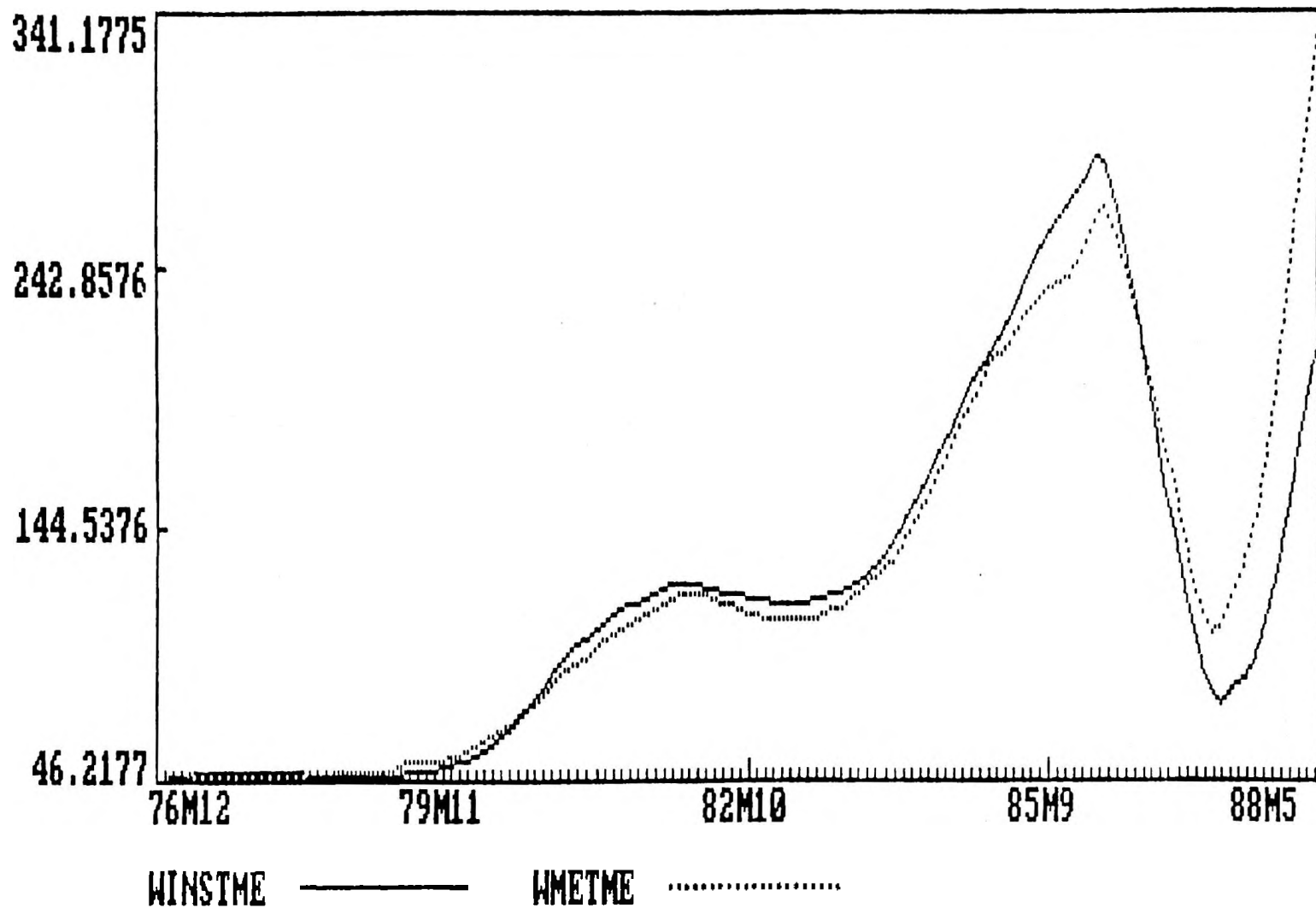


FIGURA 1

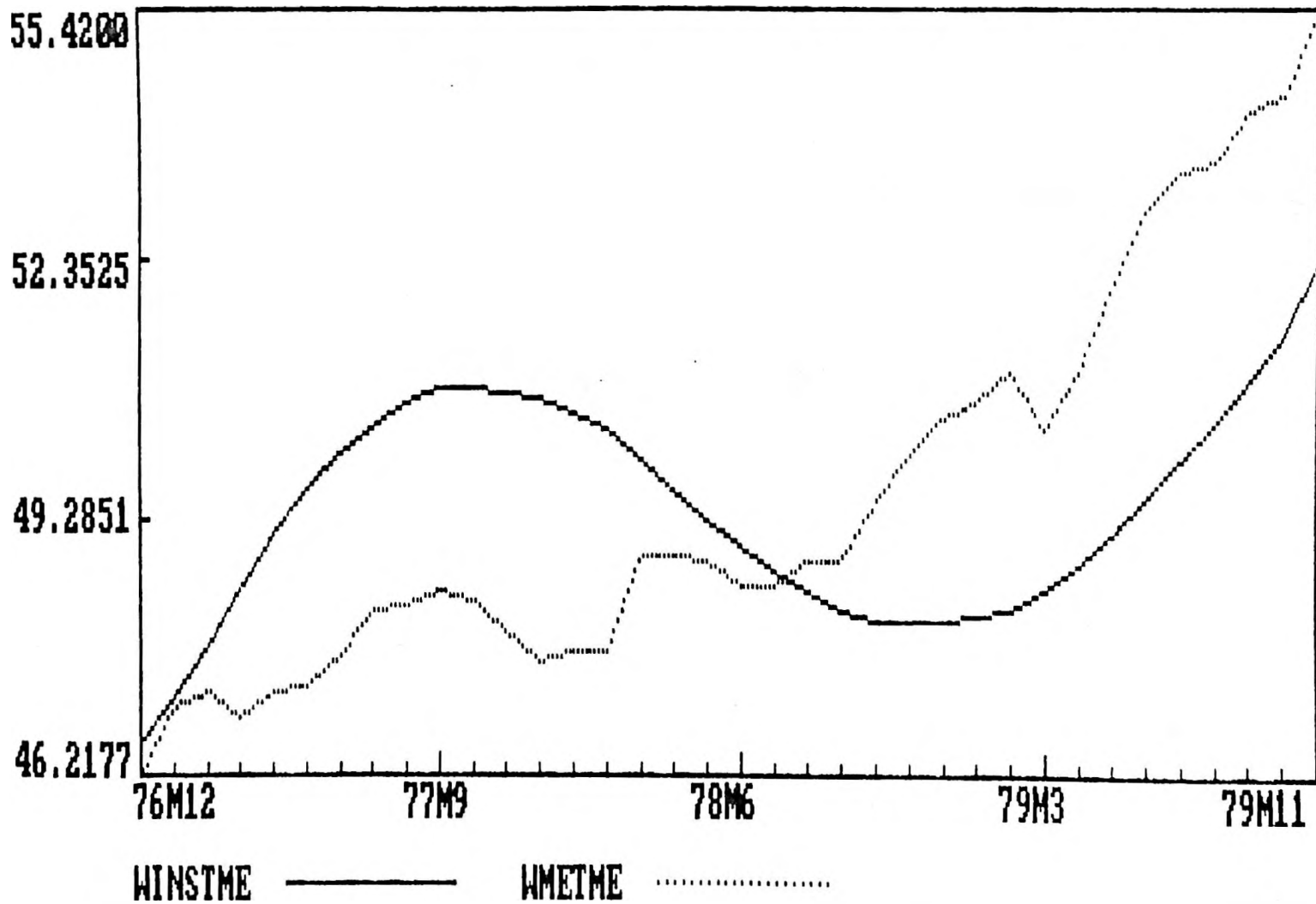


FIGURA 1

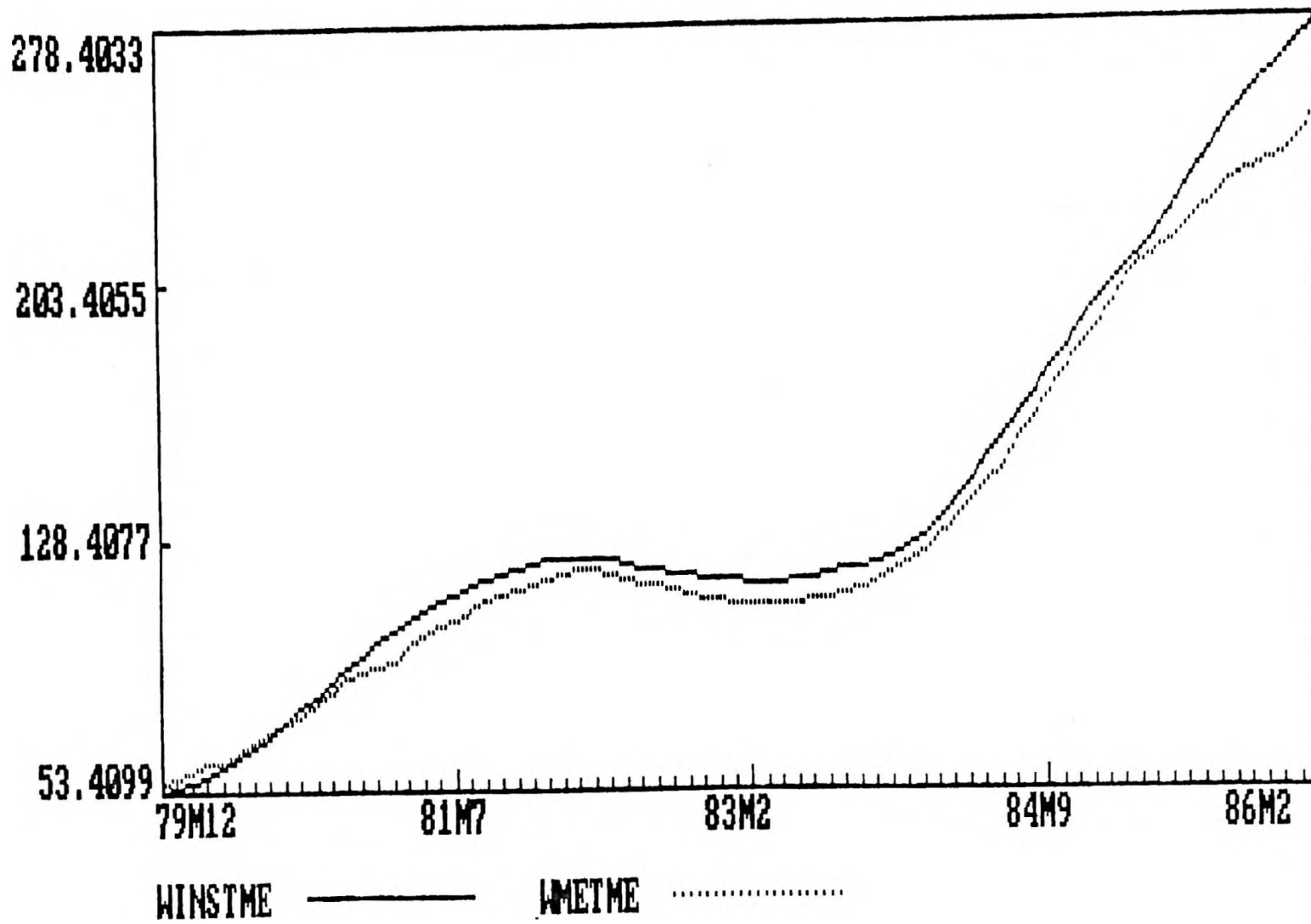


FIGURA 1

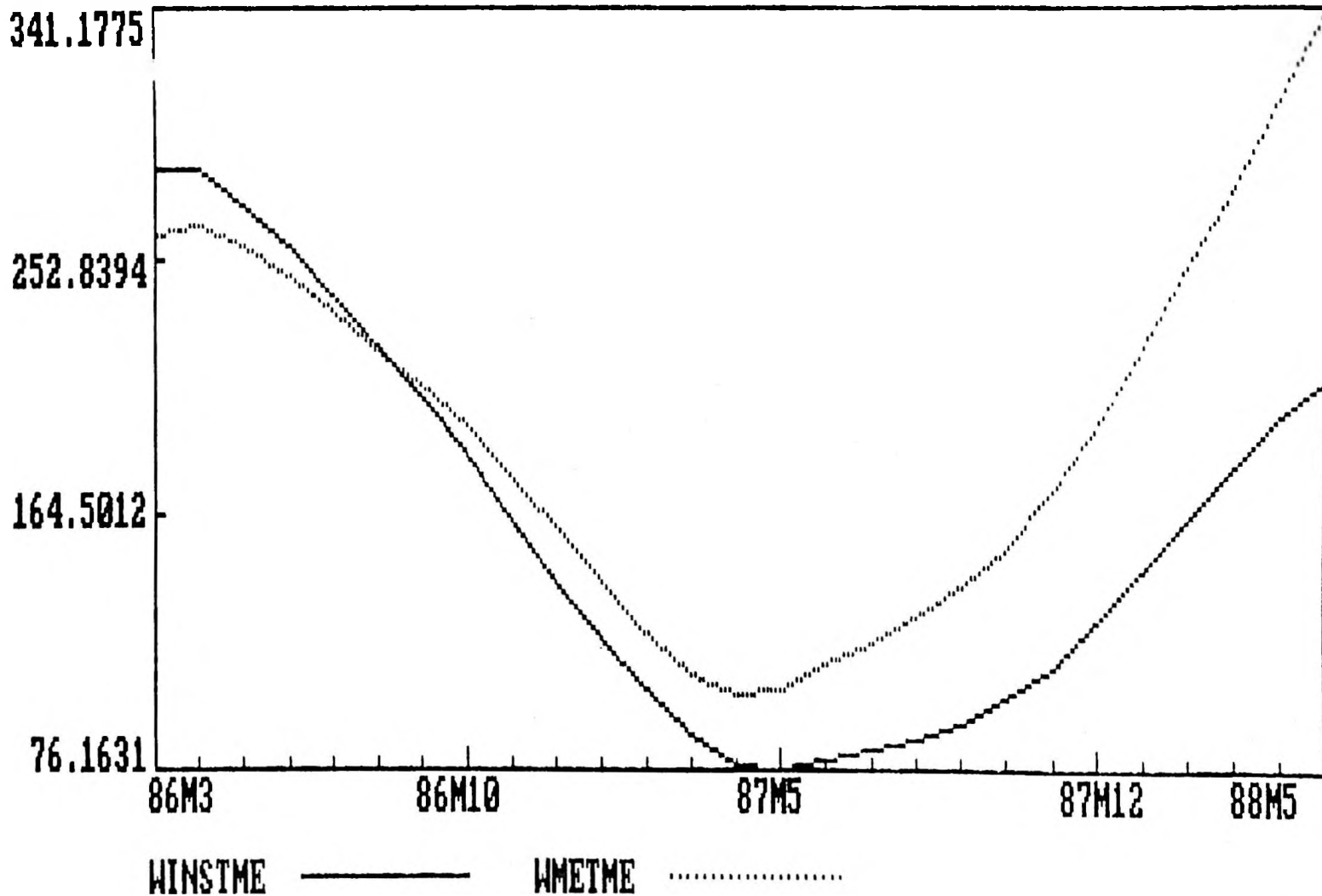


FIGURA 1

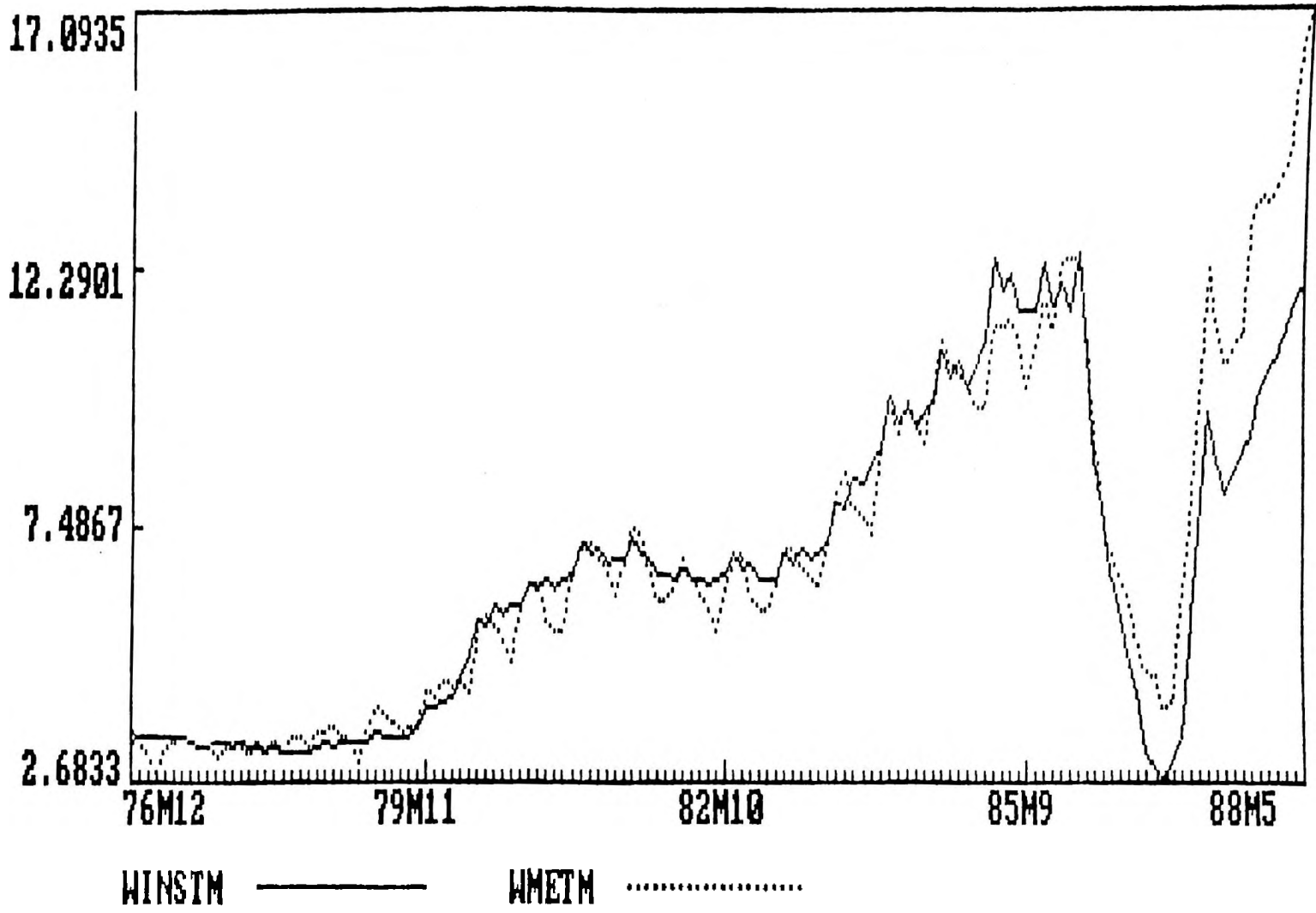


FIGURA 2

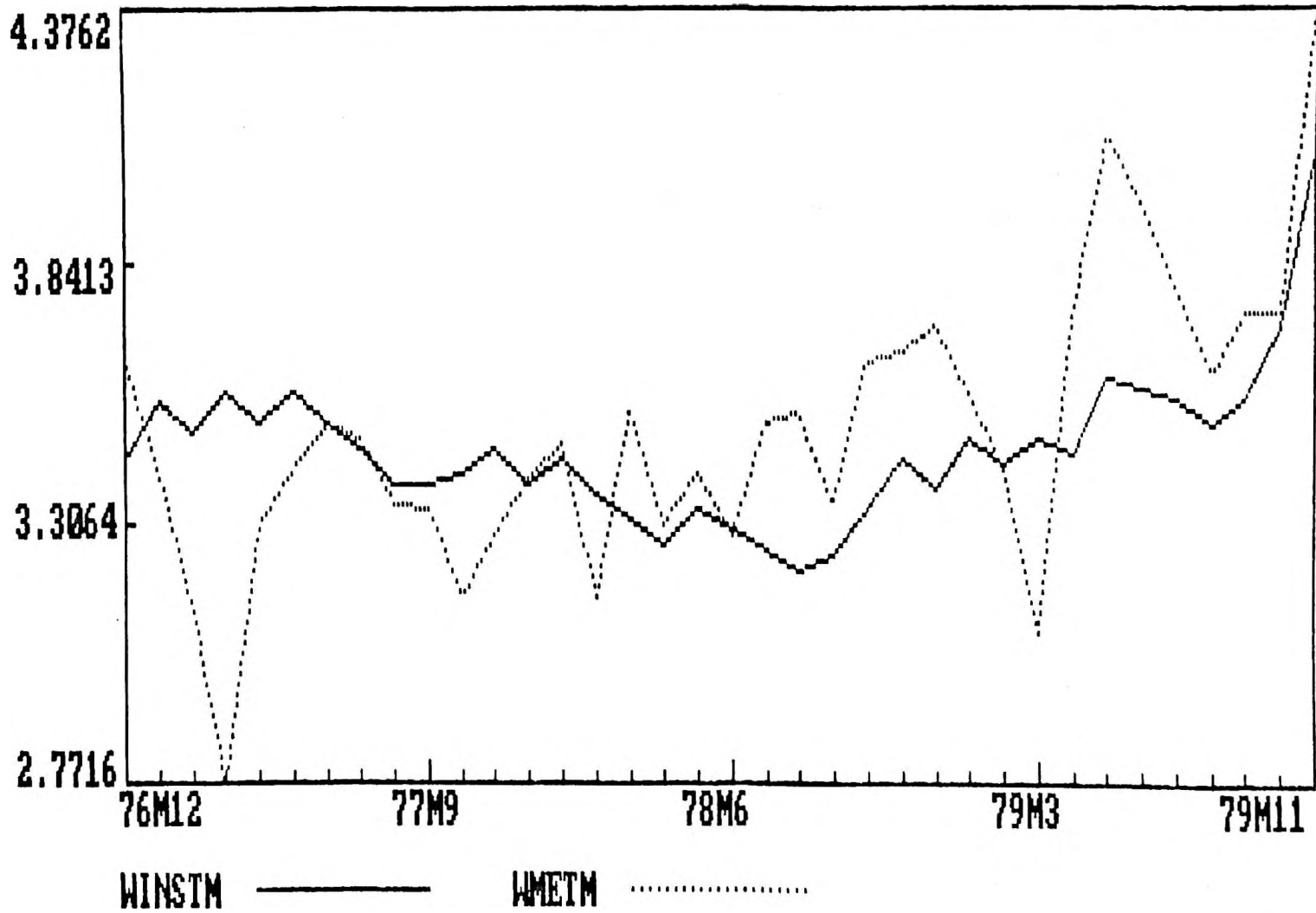


FIGURA 2

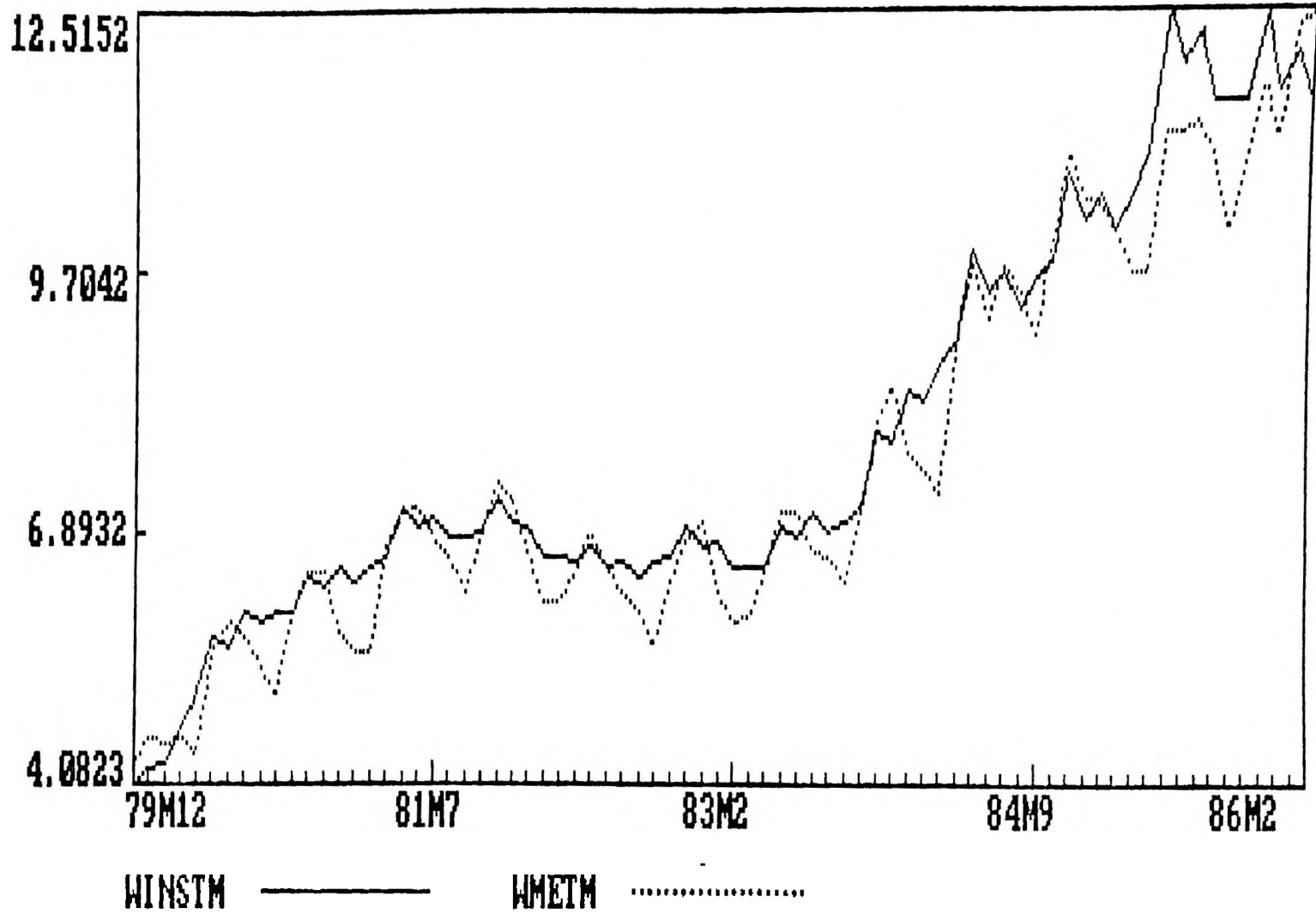


FIGURA 2

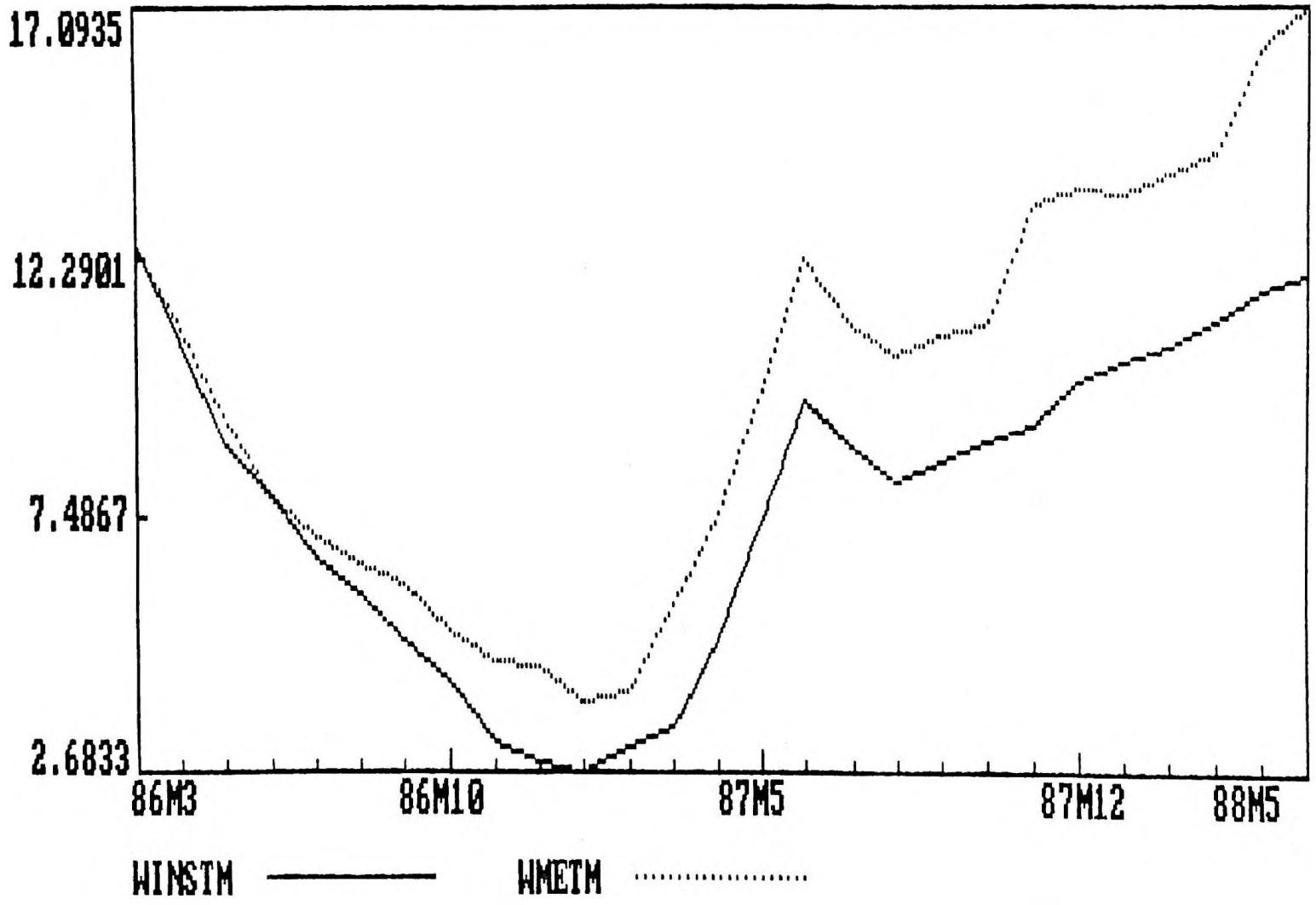


FIGURA 2

do salário institucional e do salário nominal são similares até o primeiro semestre de 1978. A partir do segundo semestre de 1978, começa a surgir uma tendência, ainda que tímida, ao "descolamento" das duas séries, com o salário médio nominal crescendo a taxas maiores que o salário institucional.

Um aspecto importante é que existe uma clara sazonalidade de taxa de variação do salário médio nominal para os meses de fevereiro e março de cada ano. Esta sazonalidade é mais pronunciada para a década de setenta devido a periodicidade anual dos reajustes salariais. Se retiramos esta sazonalidade (que não é acompanhada pelo salário institucional), o resultado descrito acima é reforçado.

Este mesmo comportamento pode ser observado na figura 1, para as taxas de variação anuais das médias móveis anuais do salário institucional e do salário nominal. Neste gráfico, o salário institucional parece estar crescendo acima do salário nominal entre 1977 e 1978, porém tal comportamento se deve principalmente à sazonalidade apontada no parágrafo anterior. Porém o aumento da taxa de variação do salário nominal em relação ao salário institucional a partir do segundo semestre de 1978 aparece com maior clareza nesta figura.

Um segundo aspecto importante a ser destacado é que, a partir do segundo semestre de 1979, a diferença entre a taxa de variação do salário institucional e a taxa de variação do salário médio nominal tende a se reduzir, até o final deste ano. A observação da figura 2, na qual são apresentadas taxas de variação

mensais em lugar de anuais, mostra que estas duas variáveis se encontram em novembro de 1979, exatamente no momento da mudança de periodicidade da política salarial de anual para semestral. Deve-se notar que é a taxa de variação do salário institucional que tende a se aproximar da taxa de variação do salário nominal, ou seja, é a política salarial que se adapta à evolução do salário nominal neste período, e não o contrário.

A evolução das duas séries apresentadas sugere que a partir de meados de 1977, a política de reajuste de salários começava a ter sua eficácia reduzida na determinação da taxa de reajuste dos salários nominais dos trabalhadores da indústria paulista. A redução de periodicidade dos reajustes salariais de anual para semestral, em novembro de 1979, foi o instrumento utilizado para interromper este processo. Em outras palavras, o salário institucional foi "puchado" pela evolução do salário médio nominal e não o contrário, como normalmente deveríamos esperar.

O comportamento descrito acima se inverte durante todo o segundo período, 1980/1985. Neste período, ambas as figuras mostram que as duas séries têm comportamento bastante similar, pelo menos até 1984. A taxa de variação do salário médio acompanha a taxa de variação do salário institucional. Sem dúvida, os principais fatores que levaram a este comportamento foram a redução de periodicidade entre os reajustes de anual para semestral, como vimos acima, e o aumento da taxa de desemprego e a redução dos níveis de atividade econômica que caracterizou este

