

# Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor de construção civil \*

ANDRÉS DROBNY \*\*

JOHN WELLS \*\*\*

*O artigo analisa empiricamente as inter-relações entre o nível oficialmente fixado para o salário mínimo e os níveis de salários observados para a mão-de-obra não-qualificada, bem como os diferenciais destes em relação aos salários da mão-de-obra qualificada. Esta análise é feita com base em séries temporais (cobrindo, em especial, o período 1969/79) e em cross-section (de 26 Unidades da Federação) de salários para a mão-de-obra não-qualificada (serventes) e qualificada (demais categorias) da indústria de Construção Civil no Brasil. Suas principais conclusões são: na maioria das regiões, o salário mínimo determina as taxas básicas de salário, ou seja, aquelas que prevalecem para a mão-de-obra não-qualificada; os diferenciais dos salários para a mão-de-obra qualificada em relação às taxas básicas são praticamente constantes; e, em épocas de regimes políticos autoritários, o salário mínimo é antes um teto do que um piso para as taxas básicas de salário na economia. Além disso, a fixação do mínimo pode-se dar dentro de limites bastante amplos, sem com isso restringir