PERÍODO. Ou seja, em condições recessivas, o salário institucional funciona como um piso para o salário nominal. Em outras palavras, a recessão torna a política salarial um importante componente da taxa de variação dos salários nominais.

O ano de 1985 marca o início de uma mudança de regime no processo de formação dos salários nominais. Em princípio, a retomada dos níveis de crescimento e a mudança para um governo civil deveriam ter gerado um aumento da taxa de variação do salário médio em relação à do salário institucional. Porém ocorreu exatamente o oposto. A taxa de variação do salário institucional se tornou maior que a do salário médio ao longo de todo o ano. A diferença não é estatisticamente significativa neste ano, porém é bastante sistemática. Sem dúvida, outros fatores passaram a afetar de forma decisiva a taxa de variação dos salários nominais.

A mudança de regime que começa a se anunciar em 1985, fica clara a partir de 1986. Deste ano e até o final do período em análise, 1988, ocorre um progressivo descolamento entre as taxas de variação do salário médio e a do salário institucional. Após um pequeno período no qual as duas taxas caminham juntas, em junho de 1986 a diferença entre as duas taxas começa a aumentar. Em junho de 1988, a taxa de variação do salário médio em São Paulo foi quase o dobro da taxa de variação do salário institucional para o mesmo mês. Claramente, o processo de formação dos salários nominais teve uma importante mudança a partir. Outros fatores que não a política salarial passaram a ter um papel decisivo no comportamento do salário nominal.

Para complementar a análise, devemos considerar a relação entre as taxas de variação dos salário nominais do salário institucional e as taxas de variação dos preços. Dois aspectos são importantes. Primeiro, a relação entre salário institucional e taxa de variação dos preços. Segundo, e se houver diferença significativa entre as duas variáveis anteriores, até que ponto a taxa de variação dos salários nominais esta associada a taxa de variação dos preços ou do salário institucional.

Para esta comparação, utilizamos o índice de custo de vida de São Paulo, calculado pela FIFE. Esta escolha se deveu a dois motivos. Primeiro porque estamos estudando o comportamento do salário nominal dos trabalhadores da industria de São Paulo. Segundo porque, em nenhum momento ao longo do período de análise, este índice foi utilizado para balizar a política salarial.

A figura 3 apresenta a evolução das taxas de variação do índice de custo de vida de São Paulo, do salário institucional e do salário nominal para o período 1976/1988, todos calculados em termos de taxas de variações anuais (figura 3) e mensais (figura 4) de medias móveis anuais. Novamente, os tres sub-periodos podem ser caracterizados. No primeiro, a política salarial é um parâmetro mais efetivo para o comportamento dos salário nominais. A taxa de variação dos preços está sempre abaixo das taxas de variações do salário institucional e do salário nominal. mesmo quando o salário nominal cresce a taxas mais elevadas que o salário institucional.

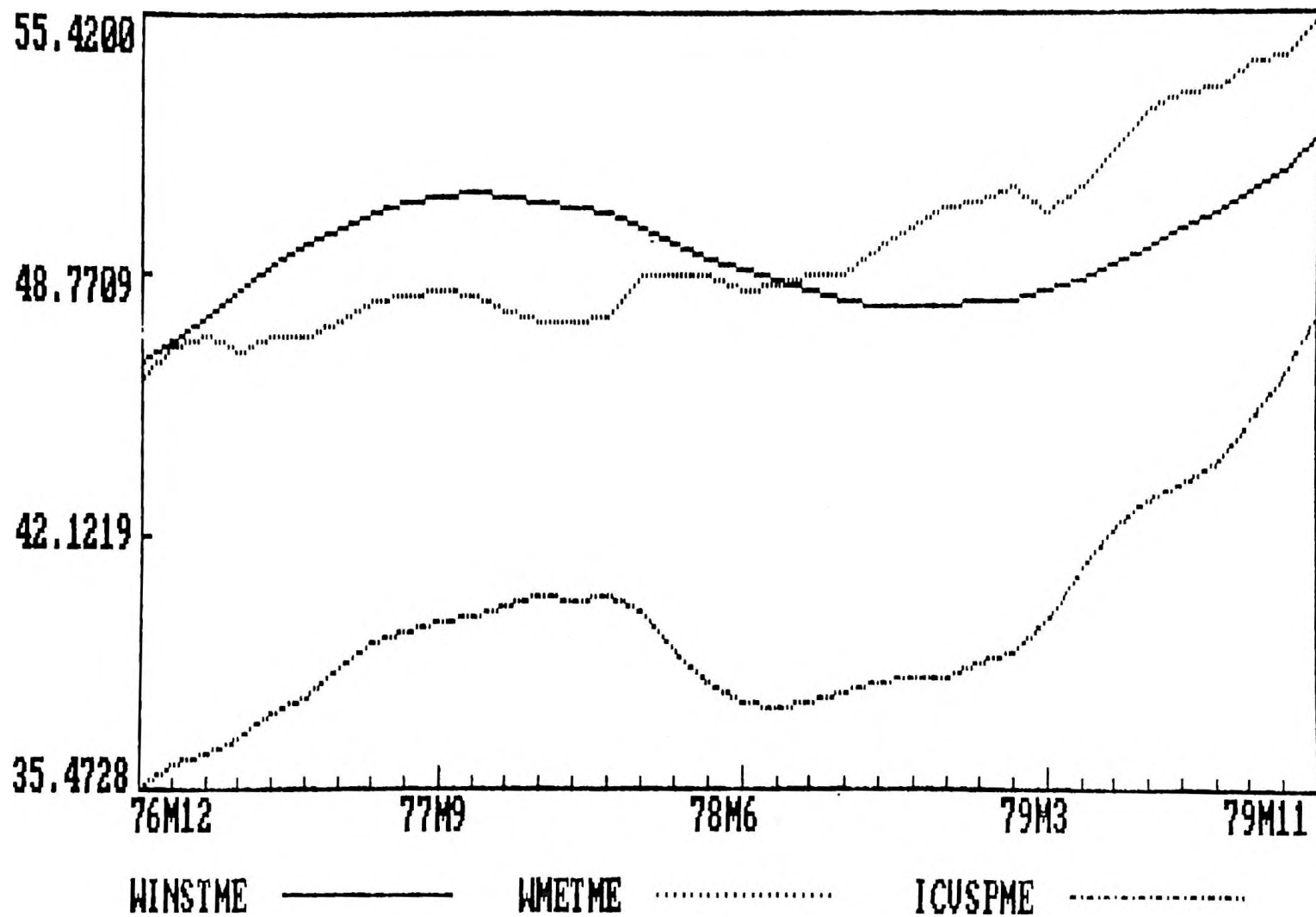


FIGURA 3

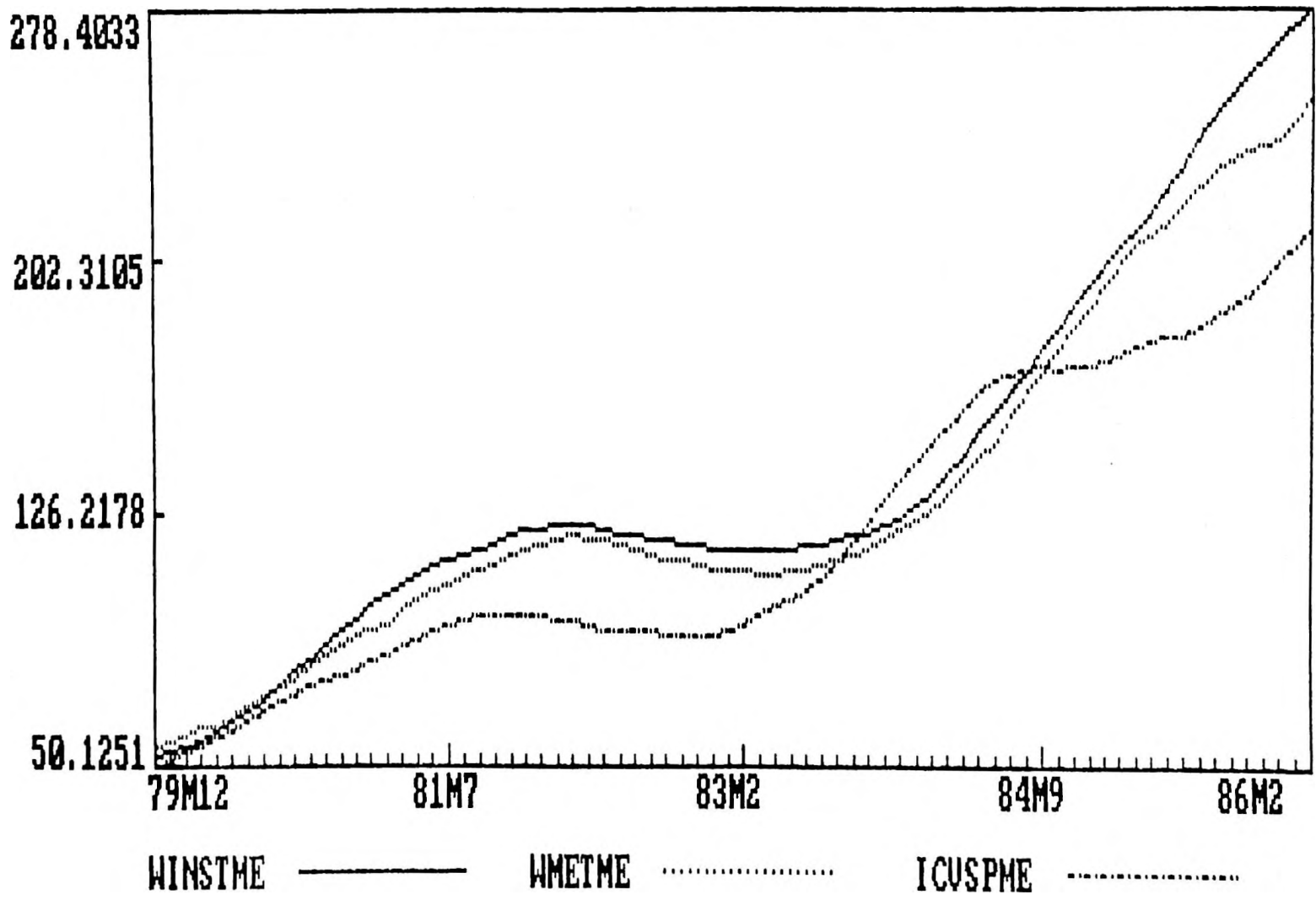


FIGURA 3

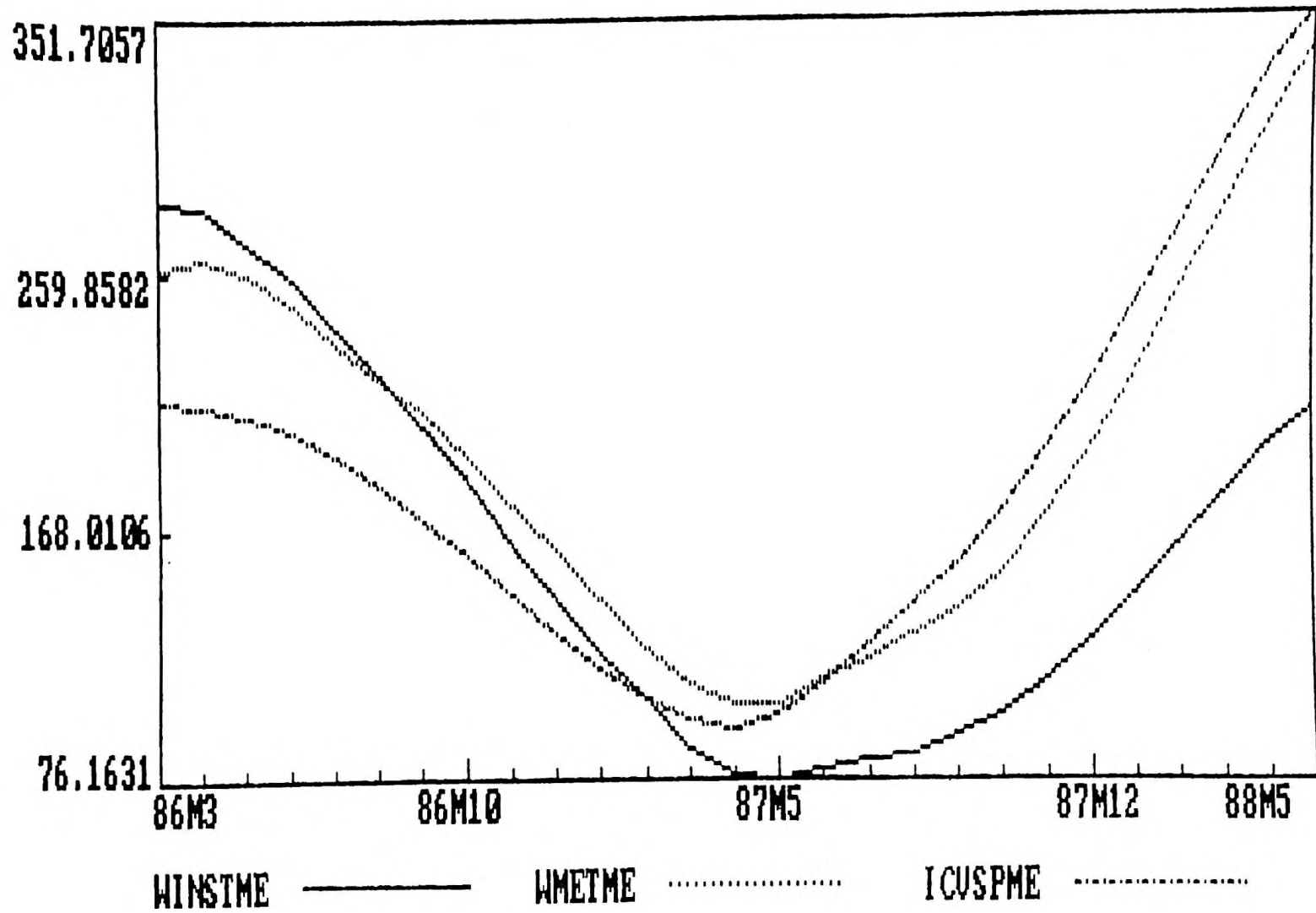


FIGURA 3

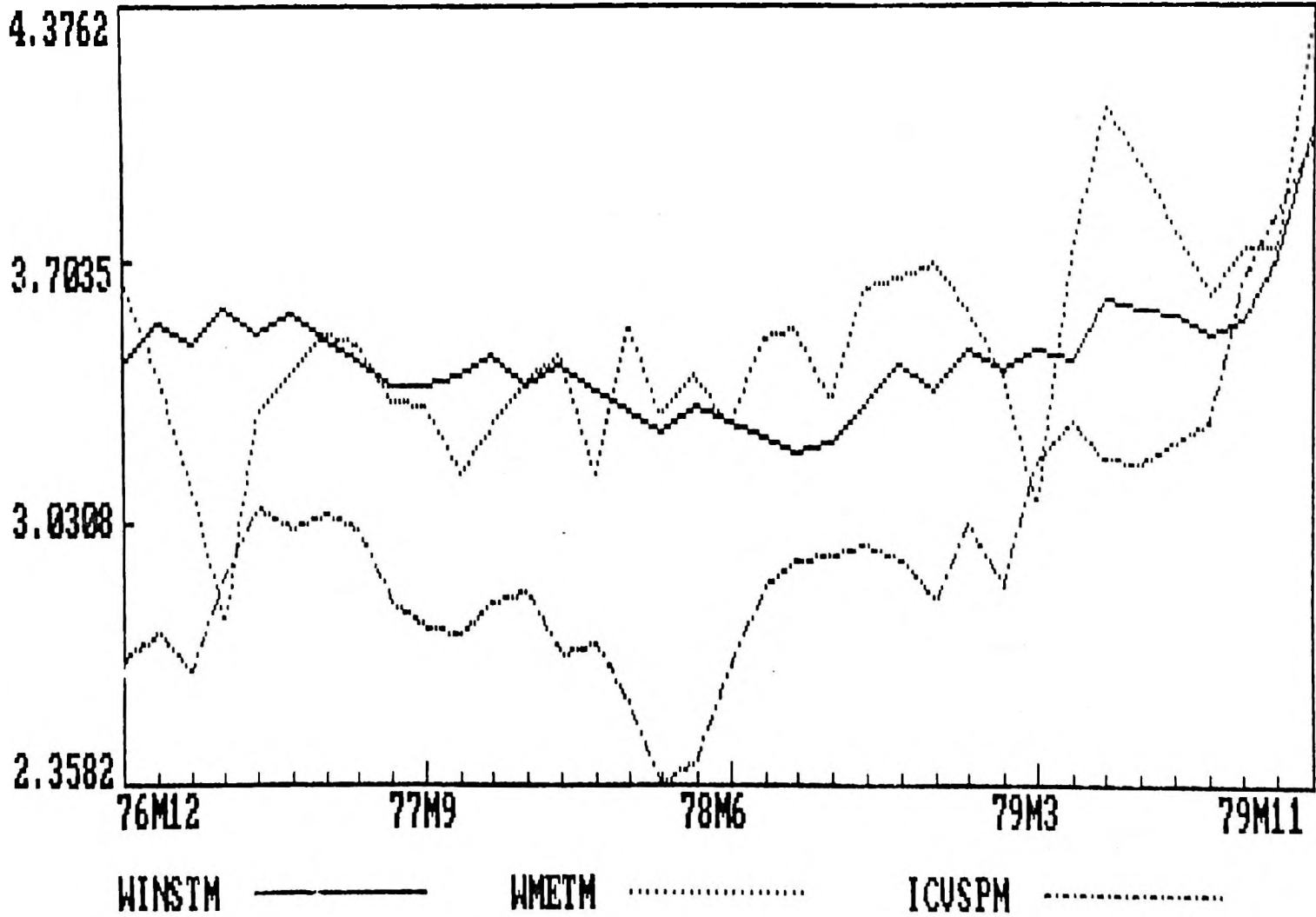


FIGURA 4

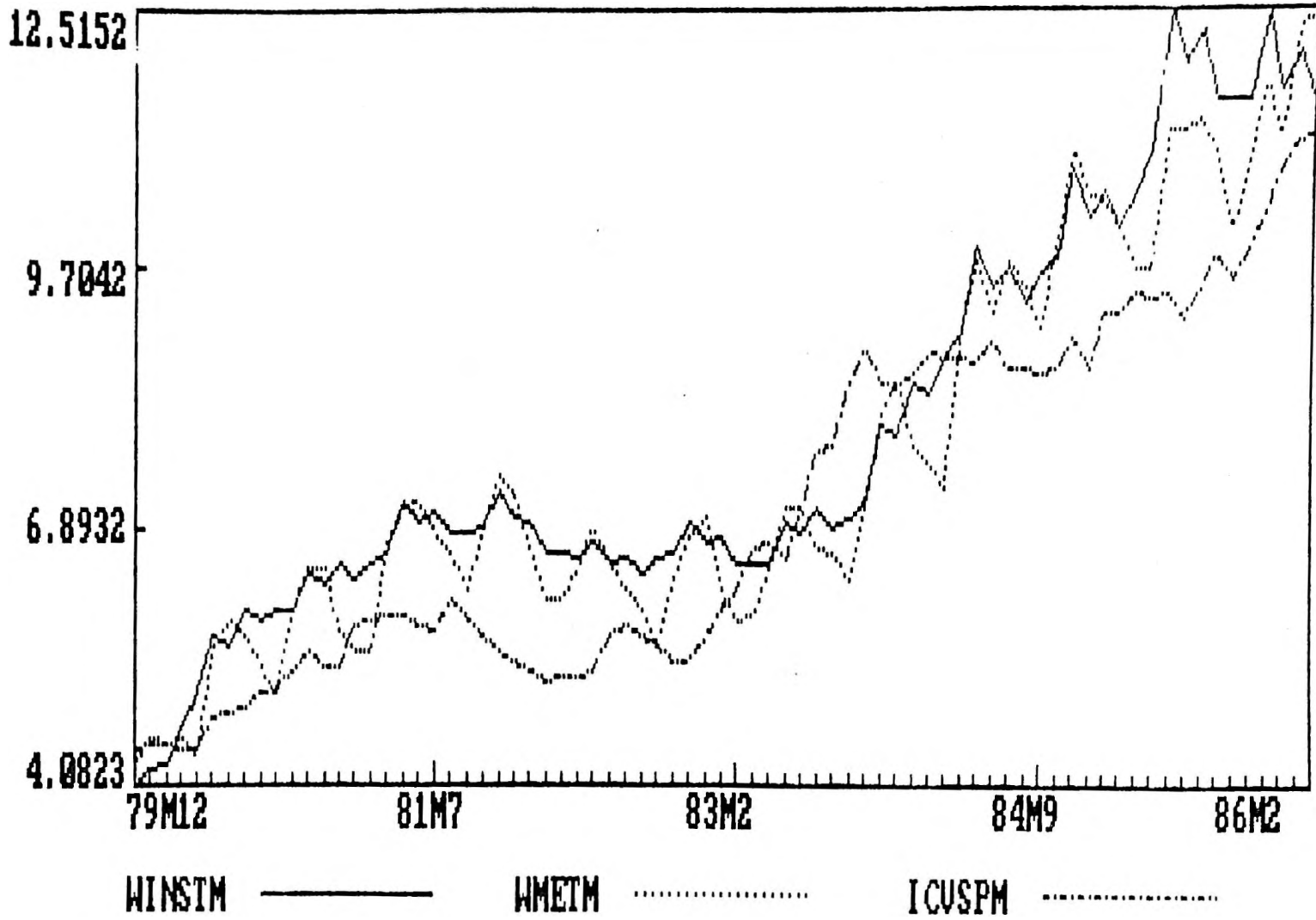


FIGURA 4

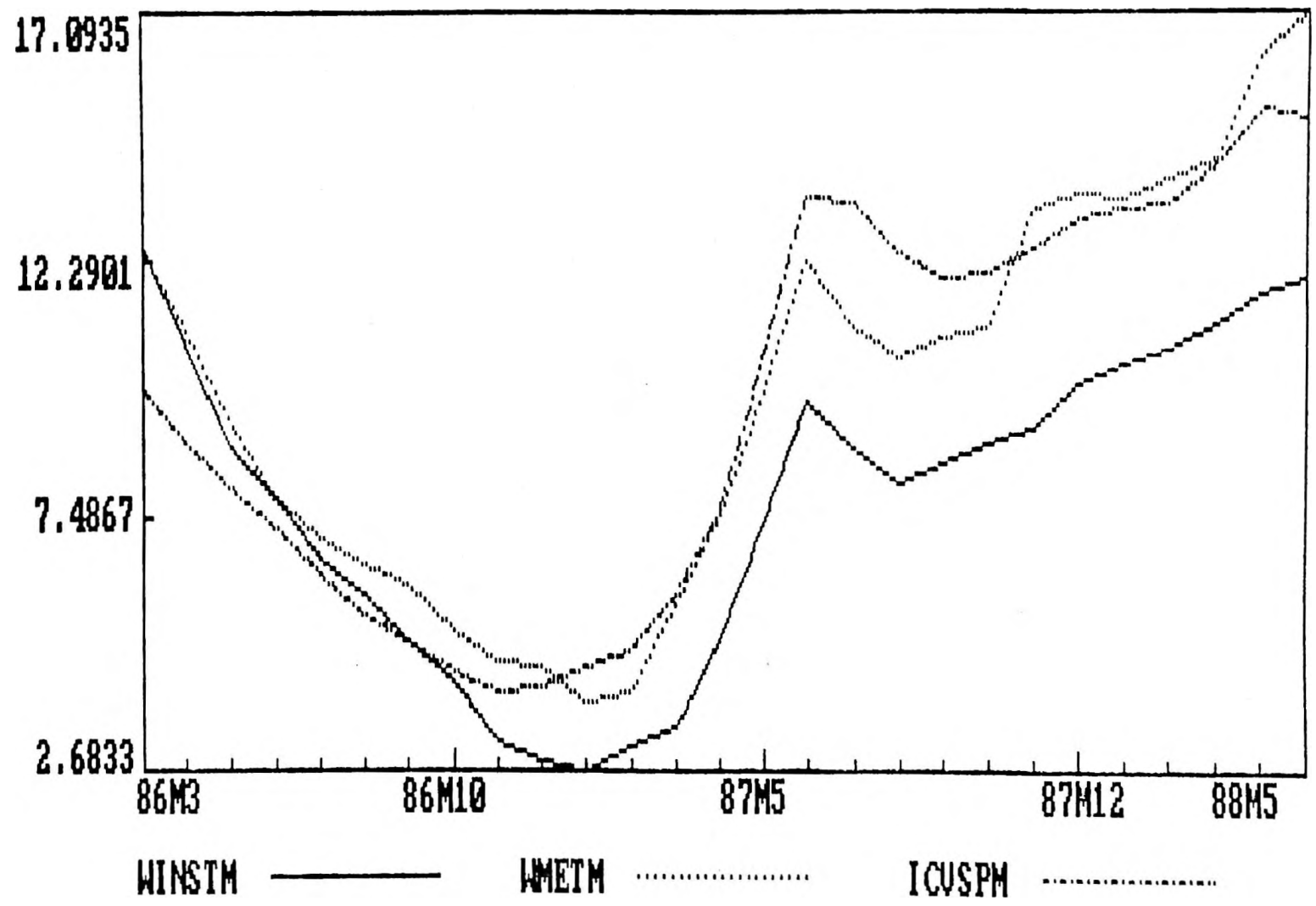


FIGURA 4

Ainda quanto a este período, é interessante notar que a forte aceleração inflacionária do início de 1979, que antecedeu a redução de periodicidade entre os reajustes de salários, não foi integralmente incorporada pela taxa de variação do salário médio. Entretanto, a taxa de variação do salário institucional tende a acompanhar a aceleração da taxa de inflação. Em outubro de 1979, as três curvas se cruzam. A aceleração inflacionária resultou portanto em uma redução da taxa de crescimento dos salários reais neste ano e não em queda destes salários.

No segundo período, 1980/1985, as três variáveis têm um comportamento similar, sendo que até 1982 o salário institucional e o salário nominal têm taxas de variação ligeiramente superiores ao Índice de Custo de Vida de São Paulo. Esta diferença é compensada ao longo do ano de 1983, devido ao efeito da desvalorização cambial e da aceleração inflacionária decorrente em um contexto de elevadas taxas de desemprego. Durante este ano, as taxas de variação do salário institucional e do salário nominal foram inferiores à taxa de variação dos preços. Esta diferença é compensada ao longo de 1984. Em 1985, a taxa de variação do salário médio começa a se aproximar da taxa de variação dos preços, distanciando do salário institucional. Como veremos, esta tendência do salário médio para se pautar pelo comportamento dos preços passa se transforma no novo regime para o período que se inicia em 1986.

Finalmente, no período pós 1986, é a taxa de inflação e não a política salarial que baliza o comportamento dos salários

nominais. Este resultado sugere o aparecimento de um novo regime de reajuste de salários nominais no Brasil. Neste novo regime, a taxa de variação dos salários estaria mais intimamente ligada a taxa de inflação do que às taxas de reajuste estipuladas pela política salarial. Este instrumento de política econômica, que ao longo de 25 anos foi extremamente importante para facilitar a coordenação das políticas de salário e de preços na economia, sendo um dos principais instrumentos de política de rendas, está deixando de ter efetividade.

A mudança de regime do processo de reajuste de salários nominais apresentada acima está associada a pelo menos dois fatores importantes. De um lado, ao aumento do poder de mobilização sindical decorrente das mudanças políticas ocorridas em 1985. Em segundo lugar, à mudança da própria estrutura da organização sindical, com a rápida centralização da representação dos trabalhadores em duas centrais a nível nacional, combinada a uma atomização do processo de negociações coletivas que passou a se dar predominantemente a nível de empresa (ver abaixo). Finalmente, à grande instabilidade das políticas de reajuste de salários. No contrário do que ocorreu nos 25 anos anteriores, quando as mudanças introduzidas nesta política se concentravam na periodicidade entre os reajustes e na porcentagem da inflação passada que seria automaticamente incorporada aos reajustes de salários, a partir de março de 1986, as mudanças introduzidas nesta política foram de caráter estrutural. Em fevereiro de 1986, passou-se de um regime de indexação à inflação passada para um

regime de gatilho salarial sempre que a taxa de inflação atingisse 20%. Em junho de 1987, com a adoção do Plano Bresser, adotou-se um regime de indexação à inflação passada, porém com reajustes mensais com base na média da inflação dos três meses anteriores (URF). Finalmente, em janeiro de 1989, tentou-se abolir a prática de reajustes automáticos de salários nominais, com o fim da política salarial no Plano Verão, o que gerou forte aumento do movimento de greves e aumento da mobilização sindical.

E neste contexto que o papel desempenhado pela estrutura sindical passa a ser de grande importância para se entender a determinação dos salários nominais no país.

5. Estrutura Sindical e Conflito

A análise da evolução das taxas de variação do salário institucional e do salário nominal realizada na seção anterior mostra uma clara tendência à redução da efetividade da política salarial como balizador do processo de determinação dos salários nominais no Brasil, principalmente a partir de 1986. Este fenômeno, cujos primeiros sintomas começam a aparecer no período entre 1978 e 1980, está associado às mudanças ocorridas no movimento sindical brasileiro a partir de 1976. Nesta seção, apresentaremos um resumo das mudanças ocorridas nas relações entre capital e trabalho na sociedade brasileira, tanto no que toca a organização e à estrutura da representação dos trabalhadores quanto do processo de negociações coletivas. Com base nesta análise, estimamos funções conflito, como as definidas na seção metodológica deste trabalho, como parte do processo de determinação dos salários nominais.

Em termos da metodologia apresentada, a estrutura da organização sindical e das negociações coletivas fazem parte do vetor de variáveis político-institucionais da função poder de barganha. Estas variáveis são de grande importância no sentido de determinar a capacidade dos sindicatos de afetar a taxa de variação dos salários nominais. Passemos a uma análise das mudanças ocorridas no período.

Até 1988, a estrutura da organização sindical de trabalhadores e empresários, o processo de negociação coletiva, a

Lei de greve e o papel desempenhado pela Justiça do Trabalho no Brasil eram inteiramente regulamentado pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT). A CLT foi criada em 1943, durante o período ditatorial de Getúlio Vargas, sendo que as principais mudanças ocorridas até 1988 foram a substituição da Estabilidade no Emprego pelo Fundo de Garantia por Tempo de Serviço em 1965 e a adoção de uma Lei de Greve em junho de 1964. Suas principais características eram:

- uma estrutura sindical organizada por ocupações, com base municipal. Sindicatos únicos por base territorial que se agrupavam em Federações a nível estadual e nacional e em Confederações setoriais a nível nacional (Indústria, Comércio, Bancos e Agricultura). Proibição de formação de uma Central sindical congregando todos os trabalhadores do país;

- total ausência de estrutura institucional que viabilizasse as organizações sindicais a nível de local de trabalho;

- contribuição sindical obrigatória, independentemente de filiação. Todos os trabalhadores legalmente registrados contribuíam voluntária ou compulsoriamente. Parte desta contribuição ia para o sindicato, parte para a federação e confederação e uma outra parte para o Ministério do Trabalho;

- a utilização dos recursos da contribuição sindical era regulada em lei e sua fiscalização feita diretamente pelo Ministério do trabalho;

- contratos coletivos validos para todos os trabalhadores, independente de filiação sindical;

- a criação e o funcionamento de sindicatos dependia de aprovação formal do Ministro do Trabalho, podendo este intervir em sua direção, destituir sua diretoria, convocar novas eleições cuja fiscalização era de responsabilidade do próprio Ministério;

- a intervenção nos sindicatos poderia se dar tanto por motivos referentes a má utilização da contribuição sindical quanto por motivos puramente políticos;

- uma lei de greve extremamente restritiva. As greves podiam ser declaradas legais ou ilegais pelos Tribunais Trabalhistas. Para se fazer uma greve legal, seriam necessários vários passos tais como realização de assembleia com presença minima de metade dos trabalhadores da categoria, aviso com antecedência variável, dependendo da ocupação, voto secreto para aprovação da greve, e proibição de greve para um grande número de ocupações consideradas essenciais para o funcionamento da economia;

- Justiça do Trabalho formada por advogados e Representantes Classistas, indicados pelo Presidente da Republica e aprovados pelo Senado Federal;

- negociações coletivas realizadas separadamente, para cada categoria profissional em suas bases territoriais, em diferentes meses do ano. As datas das negociações coletivas de cada categoria profissional em sua base territorial se chamam datas-base de negociação. A periodicidade das negociações, também determinadas em lei, era de um ano;

As negociações coletivas eram realizadas entre os sindicatos de trabalhadores e de empresários em cada categoria, podendo os empresários serem representados por sua entidades de classe ou negociar individualmente. As negociações poderiam chegar a bom termo ou não. No primeiro caso, os participantes assinavam uma Convenção Coletiva que precisava ser homologado pela Delegacia Regional do Trabalho do Ministério do Trabalho. No caso de uma negociação individual, assinava-se um Acordo. A homologação dependia de que a convenção atendesse às regras estipuladas pela política econômica vigente. Se não fosse homologado, a convenção não teria força de lei. Se a negociação atinge um impasse, convocava-se um Dissídio Coletivo, que era julgado na Justiça do Trabalho a nível estadual. A convocação de um Dissídio poderia ser pedida unilateralmente, por uma das partes. Da sentença emitida pela Corte estadual caberia recurso por parte de qualquer dos grupos envolvidos, com efeito suspensivo da sentença emitida. O recurso seria então julgado a nível federal que proferiria uma sentença irrecorrível. Esta sentença teria força de lei.

Da descrição acima, transparece o objetivo de se criar uma estrutura sindical atomizada e descentralizada, com negociações dessincronizadas, desvinculação entre o sindicato e os trabalhadores a nível de empresa, dependência dos sindicatos em relação ao Poder Executivo, um grande poder de coerção do Estado em relação a atividade sindical, e a importância que é dada à Justiça do Trabalho. Isto significa que, não só os sindicatos tinham uma grande dificuldade de atuar de forma independente em

relação ao Estado, mesmo em períodos de liberdades políticas, assim como, em períodos de autoritarismo os sindicatos ficavam inteiramente à mercê da Justiça do Trabalho.

Um aspecto importante era o exíguo espaço para negociações existente na legislação. O Dissídio Coletivo poderia ser invocado a qualquer momento por uma das partes envolvidas na negociação, inclusive no caso de um dos atores ter se recusado a negociar. A possibilidade de se obter efeito suspensivo das decisões das Cortes estaduais implicavam que suas sentenças quase nunca eram seguidas e um longo período até que o Tribunal Superior do Trabalho pudesse apreciar os recursos. Isto criava uma tendência para que os Tribunais Estaduais se comportassem de forma pouco responsável em suas sentenças. O resultado era que, neste nível, as sentenças tendiam a ser em grande parte favoráveis aos trabalhadores, com concessões inclusive superiores às demandas (ver J. Pastore e H. Zylberstajn, 1988). Consequentemente, pouco se poderia esperar das negociações a nível estadual.

Dado o autoritarismo político que se seguiu ao golpe militar de 1964 e a repressão às lideranças sindicais, a capacidade de mobilização sindical era extremamente baixa. Como todos os componentes das regras de reajuste de salários eram centralmente determinados pelo governo, Simonsen (1983) sugere que neste período "as leis salariais tinham um efeito restritivo em todas as negociações coletivas, não deixando qualquer grau de liberdade para empregadores e empregados". Esta lei, continua o autor, "se tornou um instrumento de política de rendas porque,

tanto os ganhos de produtividade quanto a taxa de inflação esperada, eram decretadas pelo governo, não deixando qualquer espaço para negociações coletivas e greves".

Estas afirmações refletem o caráter centralizado e autoritário do período, quando o espaço para a atividade sindical era extremamente escasso e limitado. A capacidade do governo de executar uma política de reajuste salarial estava diretamente ligada ao autoritarismo político.

A partir de 1975, como reação às demandas oriundas da sociedade como um todo, que se refletiram na derrota do governo nas eleições de 1974, este decidiu promover um processo "lento e gradual" de redemocratização no país. Este processo se materializou na redução do nível de repressão ao movimento sindical, aumento da liberdade de imprensa e redução do aparato repressivo em geral. Estas mudanças políticas tiveram dois resultados importantes do ponto de vista do processo de determinação dos salários. Em primeiro lugar, exigiu que as críticas que eram feitas à política salarial fossem de alguma forma levadas em consideração pelo governo o que gerou um aumento da indexação dos salários, como vimos acima, e, segundo, afetou o poder de mobilização dos sindicatos.

O aumento do poder de mobilização sindical começa a se tornar claro a partir do final dos anos setenta. As greves dos trabalhadores metalúrgicos do ABC paulista em 1978, foram o início de um processo que mudou a estrutura da organização sindical e do processo de negociações coletivas no país nos anos oitenta.¹⁰

¹⁰ . Para uma análise da estrutura do movimento sindical e das greves do ABC, ver John Humphrey, 1982.

Entretanto, as mudanças mais profundas ocorreram ao longo do início da década de oitenta. Ao mesmo tempo em que as negociações coletivas eram atomizadas, descendo seu nível de agregação para o nível da empresa através da atuação dos sindicatos a nível dos locais de trabalho, a estrutura da organização sindical se tornava cada vez mais centralizada.

A rapidez da descentralização das negociações coletivas fica clara quando notamos que em 1982, as convenções coletivas superavam os acordos em 42%, enquanto nos nove primeiros meses de 1985, os acordos foram quase o triplo das convenções (ver M.C. de Castro, 1988, pag. 139). Segundo J. Pastore e H. Zylberstajn, em São Paulo, os acordos somavam 42% em 1979, 66% em 1983 e 77% em 1987 (J. Pastore e H. Zylberstajn, 1988 pag. 113).

O aparecimento da Central Unica dos trabalhadores (CUT) e do Partido dos Trabalhadores (PT), mudou completamente a feição do movimento sindical brasileiro. Em lugar da tradicional ligação entre cúpula sindical e poder executivo, o chamado "novo sindicalismo" passava a atuar a nível nacional e com íntima ligação com um partido representado no Parlamento, enquanto a estratégia das negociações coletivas exigia uma descentralização para o nível de empresa.

E exatamente esta descentralização das negociações coletivas, combinado ao forte aumento do poder de mobilização obtido através do apoio das centrais sindicais que geraram as mudanças no processo de determinação dos salários na economia brasileira.

A negociação a nível da empresa tende a reduzir a capacidade de coordenação da política salarial pois aumenta o custo para cada empresário individual de conflito com seus trabalhadores. Por outro lado, a centralização da estrutura sindical faz com que ganhos específicos obtidos em negociações descentralizadas sejam rapidamente transformados em bandeiras da central sindical como um todo. A recessão do período 1981/1984 conseguiu evitar que este aumento de poder sindical se manifestasse sobre o processo de formação dos salários. Entretanto, com a mudança para um governo civil em 1985 e a retomada do crescimento, estes fatores se tornaram fundamentais para se entender a formação dos salários nominais no país.

É portanto neste contexto que devemos analisar o novo regime de formação da taxa de variação dos salários nominais que surge a partir de 1986. A função poder de barganha desenvolvida neste trabalho é uma tentativa de formalizar este processo.

A estimativa de funções poder de barganha como as desenvolvidas acima são extremamente difíceis pois incluem variáveis não observáveis como o grau de insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais no momento da negociação. Entretanto, acreditamos que vale a pena um esforço no sentido de se obter indicações neste sentido.

As três variáveis importantes para determinar o valor de da função poder de barganha (g) são as condições do mercado de trabalho, o grau de insatisfação dos trabalhadores com seus

salários reais e as condições político-institucionais. Estas últimas foram analisadas acima e sugerem um aumento do grau de conflito e do poder de barganha dos trabalhadores, principalmente a partir de 1985. As outras duas variáveis são de caráter econômico e serão tratadas abaixo.

Condições do mercado de trabalho

As condições do mercado de trabalho afetam o poder de barganha dos trabalhadores através o custo de perder o emprego, devido a maior ou menor ameaça de dispensa. É importante notar que o que importa neste contexto é o número de trabalhadores que podem substituir os que seriam dispensados, não o número total de trabalhadores disponíveis. Se o mercado de trabalho é segmentado, de tal forma que trabalhadores de um segmento não competem com trabalhadores de outro, ou se os trabalhadores disponíveis não têm a qualificação adequada para substituir os que poderiam ser dispensados, estes não deveriam ser considerados relevantes para afetar o grau de mobilização dos sindicatos.

No caso de economias com mercados de trabalho homogêneos, a substituição é relativamente ampla o que torna a taxa de desemprego aberta um bom indicador da probabilidade de dispensa. Sem dúvida, mesmo nestas economias, algumas ocupações mais especializadas podem ser pouco influenciadas por aumentos na taxa de desemprego. Porém, estes são casos particulares que podem ser desprezados em análises agregadas.

No caso da economia brasileira, na qual o mercado de trabalho é heterogêneo e segmentado, o problema de encontrar que variável ou variáveis poderiam representar as condições do mercado de trabalho se torna bastante mais complicado. Do ponto de vista agregado, podemos discernir pelo menos três segmentos no mercado de trabalho: os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, os sem carteira de trabalho assinada e os autônomos (ajém dos desempregados). A pergunta a ser respondida é de onde são recrutados os trabalhadores de cada segmento e qual a opção alternativa dos trabalhadores em caso de perda de emprego?

O problema se torna ainda mais complicado quando notamos que a segmentação pode ter por base não a inserção do trabalhador no mercado de trabalho, conforme apontado acima, mas sim a sua qualificação. É possível que os trabalhadores com carteira de trabalho assinada sejam substituíveis pelos trabalhadores sem carteira de trabalho assinada nos estratos menos qualificados da estrutura de qualificações e não o sejam nos estratos mais qualificados. Se isto é verdade, a variável que representaria as condições do mercado de trabalho para o primeiro mercado seria a porcentagem de trabalhadores sem carteira de trabalho assinada, sendo que esta variável pouco afetaria o comportamento dos trabalhadores qualificados do mercado.

Da mesma forma, devemos perguntar o que fazem os trabalhadores dos diferentes segmentos quando são dispensados. Se um trabalhador com carteira de trabalho assinada, uma vez dispensado, se emprega em outra empresa sem carteira de trabalho

assinada, sua renda alternativa no primeiro emprego seria o salário que recebe no segundo. Por outro lado, se seu destino é ficar desempregado até obter novo emprego com carteira de trabalho assinada, sua renda alternativa seria zero. Outra possibilidade seria que, uma vez dispensado, estes trabalhadores se tornariam autônomos, abrindo seus próprios negócios. Em um estudo empírico, cada alternativa nos levaria a incluir diferentes variáveis na equação estimada. A escolha da variável adequada exigiria um estudo a nível microeconômico do comportamento dos diferentes segmentos do mercado de trabalho no Brasil, o que não foi possível fazer nesta pesquisa.

Por esta razão, para os efeitos deste estudo, concentrado empiricamente em uma amostra de trabalhadores das empresas da FIESP, decidimos utilizar para representar as condições do mercado de trabalho o nível de emprego nas empresas da FIESP. Implícito nesta escolha está a suposição de que existe segmentação no mercado de trabalho em São Paulo. Apenas aqueles trabalhadores que já se empregaram em empresas da FIESP afetam o custo de perder o emprego dos trabalhadores que estão empregados. Ou seja, o nível de emprego representa a disponibilidade relativa de trabalhadores que poderiam substituir trabalhadores empregados por estas empresas. Se o nível de emprego cresce, o número de trabalhadores disponíveis para substituir os empregados diminui e o poder de mobilização sindical cresceria, o oposto ocorrendo se o nível de emprego estiver caindo.

Grau de insatisfação dos trabalhadores

A segunda variável relevante é o grau de insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais, no momento da negociação. Este, por sua vez, depende da disparidade entre o salário real desejado e o salário real efetivamente recebido. No caso da economia brasileira, dois parâmetros têm sido considerados nas negociações coletivas para sinalizar o salário real desejado pelos trabalhadores. Em primeiro lugar, um parâmetro comumente utilizado nas negociações salariais a partir de 1982 é o pico de salário real obtido pelos trabalhadores antes do ajuste econômico decorrente dos choques externos do petróleo e da taxa de juros internacional. A análise das pautas de negociações dos sindicatos mais ativos, principalmente de São Paulo, e dos sindicatos de empresas públicas mostram que as demandas salariais se pautam pela reposição das perdas decorrentes deste ajuste. Esta demanda é reforçada pela percepção (correta ou não), por parte dos trabalhadores, de que os custos do ajuste foram, em sua grande parte, pagos por este grupo social.

Porém, empiricamente esta é uma variável difícil de se obter. Em períodos de recessão e aumento do número de dispensa, o salário médio real é afetado por dois componentes importantes. O primeiro, é o efeito direto sobre o poder de mobilização dos sindicatos. O segundo, é o efeito indireto através da mudança da estrutura do emprego. Nestes períodos, os trabalhadores menos qualificados e que recebem salários relativamente menores, são

dispensados primeiro que os mais qualificados e que recebem maiores salários. Consequentemente, o salário médio real tende a crescer, não porque o salário de cada trabalhador cresce, mas sim porque a estrutura de emprego se concentra nos empregos com maiores salários. Este efeito é claramente observável no início da recessão no Brasil (ver R. Macedo, 1980). Por esta razão, decidimos não utilizar esta variável como proxy do grau de insatisfação dos trabalhadores.

A segunda variável que tem servido de parâmetro para sinalizar o processo de negociações coletivas é a evolução do salário mínimo real. Apesar de uma parte substancial da força de trabalho receber salários reais acima do mínimo legal, a tradição de se utilizar este salário com objetivos políticos, que data de sua implementação em 1940, fez com que este se transformasse em um parâmetro importante das demandas salariais. Quedas no salário mínimo real são, em geral, apresentadas pelos sindicatos como evidências de quedas em todos os salários reais da economia. Da mesma forma, a comparação do salário mínimo real vigente, com o maior salário mínimo real no passado, tem sido apresentado como uma evidência da queda do salário real dos trabalhadores em geral.

Um sintoma claro da importância do salário mínimo real, na determinação do grau de insatisfação dos trabalhadores é a estatística, apresentada mensalmente pelo DIEESE, do salário mínimo nominal necessário para comprar a cesta básica estipulada na lei de criação do salário mínimo em 1940. Diante da importância do DIEESE como órgão de assessoramento dos sindicatos, sua influência não pode ser negligenciada.

Dada a importância do salário mínimo como sinalizador da evolução da diferença entre o salário real desejado e o efetivamente recebido decidimos utilizar dois índices de grau de insatisfação. O primeiro, foi construído a partir da relação entre o maior salário mínimo real vigente no período de análise e o salário mínimo efetivamente pago no mês (ASPRED). Esta série foi dessazonalizada pois devemos esperar que o grau de insatisfação dos trabalhadores seja uma variável não sujeita a grandes variações sazonais de curtíssimo prazo.

A segunda proxy utilizada foi a relação entre o salário nominal necessário para comprar a cesta básica, calculado pelo DIEESE e o salário mínimo vigente, também dessazonalizada (ASPD). Em ambos os casos, devemos esperar que um aumento na variável, aumenta o grau de insatisfação dos trabalhadores e o poder de mobilização dos sindicatos, aumentando a taxa de variação dos salários nominais e vice-versa.

Com base nestas considerações, estimamos a equação 3 da seção 2, utilizando uma aproximação logarítmica. Portanto, a equação estimada foi

$$\ln W_{med} = c + a \cdot \ln W_{inst} + b \cdot \ln TPO + d \cdot \ln ASPRED$$

$$\ln W_{med} = c + a_1 \cdot \ln W_{inst} + b_1 \cdot \ln TPO + d_1 \cdot \ln ASPD$$

onde

$$W_{med} = \text{salário médio nominal}$$

Winst = salário institucional

TFO = total de pessoal ocupado

ASPREI = relação entre o maior salário mínimo real e o salário mínimo real vigente a cada mês. Proxy para grau de insatisfação dos trabalhadores

ASPI = Relação entre o salário mínimo necessário para comprar a cesta básica (DIEESE) e o salário mínimo vigente a cada mês. Proxy para grau de insatisfação dos trabalhadores

Com base na análise desenvolvida na seção anterior sobre a relação entre as taxas de variação do salário institucional e do salário médio nominal, foram inicialmente estimadas equações para os três períodos apontados (1976/1979, 1980/1985 e 1986/1987) e para o período como um todo (1976/1987). Para estas equações foram utilizados Mínimos Quadrados Ordinários e a técnica Cochrane-Orcutt para correção de autocorrelação dos resíduos das equações. Os resultados são apresentados nos quadros a seguir, para as duas variáveis representativas do grau de insatisfação dos trabalhadores e para os diferentes períodos.

Os resultados para os dois conjuntos de equações são bastante similares entre si, para os quatro períodos considerados. O primeiro aspecto importante é a relevância do salário institucional como indexador. Em todas as equações e todos os períodos, o coeficiente desta variável é bastante próximo da unidade, com estatísticas t altamente significativas. Este coeficiente tende a se reduzir à medida em que passamos de um sub-

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is  LWMED
145 observations used for estimation from 75M12 to 87M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                   -3.3534                .4102                   -8.1744
LWINSTN             1.0100                .1634923               209.7644
LTPO                .6688                 .0872                   7.6707
LASPRED             .6710                 .1141                   5.7996
*****
R-Squared           .9994                F-statistic  F( 3,141)           73275.4
Adjusted-R-Squared .9993                S.E. of Regression     .0703
Residual Sum of Squares .6972             Mean of Dependent Variable  6.5498
S.D. of Dependent Variable 2.7484           Maximum of Log-likelihood  181.2136
DW-statistic       .4080
*****

```

Cochrane-Orcutt Method AR(1) Converged after 1 iterations

Dependent variable is LWMED

145 observations used for estimation from 75M12 to 87M12

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
C	-3.3066	1.2734	-2.5966
LWINSTN	1.0205	.0091846	111.1111
LTPD	.6333	.2740	2.3113
LASPRED	.9270	.2824	3.2872

R-Squared	.9998	F-statistic F(4,139)	142382.9
Adjusted R-Squared	.9997	S.E. of Regression	.0434
Residual Sum of Squares	.2621	Mean of Dependent Variable	6.5498
S.D. of Dependent Variable	2.7484	Maximum of Log-likelihood	249.9068
W-statistic	2.0097		

55-B

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$= .8249 \times U(-1) + U$$

(15.3033)

t-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

Ordinary Least Squares Estimation

```

* *****
Dependent variable is  LWMED
49 observations used for estimation from 75M12 to 79M12
* *****

```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
C	-.2759	1.9820	-1.392
LWINSTN	1.0714	.0409	26.1820
_TPO	-.0628	.4623	-1.359
LASPREQ	.8490	.3250	2.6124

```

* *****
R-Squared                .9967    F-statistic  F( 3, 45)      4566.2
Adjusted-R-Squared       .9965    S.E. of Regression  .0293
Residual Sum of Squares .0385    Mean of Dependent Variable  3.6860
S.D. of Dependent Variable .4949    Maximum of Log-likelihood  105.6202
W-statistic              1.2993
* *****

```

Cochrane-Orcutt Method AR(1) Converged after 3 iterations

```

*****
Dependent variable is LWMED
49 observations used for estimation from 75M12 to 79M12
*****

```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
C	.3676	3.3977	.1082
LWINSTN	1.0801	.0646	16.7144
LTPD	-.2059	.7909	-.2603
LASPREL	.7824	.4646	1.6843

```

*****
R-Squared .9970 F-statistic F( 4, 43) 306.12
-Bar-Squared .9967 S.E. of Regression .0279
Residual Sum of Squares .0335 Mean of Dependent Variable 3.6866
S.D. of Dependent Variable .4949 Maximum of Log-likelihood 106.3212
W-statistic 1.7029
*****

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

*****
u = .3542*u(-1) + u
( 2.4291)
T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
*****

```

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is LWMED
.4 observations used for estimation from 80M1 to 86M2H
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                  .1334                  .4047                   .3297
LWINSTN           .9686                  .0039188               247.1602
LTPO              -.0088838             .0849                   -1.1047
LASPRED           .0391                  .1341                   .2918
*****
R-Squared          .9992                  F-statistic F( 3, 70)   31000.1
K-Bar-Squared     .9992                  S.E. of Regression     .0458
Residual Sum of Squares .1468                Mean of Dependent Variable 7.1036
S.D. of Dependent Variable 1.6356              Maximum of Log-likelihood 125.2277
DW-statistic      1.3115
*****

```

Cochrane-Orcutt Method AR(1) Converged after 2 iterations

```

*****
dependent variable is LWMED
74 observations used for estimation from B0M1 to B6M2#
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                   .0768                   .5740                   .1338
LWINSTN             .9698                   .0055646               174.2097
LTPO                -.0030525              .1203                   .0254
LASPRED             -.0034988              .1941                   -0.0180
*****
R-Squared           .9993                   F-statistic (1, 4, 48)  19747.6
- Bar-Squared      .9993                   S.E. of Regression     .0437
Residual Sum of Squares .1299                   Mean of Dependent Variable 7.1036
S.D. of Dependent Variable 1.6356                   Maximum of Log-likelihood 127.5176
JW-statistic       1.7548
*****

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

*****
J= .3370 * U(-1) + U
   ( 2.8849)
T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
*****

```

Ordinary Least Squares Estimation

```

* ****
Dependent variable is LWMED
R2 observations used for estimation from 86M3 to 87M12
* ****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                  -15.4031                2.4091                  -6.2637
LWINSTN           .9375                   .0981                  10.6171
LTPD              3.4027                  .6421                   5.2990
LASPRED           2.3629                  .5651                   4.1815
* ****
R-Squared          .9957                   F-statistic F( 3, 18)   1401.6
Adjusted-R-Squared .9950                   S.E. of Regression      .0419
Residual Sum of Squares .0317                   Mean of Dependent Variable 11.0657
S.D. of Dependent Variable .5947                   Maximum of Log-likelihood 40.7649
DW-statistic       1.2605
* ****

```

Cochrane-Orcutt Method AR(1) Converged after 13 iterations

```

*****
dependent variable is LWMED
72 observations used for estimation from 86M3 to 87M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                   -8.7831                6.4522                  -1.3613
LWINSTN             1.0595                 .1087                   9.7436
LTPO                 1.7109                 1.4358                  1.1916
LWASPRD             1.5040                 .6837                   2.1997
*****
R-Squared           .9964      F-statistic F( 4, 16)    1105.4
Adjusted R-Squared .9955      S.E. of Regression      .0399
Residual Sum of Squares .0254    Mean of Dependent Variable 11.0657
S.D. of Dependent Variable .5947    Maximum of Log-likelihood 40.7241
DW-statistic        1.6191
*****

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

*****
u = .5875*u(-1) + v
   ( 2.5599)
T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
*****

```


Cochrane-Orcutt Method AR(2) Converged after 4 iterations

```

*****
Dependent variable is LWMED
72 observations used for estimation from 04M3 to 07M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
?                  -18.6544              2.8231                  -6.6077
LWINSTN            .8340                 .0935                   8.9157
LTPO                4.3328                .7376                   5.8744
LWASPRED           3.0562                .6173                   4.9511
*****
R-Squared          .9974                 F-Statistic F( 5, 14)   1077.1
Adjusted R-Squared .9964                 S.E. of Regression     .0353
Residual Sum of Squares .0174                Mean of Dependent Variable 11.0657
S.D. of Dependent Variable .5947                Maximum of Log-likelihood 42.0656
DW-Statistic       2.2509
*****

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

*****
u = .3998*u(-1) + -.4722*u(-2) + v
   ( 1.8437)      (-2.1087)
T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
*****

```

Ordinary Least Squares Estimation

```

* ****
* Dependent variable is LWMED
* 144 observations used for estimation from 75M12 to 87M1
* ****
*
* Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
* C                  -2.5281                .3780                   -6.6874
* LWINSTN           .9846                  .0027284               360.8192
* LTPO              .4831                  .0831                   5.8114
* LASPD             .2193                  .0515                   4.2598
* ****
* R-Squared          .9994                  F-statistic F( 3,140)   76809.5
* R-Bar-Squared     .9994                  S.E. of Regression     .0677
* Residual Sum of Squares .6409                Mean of Dependent Variable 6.5106
* S.D. of Dependent Variable 2.7168                Maximum of Log-likelihood 185.5327
* W-statistic       .4431
* ****

```

Cochrane-Orcutt Method AR(1) Converged after 3 iterations

```

*****
Dependent variable is LWMED
144 observations used for estimation from 75M12 to 87M11
*****

```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
C	-2.3794	1.3298	-1.7892
LWINSTN	.9811	.0103	95.1687
LTPD	.3804	.2898	1.3127
LASPD	.4566	.1496	3.0528

```

*****
R-Squared .9998 F-statistic F( 4,138) 138015.7
Adjusted R-Squared .9997 S.E. of Regression .0434
Residual Sum of Squares .2605 Mean of Dependent Variable 6.5106
S.D. of Dependent Variable 2.7168 Maximum of Log-likelihood 248.1206
W-statistic 1.9303
*****

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

*****
u = .8362*u(-1) + v
( .15.3685)
T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
*****

```

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
dependent variable is LWMED
7 observations used for estimation from 75M12 to 79M12
*****
Repressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                   -.4181                   2.1300                   -.1963
LWINSTN             1.0401                   .0493                   21.1077
LTPD                -.0527                   .5291                   -.0996
LASPD               .3175                    .3306                    .9604
* *****
R-Squared           .9963                    F-statistic F( 3, 45)    4044.5
n-Bar-Squared      .9961                    S.E. of Regression       .0311
Residual Sum of Squares .0434                    Mean of Dependent Variable 3.6860
C.D. of Dependent Variable .4949                    Maximum of Log-likelihood 102.6579
DW-statistic       1.1295
* *****

```

55-11

Cochrane-Orcutt Method AR(1) Converged after 4 iterations

```

* ****
Dependent variable is LWMED
49 observations used for estimation from 75M12 to 79M12
* ****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                   .6365                   3.9215                   .1623
LWINSTN             1.0756                   .0745                   14.4466
LTPD                -.3620                   .9200                   -.3935
LASPD              -.4788                   .4963                   .9648
* ****
R-Squared           .9969          F-statistic F( 4, 43)          3440.7
R-Bar-Squared      .9966          S.E. of Regression          .0284
Residual Sum of Squares .0346          Mean of Dependent Variable          3.6860
S.D. of Dependent Variable .4949          Maximum of Log-likelihood          105.5306
DW-statistic       1.7231
* ****

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

* ****
U = .4411*U(- 1)+V
   ( 3.1010)
t-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
* ****

```

Ordinary Least Squares Estimation

```

* ****
Dependent variable is  LWMED
/4 observations used for estimation from 80M1  to 86M2#
* ****
Repressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio
C              .1632              .4038              .4043
LWINSTN       .2666              .0053984          49.614
LTPO          -.0185              .0871             -1.2127
LASPD         .0240              .0558             .4299
* ****
R-Squared      .9992      F-statistic  F( 3, 70)      31052.2
R-Bar-Squared .9992      S.E. of Regression      .0458
Residual Sum of Squares      .1466      Mean of Dependent Variable      7.1036
S.D. of Dependent Variable    1.6356      Maximum of Log-likelihood      125.2803
W-statistic    1.3122
* ****

```

Cochrane-Orcutt Method AR(1) Converged after 2 iterations

```

*****
Dependent variable is LWMED
.4 observations used for estimation from B0M1 to B6M2H
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                  .0836                  .5682                   .1471
LWINSTN           .9688                  .0077174               125.5294
LTPO              -.0019290             .1225                   -.0158
LASPD             .0161                  .0800                   .2006
*****
R-Squared          .9993                  F-statistic F(4, 68)   2474.1
R-Bar-Squared     .9993                  S.E. of Regression     .0437
Residual Sum of Squares .1298                Mean of Dependent Variable 7.1036
S.D. of Dependent Variable 1.6356              Maximum of Log-likelihood 127.5390
DW-statistic      1.7527
*****

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

*****
"= .3358*U(-1)+V
( 2.8728)
-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
*****

```

Ordinary Least Squares Estimation

```

* *****
* Dependent variable is LWMED
* 21 observations used for estimation from 86M3 to 87M11
* *****
*
* Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
*
* C                   -13.5199                2.1802                 -6.2013
* LWINSTN              .8947                   .0981                  9.1232
* _TPD                 2.7016                  .5155                  5.2407
* _LASPD               1.2025                   .3015                  3.9879
* *****
* R-Squared            .9955                    F-statistic F( 3, 17)   1241.4
* Adjusted R-Squared  .9947                    S.E. of Regression      .0403
* Residual Sum of Squares .0275                    Mean of Dependent Variable 11.0114
* S.D. of Dependent Variable .5506                    Maximum of Log-likelihood 39.8844
* W-statistic         1.2369
* *****

```


Cochrane-Orcutt Method AK(1) Converged after 5 iterations

```

*.....*
Dependent variable is LWMED
21 observations used for estimation from 86M3 to 87M11
*.....*
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                  -12.1911              4.3887                  -2.7778
LWINSTN           .9383                 .1313                   7.1485
LTPD              2.3536                .9936                   2.3687
LWASPD            1.0935                .3995                   2.7374
*.....*
R-Squared          .9957                 F-statistic F( 4, 15)   876.3754
Adjusted R-Squared .9946                 S.E. of Regression      .6404
Residual Sum of Squares .0245                 Mean of Dependent Variable 11.0114
S.D. of Dependent Variable .5506                 Maximum of Log-likelihood 38.6666
W-statistic       1.4511
*.....*

```

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

*.....*
= .4152*U(- 1)+U
( 1.4776)
T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
*.....*

```

Cochrane-Orcutt Method AR(2) Converged after 3 iterations

```

* *****
Dependent variable is  LWMED
21 observations used for estimation from 86M3 to 87M11
* *****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio
C                   -16.4933                3.4785                  -4.7415
  _WINSTN           .8262                  .1267                   6.5213
  LTPO              3.4030                 .8180                   4.1601
  LASPD            1.4716                 .4028                   3.6532
* *****
R-Squared           .9964      F-statistic  F( 5, 13)      718.0875
R-Bar-Squared      .9950      S.E. of Regression          .0388
Residual Sum of Squares .0196      Mean of Dependent Variable  11.0114
  D. of Dependent Variable .5506      Maximum of Log-likelihood   38.3700
DW-statistic       2.0100
* *****

```

55-R

Parameters of the Autoregressive Error Specification

```

* *****
**= .4805*U(- 1)+      -.3860*U(- 2)+U
   ( 1.6866)          ( -1.3240)
.-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets
* *****

```

período a outro. Entretanto, em nenhum momento ele se torna significativamente diferente da unidade. Porém, existem diferenças importantes entre os três sub-períodos analisados.

No primeiro sub-período, 1976/1980, apenas o coeficiente do salário institucional é significativo. Este é o período no qual este coeficiente adquire o maior valor. O coeficiente do grau de insatisfação dos trabalhadores tem o sinal correto (positivo). Para ambas as equações, porém é significativamente diferente de zero a 5% de confiança apenas no caso de se utilizar ASPRED como proxy de grau de insatisfação. Com a variável ASPID, ele passa a não-significativo. Por outro lado, o coeficiente do total de pessoal ocupado (TPO) além de não significativamente diferente de zero, tem o sinal oposto ao esperado.

Os resultados para este sub-período sugerem que o grau de insatisfação dos trabalhadores começava a ser um componente importante do processo de formação dos salários nominais no final dos anos setenta.

O sub-período seguinte apresenta um comportamento diferente. O coeficiente do salário institucional cai, em relação ao do sub-período anterior, enquanto os coeficientes de TPO e do grau de insatisfação dos trabalhadores passa a ser zero, nas duas equações estimadas. Neste sub-período, o salário institucional é o único componente na formação da taxa de variação do salário nominal. Este resultado confirma a análise da seção anterior indicando que em períodos de recessão e redução do nível de emprego, a política salarial funciona como um piso para a taxa de variação dos salários nominais.

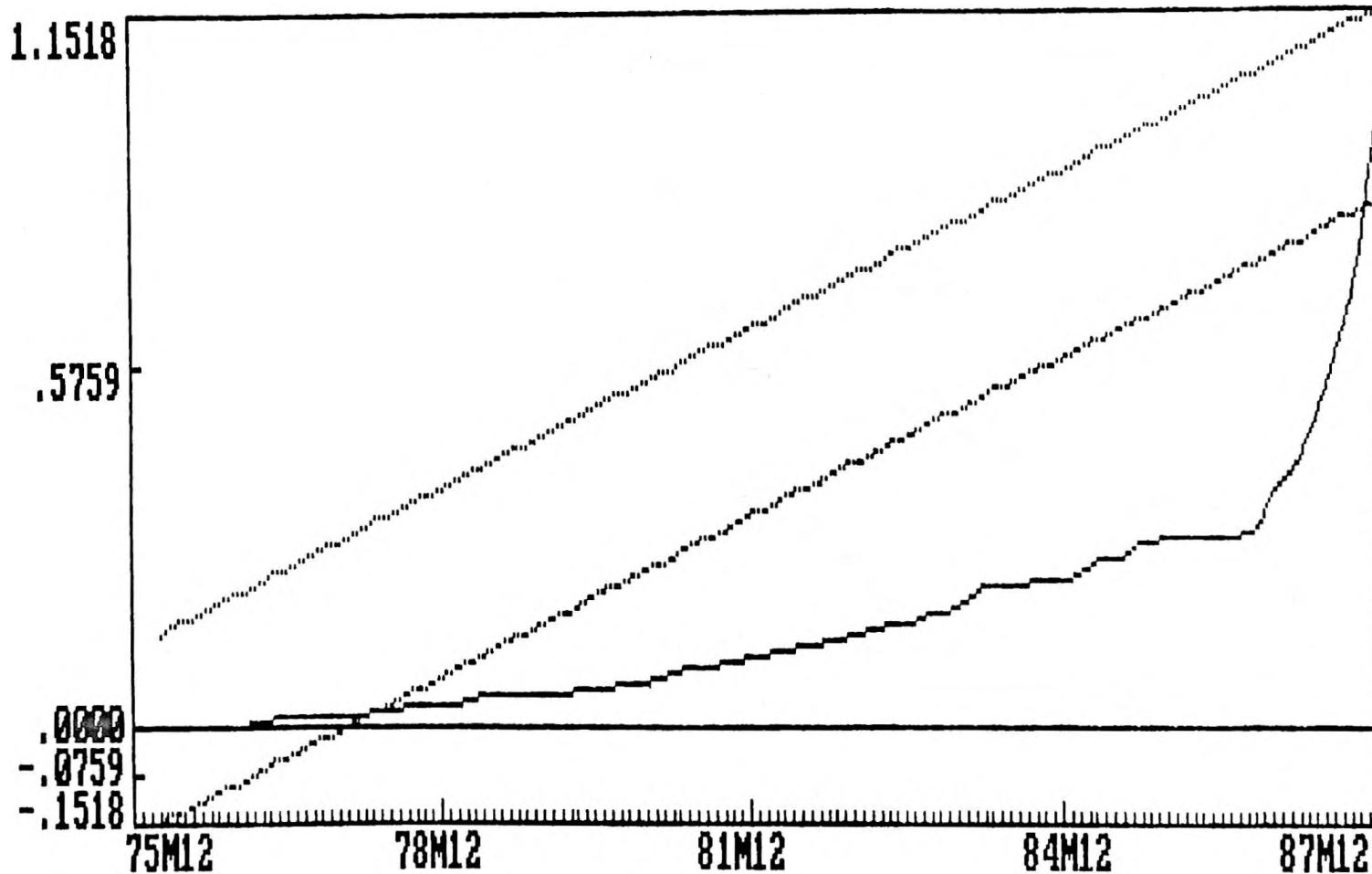
O sub-período seguinte (1986/1987) é o que apresenta mudanças mais importantes em relação aos outros dois. Tanto o nível de emprego quanto o grau de insatisfação dos trabalhadores passam a desempenhar um papel importante no processo de formação dos salários nominais. Os coeficientes destas duas variáveis são significativamente diferentes de zero nas duas equações estimadas. Ou seja, a partir de 1986 ocorre uma mudança de regime no processo de formação dos salários nominais na indústria. Por outro lado, o valor unitário do coeficiente do salário institucional indica que a política salarial continuou sendo um importante fator de indexação dos salários. Concomitantemente, o comportamento dos sindicatos se transformou em uma importante variável neste processo.

Para verificar se as mudanças ocorridas nos coeficientes das variáveis explicativas são estatisticamente significativas, utilizamos o teste CUSUMSQ (soma cumulativa dos quadrados dos resíduos, tomados recursivamente), desenvolvido em R.L.Brown e J.Durbin (1968). Os resultados deste teste são apresentados nas figuras 5 e 6, para as duas equações estimadas. Como pode ser observado, em ambos os casos, os coeficientes das equações não são constantes, para o nível de significância de 5%. Ou seja, ocorreram mudanças significativas nos valores dos coeficientes ao longo do período. Estimamos então os valores destes coeficientes em cada mês do período, utilizando o método iterativo (ver R.L.Brown et al, 1975). As figuras 7 e 8 mostram a evolução das

constantes e dos coeficientes das variáveis $\ln \text{inst}$, TFO, ASPRED (figura 7) e ASPD (figura 8).

Em ambas as equações, ocorre uma queda do coeficiente do salário institucional (DWI e BWI1) ao longo da década de setenta estabilizando seu valor em torno de um a partir de 1981. Os coeficientes de TFO (BTFO e BTFO1) variam em torno de zero até 1981, tem um ligeiro crescimento deste ano ate 1985, quando então passa a crescer acentuadamente. Finalmente, os coeficientes do nível de insatisfação dos trabalhadores (BASPRED e BASP1), apesar de apresentarem comportamentos similares no que toca a suas tendências, mostra diferenças importantes em seus valores ao longo do período. Em ambas as equações estes coeficientes caem até o início dos anos oitenta e estabilizam até 1984. No caso de ASPRED, esta estabilização se dá em torno de 1 e o coeficiente volta a cair em 1984 quando adquire valor zero, enquanto para a equação com ASPD o valor zero é atingido já no início da década. A partir de 1986, ocorre um crescimento em ambos os coeficientes, um resultado que convalida as estimações com mínimos quadrados ordinários.

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

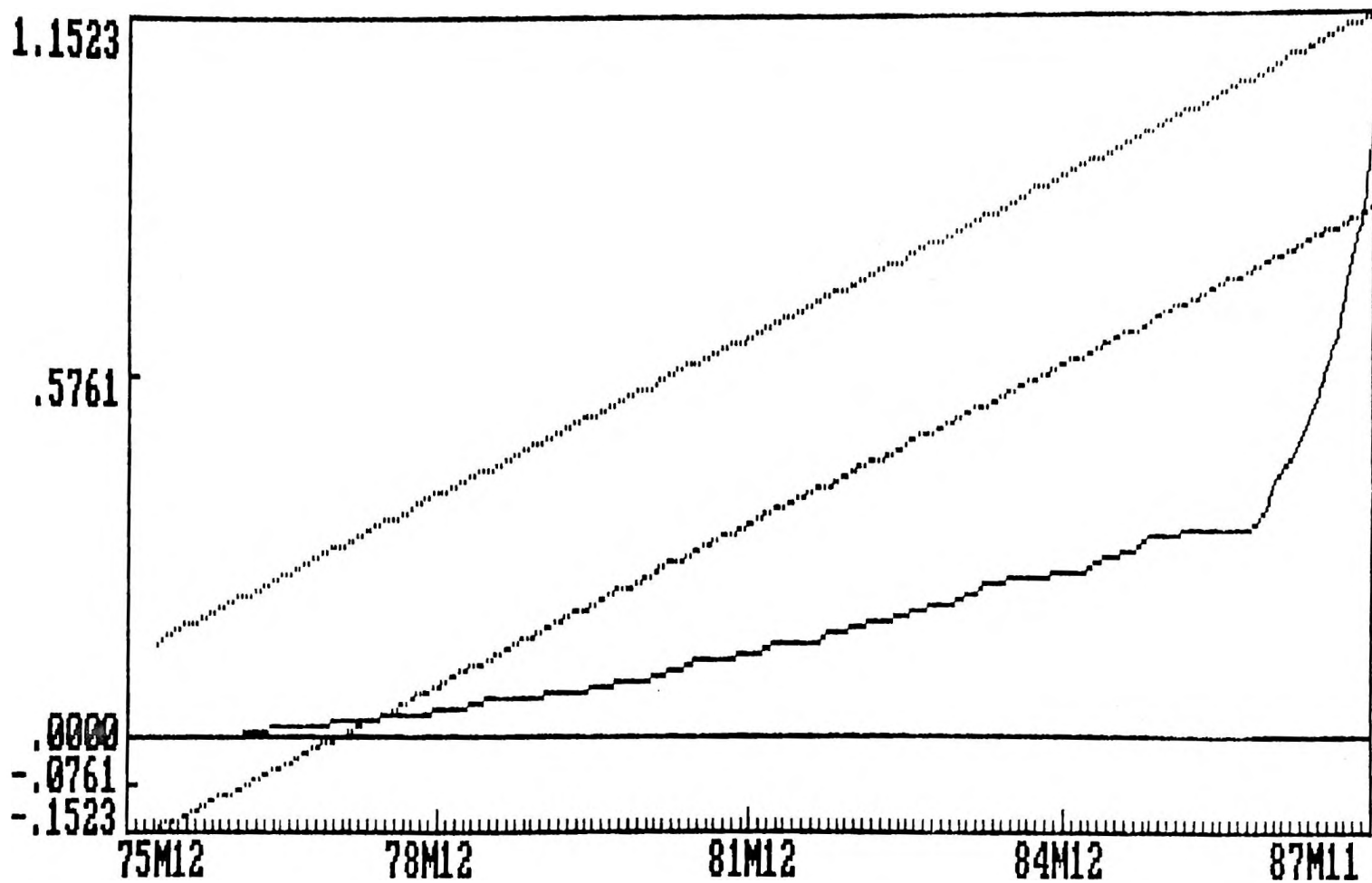


The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

ASPRED

FIGURA 5

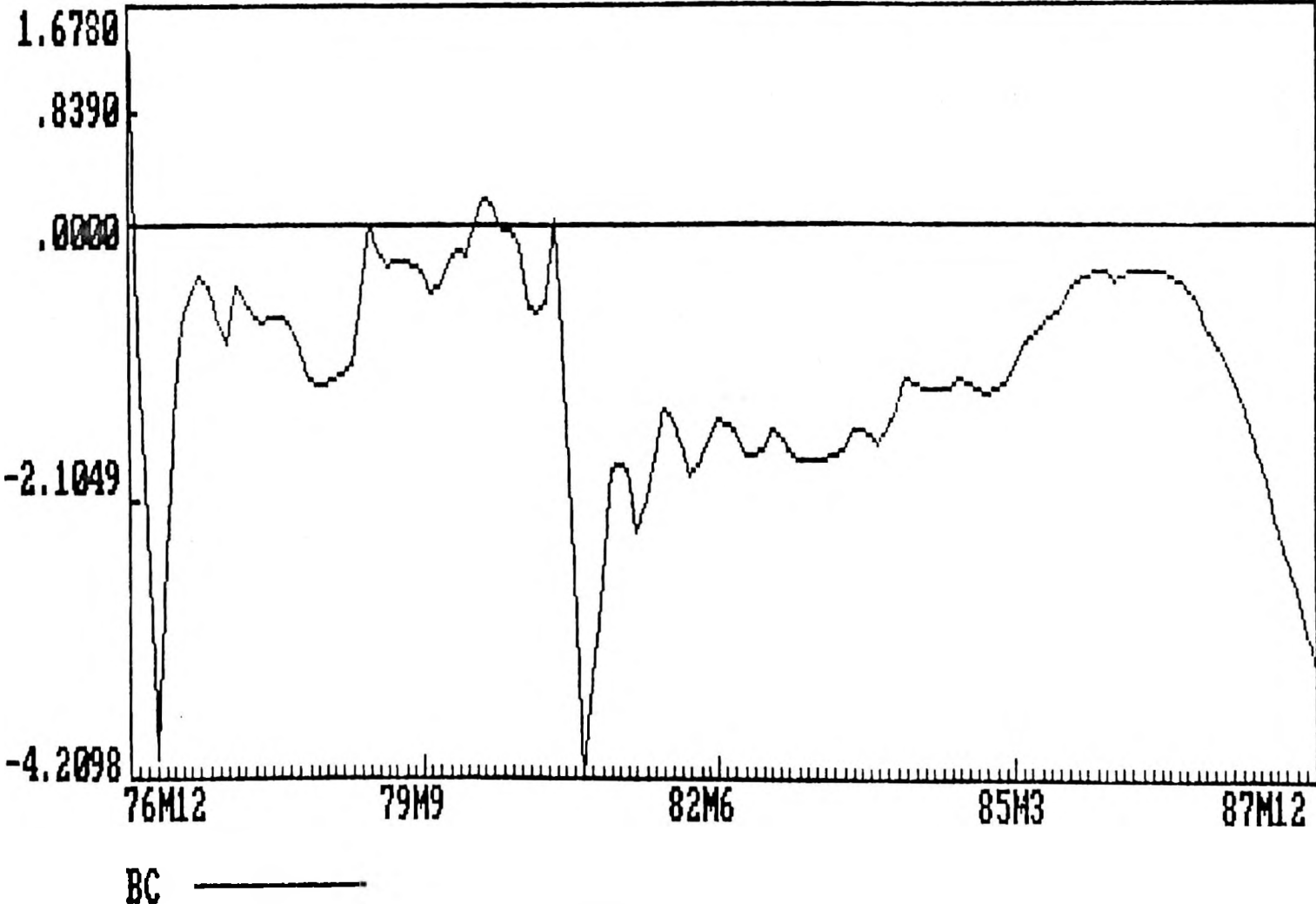
Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

ASPD

FIGURA 6



PNPE 36/90

FIGURA 7

58-C

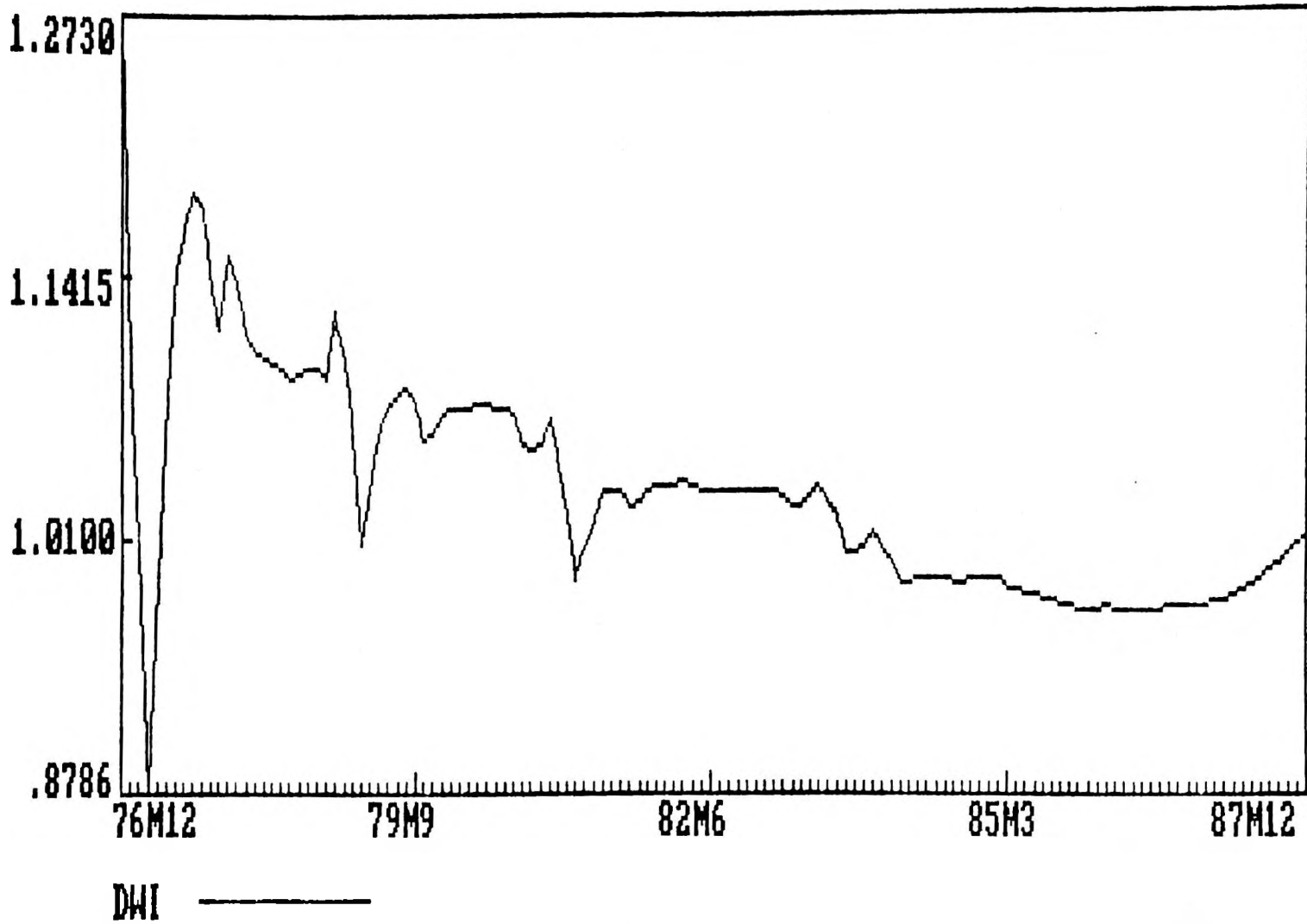


FIGURA 7

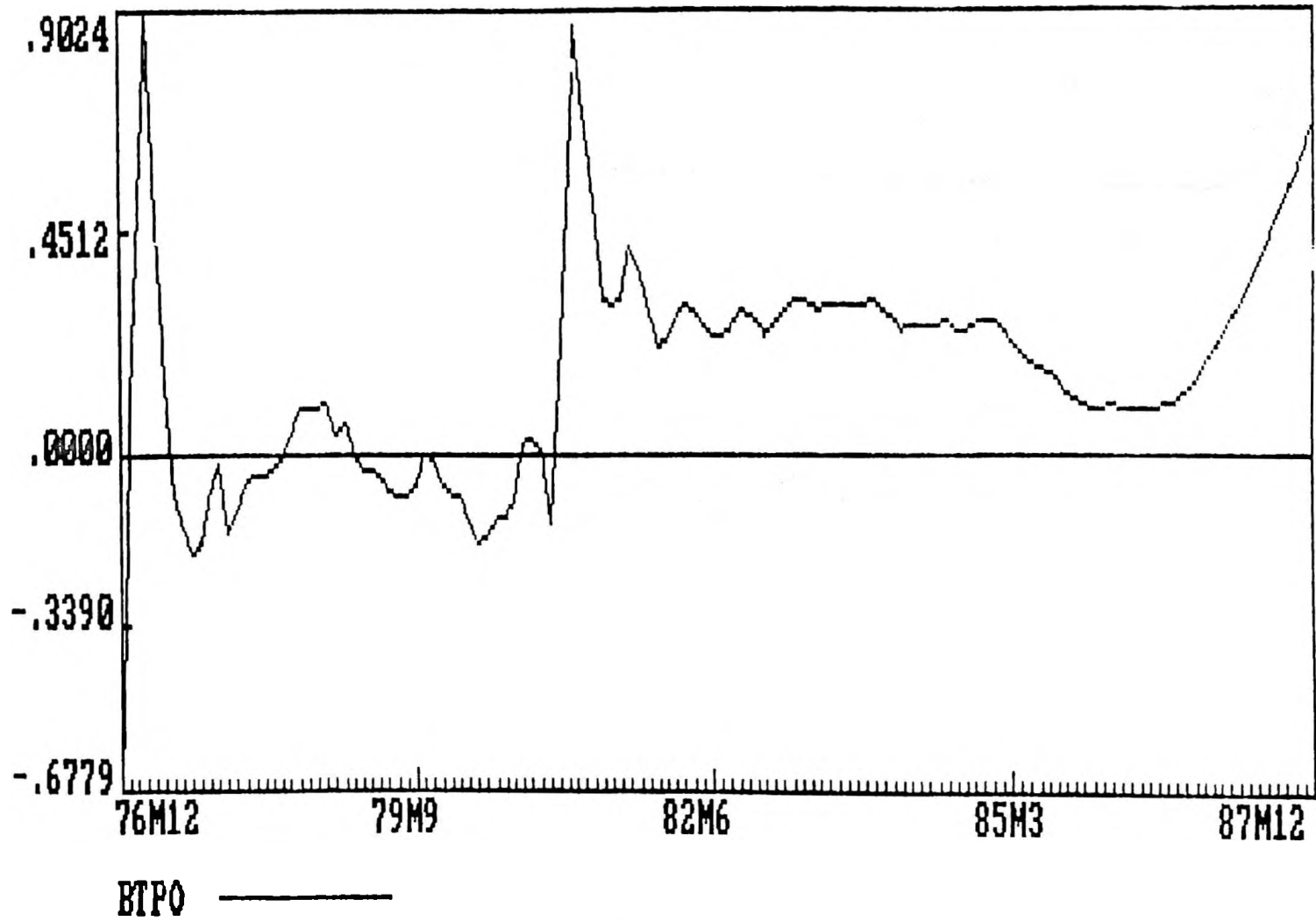


FIGURA 7

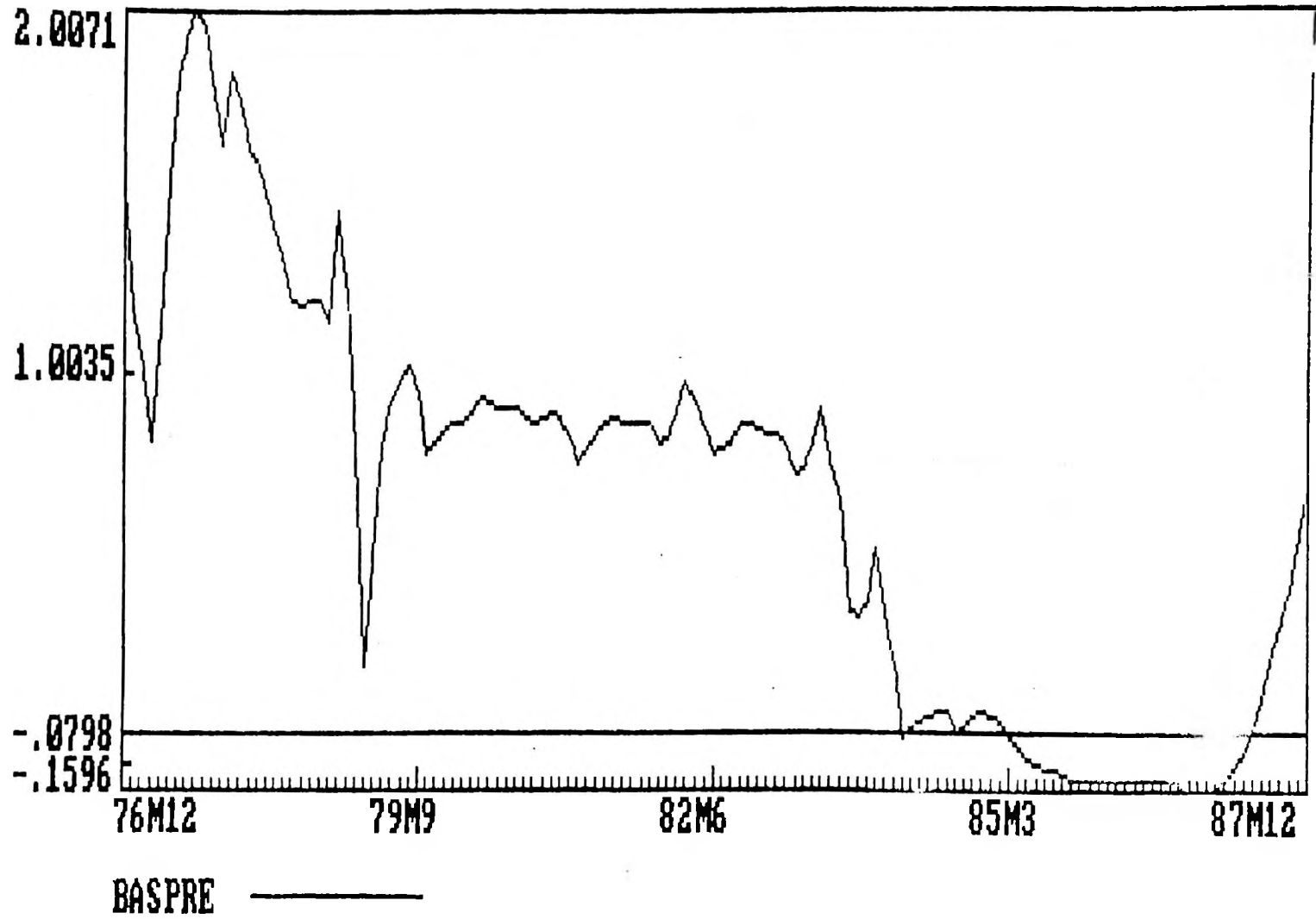
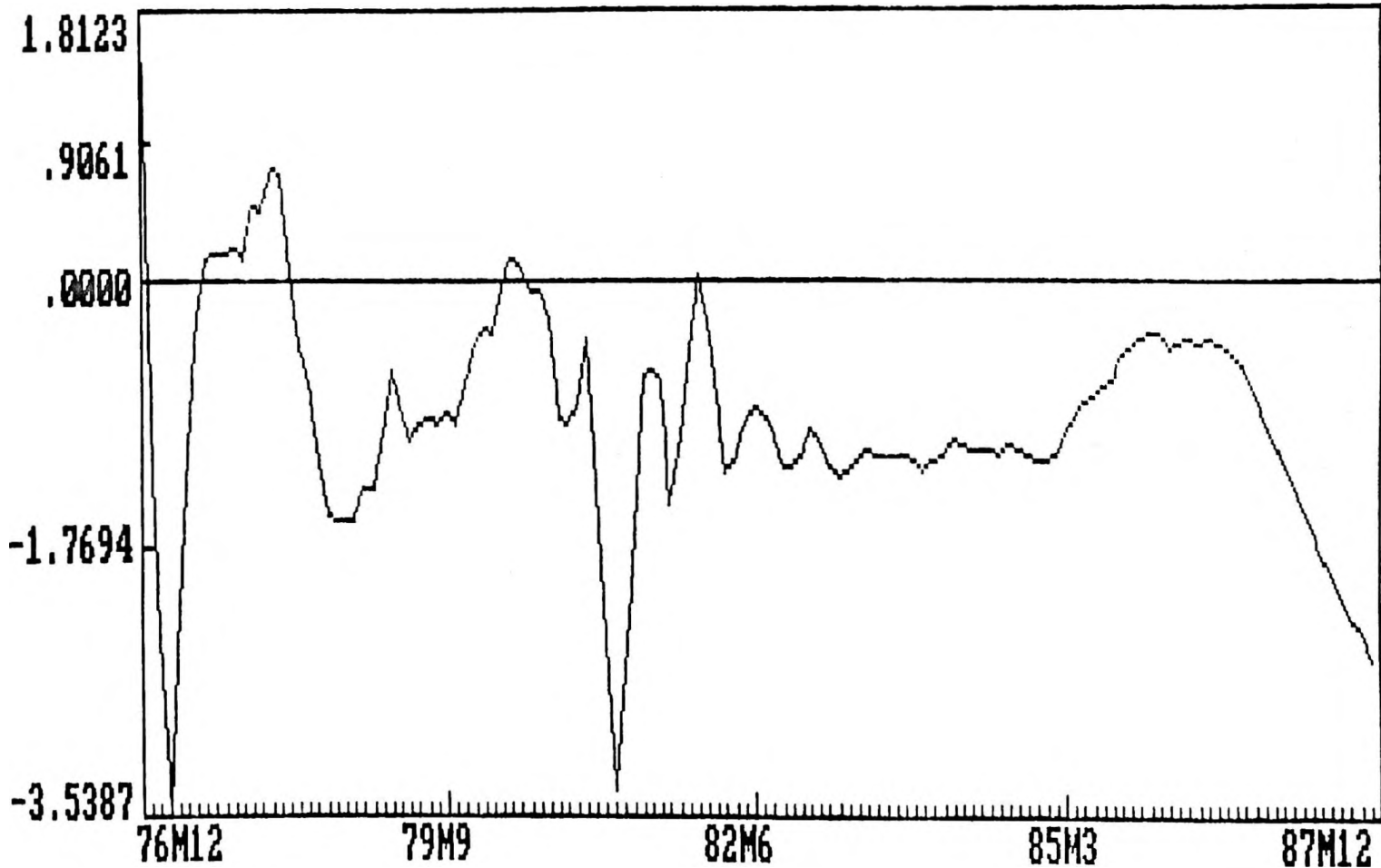


FIGURA 7



BC1 —————

FIGURA 8

PNPE 36/90

58-G

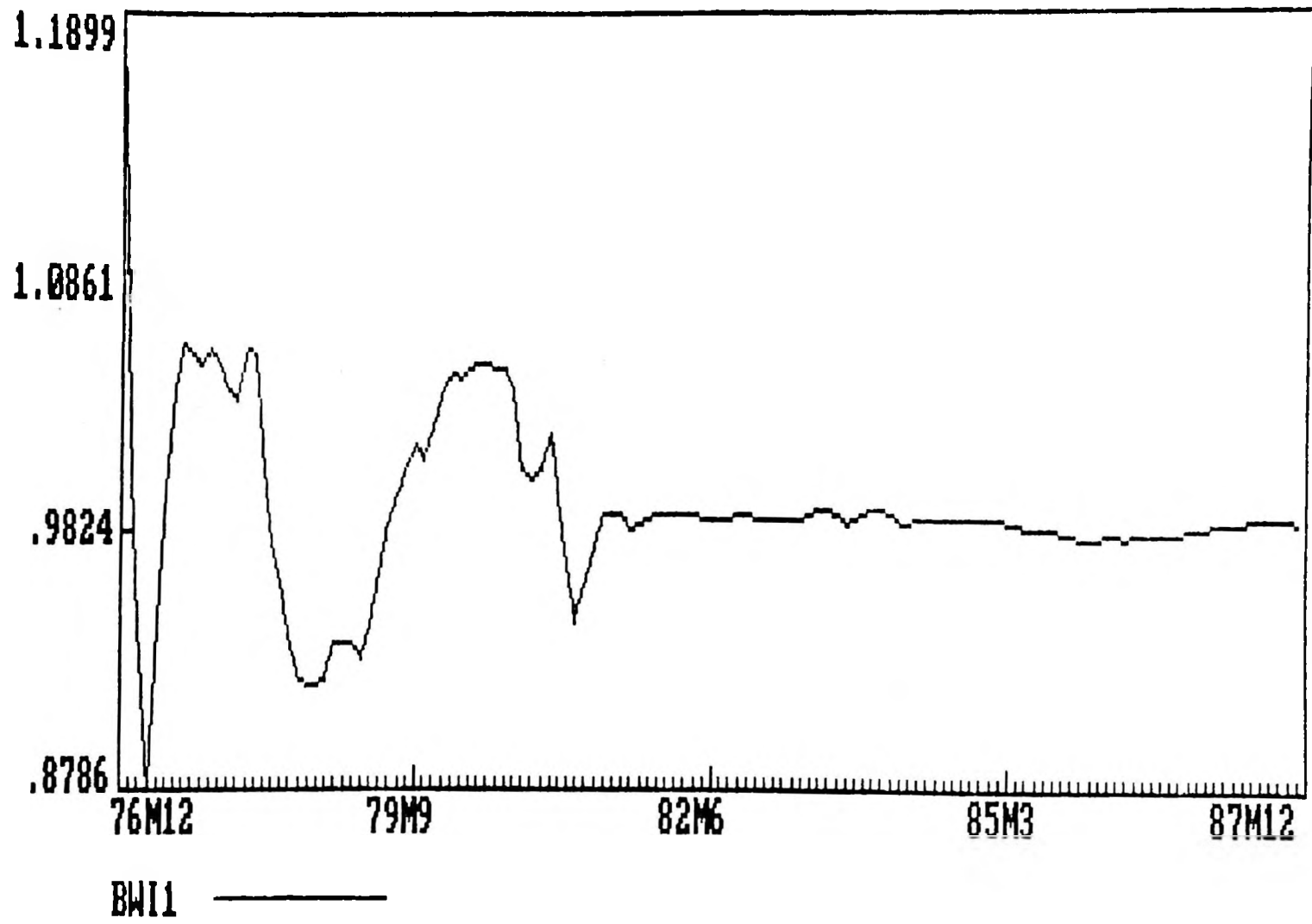


FIGURA 8

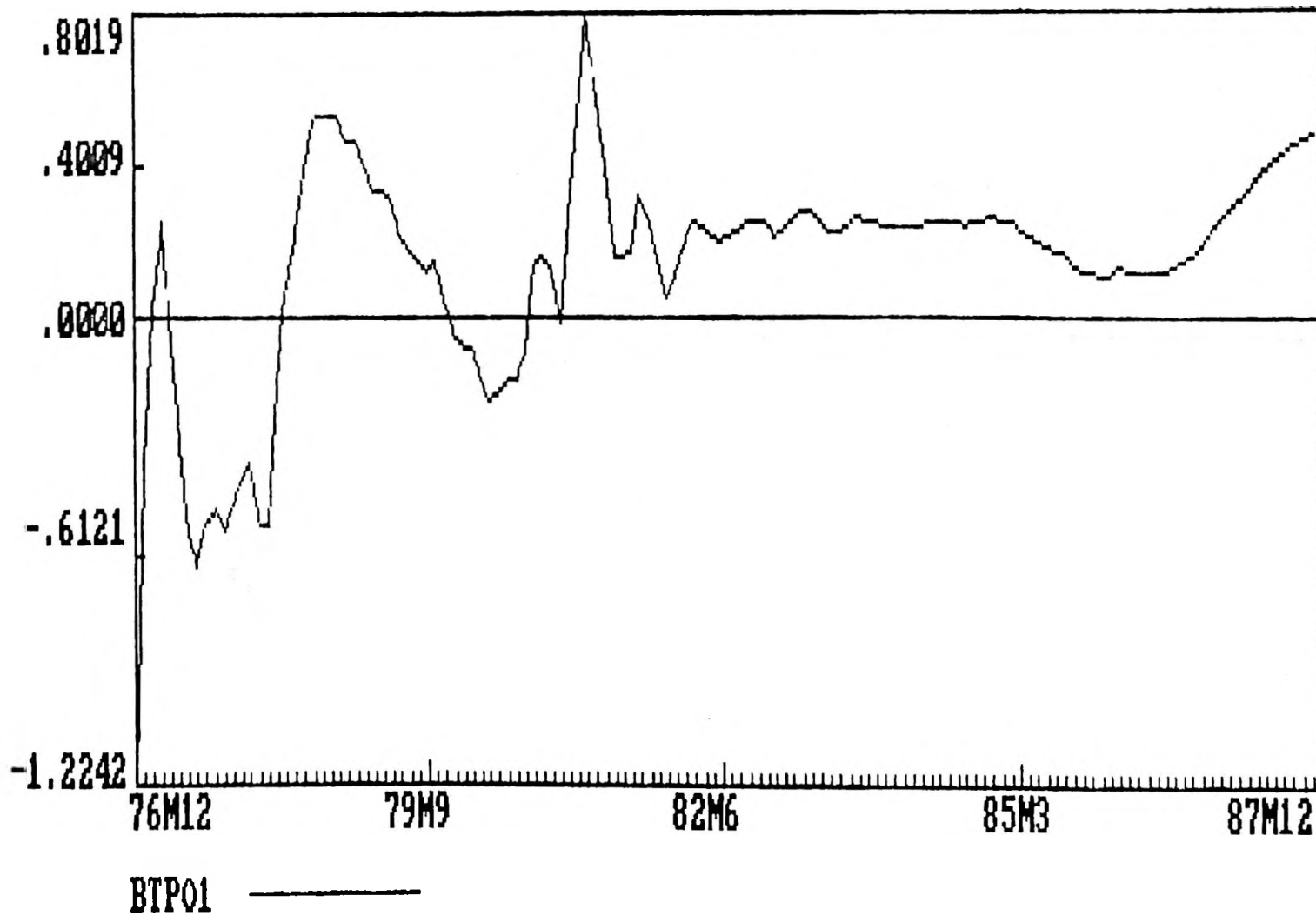


FIGURA 8

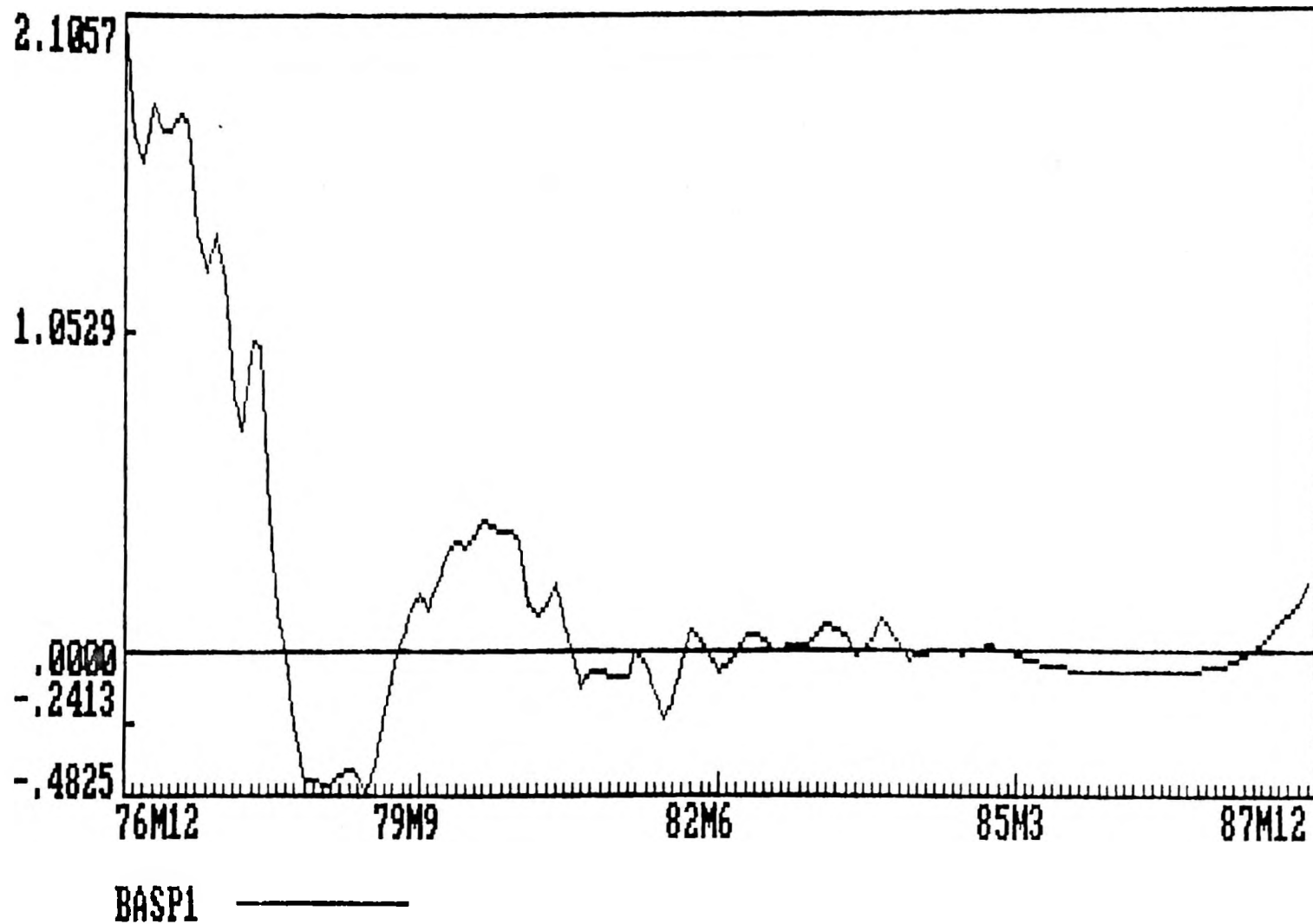


FIGURA 8

6. Conclusões

Este trabalho apresentou uma análise do processo de formação dos salários nominais na indústria, a partir dos dados das empresas da FIESP. Esta análise foi realizada tomando-se por base um arcabouço teórico no qual a determinação destes salários depende da política salarial e de variáveis que afetam o grau de mobilização dos trabalhadores.

Mostramos que ao longo do período 1976/1987, este processo pode ser dividido em três sub-períodos, 1976/1979, 1980/1985 e 1986/1987. No primeiro sub-período, além da política salarial, a insatisfação dos trabalhadores com o salário real que estavam recebendo foi um fator importante na determinação do salário nominal. No segundo, apenas a política salarial teve um papel relevante, constituindo-se em um piso da taxa de variação dos salários nominais, enquanto no terceiro sub-período, ao mesmo tempo em que esta política continuou tendo importância como indexador dos salários, outras variáveis (as condições do mercado de trabalho e o grau de insatisfação dos trabalhadores com seus salários reais) passaram a ter um papel relevante na formação dos salários nominais.

Os resultados sugerem que o poder de coordenação da política salarial no processo de determinação dos salários se reduziu a partir de 1986. Os salários nominais deixaram de se pautar pelas taxas de reajustes estipuladas pela política

salarial, passando a seguir o comportamento da taxa de inflação. Vários fatores foram apontados como responsáveis por este resultado, sendo os mais importantes a tendência à centralização da estrutura da organização sindical, combinada à tendência à descentralização do processo de negociações coletivas. Estes dois fatores, ao mesmo tempo em que aumenta o poder de mobilização dos sindicatos a nível agregado, reduz a capacidade de uma política centralmente gerenciada (e, no caso brasileiro, sem estrutura negocial desenvolvida) de servir de parâmetro para o processo de formação dos salários.

Os resultados obtidos nesta pesquisa indicam que o crescimento da economia e o aumento do nível de emprego, sem corresponde melhoria dos salários reais dos trabalhadores, tende a gerar um aumento do conflito distributivo e indexação dos salários nominais à taxa de inflação. Por outro lado, a redução dos prazos de indexação, tanto por mudanças na política salarial quanto pelas próprias empresas individualmente, que tem sido as formas encontradas pelo governo e pelas empresas para reduzir o grau de conflito, tende a gerar um aumento da taxa de inflação.

Nestas condições, a diminuição do nível de indexação salarial, uma condição necessária mas não suficiente para a redução da taxas de inflação, se torna extremamente difícil. Por um lado, a possibilidade de se utilizar previsões da inflação futura como parte dos mecanismos de política salarial foi inviabilizada pelo uso deste tipo de política para reduzir os salários reais e a taxa de inflação logo após o golpe militar de

1964. Por outro, a recessão do início dos anos oitenta, apesar de sua profundidade, foi incapaz de gerar resultados importantes em termos destes objetivos. Os salários nominais passaram a crescer a taxas similares àquelas estipuladas pela política salarial e esta pouco conseguiu fazer no que toca à desindexação. Dado os elevados níveis de pobreza hoje existentes no país, estratégias profundamente recessivas tendem a ser evitadas pelos governos, por trazerem custos políticos elevados a seus propositores (e menos que a opção seja a possibilidade de hiperinflação).

Estas considerações nos levam a conclusão de que as organizações sindicais hoje existente no Brasil, devido a legitimidade por elas adquirido junto aos trabalhadores, são suficientemente fortes para fazer fracassar as tentativas clássicas de política de estabilização e retomada de crescimento, mas não suficientemente fortes para impor suas próprias estratégias de política econômica. Um impasse comum em sociedades democráticas, gerado em grande parte pelo aumento do poder das organizações sindicais e, no caso do Brasil, pela total inadequação do aparato institucional que rege as relações entre capital e trabalho no país. A saída deste impasse em outros países exigiu reformas nestas instituições, que valorizem o processo de negociações coletivas, a divisão deste processo em diferentes níveis, dependendo do tema que se está negociando o que permitiu um grau mais elevado de coordenação dos processos de formação dos salários e dos preços.

Neste apêndice descrevemos a metodologia de construção da variável de política salarial. Esta descrição será realizada em duas etapas:

1a. Identificação dos principais componentes da política salarial do período em questão e cálculos dos reajustes salariais fixados mensalmente pelo governo;

2a. Transformação destes reajustes em índices que representem efetivamente a variação no salário médio da economia se não houvesse nenhum outro fator relevante para a sua determinação.

Este modo de calcular o salário institucional foi proposto inicialmente por Gonzaga (1988). De fato, seguiremos bem de perto esta metodologia.

1) Período 1966/1979

A política salarial deste período pretendia recompor o poder de compra médio dos 24 meses anteriores à data de dissídio do trabalhador. Com isso a fórmula para os reajustes salariais tinha os seguintes componentes¹¹:

1o. 24 índices de atualização monetária dos salários nominais pagos nos 2 anos anteriores à data de reajuste;

2o. Índice de produtividade;

3o. Resíduo inflacionário para os 12 meses que separam dois dissídios coletivos;

¹¹ Ver esta fórmula no texto principal deste trabalho.

4o Coeficiente de correção do resíduo inflacionário instituído a partir de junho de 1968.

Utilizando os dados publicados em DIEESE (1975), Gonzaga (1988) calcula os reajustes salariais fixados pelo governo para cada mês do ano^{1º}.

Em novembro de 1974 o Poder Executivo decretou uma lei reduzindo de 24 para 12 meses o período de referência para a manutenção do poder de compra médio do salário. Adicionalmente, introduziu o coeficiente de incremento de produtividade de forma multiplicativa. Em IFEA (1986) encontramos uma relação completa dos fatores mensais de reajuste salarial fixados pelo governo ao longo deste período.

Para o cálculo do índice de salário institucional deve-se achar o quanto destes reajustes implicaria em aumento efetivo do salário médio se as demais variáveis relevantes para a sua determinação permanecessem constantes.

^{1º}O percentual mensal de reajuste salarial fixado pelo governo para o período 1966/1988 está exposto na Tabela 5.

TABELA 1

DISTRIBUICAO DA CLASSE
TRABALHADORA NO MESES DE

DISSIDIO (em %)		
jan	13,3	Para isso devemos multiplicar os índices de reajuste oficiais pela participação do total de trabalhadores com dissídio coletivo em um determinado mês no total de empregados da economia. Estes dados foram calculados pela Secretaria de Emprego e Salários do Ministério do Trabalho e estão apresentados na Tabela 1 ao lado.
fev	3,8	
mar	9,0	
abr	4,6	
mai	15,4	
jun	5,4	
jul	5,7	
ago	4,3	
set	9,1	
out	12,7	
nov	13,8	
dez	2,9	

II) Nov. de 1979 a fev. de 1986

Em novembro de 1979 o governo institui uma nova política salarial diminuindo a periodicidade dos reajustes de anual para semestral, criando reajustes diferenciados para cada faixa salarial (é o chamado "efeito-cascata") e mudando o indexador dos salários para o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor).

O mês de novembro deveria ser visto como um mês de transição, pois, uma mudança brusca para a nova periodicidade teria efeitos distributivos graves. Como regra de transição o Decreto-Lei no. 6708 diz o seguinte:

Art. 15. Os empregados que integram categorias profissionais cujas datas-base estejam compreendidas nos meses de novembro de 1978 a abril de 1979 terão seus salários corrigidos ... no percentual de 22%..."

" Par. 2o. Os empregados cuja data-base ocorreu no último mês de maio anterior a esta Lei terão seus salários corrigidos no mês de novembro de 1979, por percentual equivalente a variação do INPC, relativo ao semestre anterior ao mês de outubro."

" Art. 16 Os empregados ... cuja data-base ocorra no mês de novembro terão, após corrigidos na forma do artigo anterior, os salários novamente corrigidos, no percentual equivalente ao da variação do INPC [ocorrida no] semestre anterior ao mês de outubro de 1979, ..."¹³

Sendo assim a taxa de variação do salário institucional em novembro de 1979 deve ser calculada da seguinte forma:

$$w^* = [(1,2661 \times 1,22) - 1] \times 100 \times j_{\text{nov}} + 26,61 \times j_{\text{maio}} + 22,0 \times \left(\sum_{i=\text{dez}}^{\text{abr}} j_i \right)$$

onde, j_i = razão entre o número de trabalhadores com data-base no mês i e o total de emprego no ano. Estes dados estão expostos na Tabela 1;

26,61% = taxa de reajuste fixado pelo governo para os salários a serem corrigidos no mês de novembro. Calculado levando-se em consideração a variação do INPC no período março/setembro de 1979 e o grau de repasse desta inflação aos salários, determinado pelos parâmetros da lei salarial¹⁴.

¹³A íntegra dos decretos discutidos neste apêndice está publicada em Pastore & Zylberstajn (1988).

¹⁴Estes parâmetros estão expostos na Tabela 2.

TABELA 2

PARAMETROS DA POLITICA SALARIAL 1979/85

Lei	faixas salariais previstas na legislacao	faixas salariais previstas na legislacao					
		0-3	3-7	7-10	10-15	15-20	+20
Lei 6708 a...		1.1	1.0	1.0	0.8	0.8	0.8
30/10/79 b...		0.0	0.3	0.3	2.3	2.3	2.3
Lei 6886 a...		1.1	1.0	1.0	0.8	0.5	0.0
10/12/80 b...		0.0	0.3	0.3	2.3	6.8	16.8
DL 2012 a...		1.0	1.0	0.8	0.8	0.5	0.0
25/01/83 b...		0.0	0.2	1.2	1.2	5.7	15.7
DL 2024 a...		1.0	1.0	0.8	0.8	0.5	0.0
25/05/83 b...		0.0	0.0	1.4	1.4	5.9	15.9
DL 2045 a...		0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
13/07/83 b...		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
DL 2065 a...		1.0	0.8	0.6	0.6	0.5	0.0
27/10/83 b...		0.0	0.6	2.0	2.0	3.5	13.5
Lei 7238 a...		1.0	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
31/10/84 b...		0.0	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6

Fonte: Gonzaga (1988) e RAIS, vários números.

Devido a essas mudanças, a construção do percentual de reajuste médio fixado pelo governo para os salários dos trabalhadores com data-base em um determinado mês do ano se tornou bem mais complexa. Em primeiro lugar, deve-se calcular a variação semestral do INPC com dois meses de defasagem. Em segundo lugar, deve-se determinar o percentual de reajuste para cada faixa salarial, ou seja, o quanto deve subir em média o salário de um trabalhador que ganhe entre 0 e 3 salários mínimos (SM), entre 3 e 7 SM, etc. Finalmente, após esta etapa, podemos achar a taxa de reajuste oficial para os salários ponderando o percentual encontrado para cada faixa salarial pelo número relativo de trabalhadores pertencente a cada uma delas.

Para a determinação do percentual de reajuste salarial médio para cada uma das faixas salariais podemos utilizar a seguinte fórmula, desenvolvida em Lerda (1985,1986)¹⁵ :

$$r_i = (a_i + b_i/tm_i) * P$$

onde: r_i = taxa de reajuste do salário nominal médio do trabalhador localizado na faixa salarial i ;

a_i = coeficiente de correção para a parcela do salário que se encontra na faixa salarial i ;

b_i = coeficiente de ajuste determinado pelo "efeito-cascata" previsto na legislação vigente;

tm_i = nível médio de remuneração dos trabalhadores que estão na faixa salarial i ;

P = Taxa de variação semestral do INPC com defasagem de dois meses¹⁶.

O nível médio de remuneração em salários mínimos dos trabalhadores que estão na faixa i (tm_i) foi calculado utilizando-se as RAIS de 1980 a 1986. Os coeficientes b_i e a_i determinados pelas leis salariais deste período estão expostos na Tabela 2.

A partir dos dados para cada faixa salarial podemos achar o percentual de reajuste médio para os salários fazendo uma média destes dados ponderando-os pela razão entre o número de empregados

¹⁵ Ver Tabela 2.

¹⁶ Em novembro de 1985 o indexador oficial para os salários deixou de ser o INPC e passou a ser o IFCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) que levava em consideração a cesta básica de uma família com renda até 30 SM.

em cada uma destas faixas e o emprego total (h_4). Esta razão pode também ser encontrada na RAIS.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{d=4} h_i * r_i}{h_4}$$

III) Março de 1986 a Dezembro de 1988

Com a instituição do Plano Cruzado, em março de 86, o governo levou todos os salários a um valor que recompunha o salário real médio dos últimos seis meses. Em cima do valor encontrado foi dado um abono de 8% aos salários em geral e de 15% ao salário mínimo. A regra de conversão para a média exposta no Decreto-Lei 2284 era a seguinte:

a) os salários dos trabalhadores com data-base no período março/setembro de 1985 deveriam ser multiplicados mês a mês pelos fatores de atualização, expostos na Tabela 3, que vão de setembro de 1985 a fevereiro de 1986. Com estes valores atualizados calcular-se-ia uma média dos salários neste seis meses e posteriormente aplicar-se-ia o abono salarial;

b) no caso dos trabalhadores com data-base dentro do período outubro de 85/fevereiro de 86, o salário acordado em dissídio coletivo seria multiplicado pelo fator de correção do mês do acordo. Sobre este valor aplicar-se-ia o coeficiente que expressa a relação pico-média do período (0,786).

TABELA 3
Fatores de atualização
do Plano Cruzado

1985	março	3,1492
	abril	2,8945
	maio	2,7112
	junho	2,5171
	julho	2,3036
	agosto	2,0549
	setembro	1,8351
	outubro	1,6743
	novembro	1,5064
	dezembro	1,3292
1986	janeiro	1,1436
	fevereiro	1,0000

No primeiro caso deve-se levar em consideração as taxas de reajuste fixadas pela política salarial para cada categoria da classe trabalhadora em questão. Tomemos como exemplo a parcela dos trabalhadores que tem dissídio coletivo no mês de maio. Em primeiro lugar multipliquemos mês a mês o salário por ela recebido pelos fatores de atualização:

Setembro: $(w/1,86) * 1,8351$

Outubro: $(w/1,86) * 1,6743$

Novembro: $w * 1,5064$

Dezembro: $w * 1,3292$

Janeiro: $w * 1,1436$

Fevereiro: $w * 1,0000$

onde, w é o salário de fevereiro de 86

1,8625 e o reajuste oficial para os trabalhadores com data-base nos meses de maio e novembro de 1985 apresentado na Tabela 5.

Em segundo lugar achemos a média aritmética deste seis valores:

$$w_m = w * [(1,8/1,86) + (1,7/1,86) + 1,5 + 1,3 + 1,1 + 1,0] / 6 = w * [(r_1/100) + 1]$$

onde, $r_1 = 14,4 =$ reajuste para esta categoria em março de 1986 antes do abono salarial.

Para acharmos o percentual de variação do salário institucional em março de 86, deve-se ponderar cada reajuste¹⁷ pela quantidade relativa de trabalhadores em cada data-base. Além deste reajuste médio os trabalhadores que ganham até 1 salário mínimo receberam também um abono de 15% e os demais um abono de 8%. Usando os dados da RAIS para a participação relativa destes grupos no total chega-se a um abono médio de 8,6%. Aplicando este valor sobre o reajuste médio encontrado anteriormente chega-se a conclusão de que o salário institucional subiu cerca de 21% em março de 86¹⁸.

A regra fixada pelo governo para os salários durante a vigência do Plano Cruzado estipulava um mecanismo automático de reajustes quando a inflação acumulada desde o último dissídio coletivo de uma determinada categoria alcançasse 20%. O resíduo inflacionário, ou seja, o valor que exceder os 20% concedidos entram na contagem do índice que dispara o gatilho salarial. Este índice torna-se zero nas datas-base de cada categoria.

Com isso até dezembro de 1986 o índice de salário institucional permanece constante só se alterando a partir de janeiro de 1987 quando o primeiro "gatilho" salarial é "disparado". Na Tabela 4 temos a distribuição dos "disparos dos gatilhos" nos meses de janeiro a junho de 1987 pelas datas dos dissídios. Esta tabela funciona como os reajustes oficiais dados para cada categoria de trabalhadores. Para calcular o índice de

¹⁷ Ver Tabela 1.

¹⁸ É interessante observar que supondo-se que o nível de emprego tenha permanecido constante entre fevereiro e março isto equivale a dizer que a massa salarial da economia como um todo deve ter crescido à ordem de 20% em um mês.

Plano Institucional deve-se novamente ponderar os reajustes em cada mês pelos dados da Tabela 1.

TABELA 4

DISTRIBUICAO DOS GATILHOS SALARIAIS
POR MESES DO ANO E DATA-BASE DE CATEGORIAS

	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ	JAN	FEV
MAR 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ABR 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MAI 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
JUN 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
JUL 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AGO 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SET 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
OUT 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NOV 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEZ 85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
JAN 87	20	20	20	0	0	0	0	0	0	0	20	20
FEV 87	0	0	0	20	20	20	20	20	20	20	0	0
MAR 87	20	20	20	20	20	20	20	20	20	0	20	0
ABR 87	0	20	20	20	20	20	20	20	0	20	20	20
MAI 87	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
JUN 87	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
JUL 87	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20

A partir de junho de 1987 fica bem mais fácil o cálculo do índice. Com o Plano Bresser instituiu-se a Unidade de Referência de Preços (URP) como o novo indexador mensal, que equivalia à média geométrica da inflação ocorrida no trimestre anterior ao mês de reajuste. Para os meses que vão de setembro de 87 a fevereiro de 88, além da URP foi dado um resíduo inflacionário equivalente à diferença entre a inflação acumulada no período que vai do dissídio coletivo de uma determinada categoria e o mês de maio de 87, e os reajustes recebidos com os disparos do gatilho salarial neste mesmo período. Esta diferença seria repostada em seis meses. Logo a URP deste período deve-se acrescentar mensalmente um resíduo inflacionário médio (RES) calculado da seguinte forma:

$$RES_i = [(1+p)/(1+URF)]^{1/4}$$

onde, RES_i = resíduo inflacionário da categoria i .

$$RES = \sum_{i=1}^{d+m} h_i * RES_i$$

onde, RES = resíduo inflacionário médio.

Para o restante do período o salário institucional cresce de acordo com a URF.

TABELA 5
REAJUSTE OFICIAL

	jan	fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez
1966	46.14	43.95	27.27	27.27	27.27	27.27	27.27	20.48	19.17	19.61	19.75	20.78
1967	18.76	19.15	24.74	24.45	24.34	25.85	23.43	29.39	28.31	26.87	25.14	22.93
1968	22.91	23.30	19.91	19.84	19.96	19.49	22.15	20.63	20.63	20.71	21.73	22.08
1969	21.12	21.67	22.75	23.12	22.93	22.47	21.50	24.36	24.83	25.20	25.52	26.20
1970	25.78	24.50	23.60	24.05	23.20	22.78	23.27	22.90	23.94	23.67	22.70	21.58
1971	20.99	22.35	22.40	22.49	22.35	22.60	22.79	23.72	22.38	21.92	22.13	22.44
1972	22.48	21.59	21.46	22.47	22.64	21.83	21.06	19.07	19.21	19.97	19.82	19.17
1973	18.46	18.58	18.17	16.86	16.40	16.49	17.82	18.18	18.45	18.30	16.94	16.59
1974	16.36	16.16	16.18	18.00	22.67	24.74	24.45	28.64	29.27	31.15	32.45	33.45
1975	43.00	44.00	44.00	42.00	38.00	37.00	35.00	34.00	36.00	37.00	37.00	37.00
1976	36.00	36.00	40.00	42.00	43.00	44.00	43.00	43.00	43.00	43.00	42.00	41.00
1977	41.00	41.00	49.00	40.00	40.00	40.00	40.00	40.00	40.00	40.00	40.00	40.00
1978	40.00	39.00	39.00	39.00	39.00	38.00	39.00	41.00	42.00	43.00	43.00	43.00
1979	43.00	44.00	44.00	44.00	44.00	44.00	44.00	44.00	46.00	50.00	26.61	29.16
1980	34.33	40.01	42.29	41.25	38.98	38.26	38.05	35.46	34.64	35.46	37.12	40.74
1981	42.67	44.95	45.74	46.74	45.84	43.86	42.37	38.60	37.80	40.09	40.58	38.70
1982	36.24	37.03	39.19	38.70	38.56	39.59	40.67	44.51	43.13	42.54	41.16	39.86
1983	37.48	33.14	38.17	38.90	43.37	48.87	50.81	44.48	46.48	49.92	54.92	61.77
1984	63.99	64.42	60.65	59.80	59.97	56.63	58.52	60.74	63.14	66.74	65.50	66.78
1985	68.90	71.01	78.50	83.05	86.25	83.34	77.82	74.04	66.19	69.78	68.13	67.16
1986	77.46	86.61	24.75	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1987	9.22	10.78	18.66	15.44	20.00	20.00	20.00	0.00	8.14	8.14	8.14	12.79
1988	12.79	12.79	16.19	16.19	16.19	17.68	17.68	17.68	21.39	21.39	21.39	26.05

Fonte: veja texto.

TABELA 6
SALARIO INSTITUCIONAL

	jan	fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez
1966	1.63	1.66	1.70	1.72	1.79	1.82	1.85	1.86	1.90	1.94	2.00	2.01
1967	2.06	2.07	2.12	2.14	2.23	2.26	2.29	2.32	2.37	2.46	2.54	2.56
1968	2.64	2.66	2.71	2.73	2.82	2.85	2.88	2.91	2.96	3.04	3.13	3.15
1969	3.24	3.27	3.33	3.37	3.49	3.53	3.57	3.61	3.69	3.81	3.94	3.97
1970	4.11	4.15	4.24	4.28	4.44	4.49	4.55	4.59	4.69	4.84	4.99	5.02
1971	5.16	5.26	5.31	5.36	5.55	5.61	5.69	5.75	5.86	6.03	6.21	6.25
1972	6.44	6.49	6.62	6.68	6.92	7.00	7.08	7.14	7.27	7.45	7.65	7.70
1973	7.88	7.94	8.07	8.13	8.34	8.41	8.50	8.56	8.71	8.91	9.12	9.16
1974	9.36	9.42	9.56	9.64	9.97	10.11	10.25	10.37	10.65	11.07	11.57	11.68
1975	12.3	12.6	13.0	13.3	14.1	14.4	14.6	14.9	15.3	16.1	16.5	17.1
1976	17.9	18.1	18.8	19.1	20.4	20.9	21.4	21.8	22.7	23.9	25.3	25.6
1977	27.6	27.4	28.6	29.1	30.9	31.6	32.3	32.9	34.1	35.8	37.8	38.2
1978	40.3	40.9	42.3	43.0	45.6	46.6	47.6	48.4	50.3	53.0	56.2	56.9
1979	60.1	61.1	63.6	64.9	69.2	70.9	72.7	74.6	77.1	82.0	87.6	88.0
1980	106.5	110.0	118.4	126.8	141.3	145.8	156.3	160.8	170.9	181.4	201.0	207.0
1981	224.7	232.8	252.1	272.5	309.0	320.2	346.0	356.8	381.2	407.7	456.0	476.6
1982	503	518	555	592	659	680	733	759	818	879	984	1017
1983	1089	1119	1196	1276	1438	1496	1641	1700	1843	2002	2323	2442
1984	2739	2882	3198	3529	4147	4342	4825	5062	5641	6234	7426	7837
1985	8863	9373	9969	10640	11383	12152	12918	13692	14427	15242	15242	15242
1986	15242	15242	19014	19014	19014	19014	19014	19014	19014	19014	19014	19014
1987	20767	23006	27298	31513	37816	45379	54455	54455	58888	63682	68867	77676
1988	87612	98819	114821	133413	155016	182427	214684	252645	306699	372317	451974	569720

Fonte: veja texto.

7. Bibliografia

Amadeo E. & J.M.Camargo, 1989, "Política Salarial e Negociações: perspectivas para o futuro", Texto para Discussão n. 217, Departamento de Economia, FUC/RJ.

Amadeo, E.J. & J.M.Camargo, 1989, "A Structuralist Analysis of Inflation and Stabilization", in Heterodox Shocks Experiments, S. Marglin (ed.), forthcoming, Oxford University Press.

, 1989, "Market Structure, Relative Prices and Income Distribution: an analysis of heterodox stabilization experiments" in Heterodox Shocks Experiments, S. Marglin (ed.), forthcoming, Oxford University Press.

Barbosa, F.H., 1983, A Inflação Brasileira no Pós-Guerra: Estruturalismo versus Monetarismo, Cap. 2, IPEA/INPES, 1983.

Bowles, S. & R. Boyer, 1987, "Labor Discipline and Aggregate Demand: A Macroeconomic Model", mimeo.

Brown, R.L. e J.Durbin, 1968, "Methods of investigating whether a regression relationship is constant over time", Selected Statistical Papers, European Meeting, Mathematical Centre Tracts, n. 26, Amsterdam.

Brown, R.L., J.Durbin e J.M.Evans, 1975, "Techniques for Testing the

- Constancy of Regression Relationships over Time". Journal of the Royal Statistical Society, B, vol. 37, n.2.
- Camargo, J.M., 1980, "A Nova Política Salarial, Distribuição de Renda e Inflação", Pesquisa e Planejamento Econômico, dezembro.
- _____, 1981, "A Nova Política Salarial, Distribuição de Renda e Inflação: uma réplica", Pesquisa e Planejamento Econômico, dezembro.
- _____, 1984, "Salário Real e Indexação Salarial no Brasil", Pesquisa e Planejamento Econômico, abril.
- _____, 1988, "Inflação, Congelamento de Preços e Ativismo Sindical", mimeo, PREALC, Santiago.
- Camargo, J.M. e C.A.Ramos, 1988, A Revolução Indesejada: Conflito Distributivo e Mercado de Trabalho, Ed. Campus, Rio de Janeiro.
- Carvalho, L., 1975, "Princípios e Aplicações da Política Salarial pós-64", Texto para Discussão n. 9, UNB, Brasília.
- _____, 1982, "A Nova Política Salarial, Distribuição de Renda e Inflação: um comentário", Pesquisa e Planejamento Econômico, dezembro.
- Castro, M.C., 1988, Participação ou Controle: o Dilema da Atuação Operária nos Locais de Trabalho, Ensaios Econômicos, FIEPE/USP.
- CUT, 1988, "Contrato Coletivo", Boletim Nacional da CUT, março/abril.

DIEESE, 1975, 10 Anos de Política Salarial, São Paulo.

Flanagan J., D.W.Soskice e L.Ulman, 1983, Inflation, Economic Stabilization and Incomes Policies: European experience, Brookings Institution

Gonzaga, G.M., 1988, Efetividade da Política Salarial no Brasil 1964-1985, Tese de Mestrado, Departamento de Economia, PUC/RJ.

Humphrey, J. A Fábrica Moderna no Brasil, CEBRAP, 1982

Lerda, J.C., 1985, "Forma Analítica geral da Correção Salarial no Período 1979-1985", mimeo, UNE, Brasília.

, 1986, "A política Salarial do Período 1979-1985: alguns aspectos dinâmicos", Pesquisa e Planejamento Econômico, dezembro.

Macedo, R., 1980, Distribuição Funcional da Indústria de Transformação: aspectos da parcela salarial, IPEA, 1980.

, 1983, "Wage Indexation and Inflation: the recent Brazilian experience" in Inflation, Debt and Indexation, R. Dornbusch e M. H. Simonsen (eds.), MIT Press, Cambridge, Mass.

Ministério do Planejamento, 1965, Programa de Ação Econômica do Governo, 1964-1966, Brasília.

modiano, E. M., 1985, "Salários, Preços e Câmbio: os multiplicadores de choques numa economia indexada", Pesquisa e Planejamento Econômico, abril.

Pastore, J. e H. Zylberntajn, 1988, A Administração do Conflito Trabalhista no Brasil, IPE/USP, São Paulo.

Simonsen, M.H., 1983, "Indexation: current theory and the Brazilian experience" in Inflation, Debt and Indexation, R. Dornbusch e M. H. Simonsen (eds.), MIT Press, Cambridge, Mass.

Souza, A. Lamounier, B., 1981, "Governo e Sindicatos no Brasil: a perspectiva dos anos 80", Dados, junho.

Tavares de Almeida, M.H., 1981, "Tendências da Negociação Coletiva no Brasil", Dados, julho.

_____, 1983, "O Sindicalismo Brasileiro entre a Conservação e a Mudança" in B. Sorj & M.H.Tavares de Almeida (eds.), Sociedade e Política no Brasil pós-64, Brasiliense, São Paulo.

_____, 1988, "Difícil Caminho: sindicalismo e política na construção da democracia", in F. Wanderley Reis e G. O'Donnell (eds.), A Democracia no Brasil: dilemas e perspectivas, Vertice, São Paulo.

Welfort, F., 1972, Participação e Conflito Industrial: Contagem e Osasco, 1968, Cadernos CEBRAP, n. 5, 1972.

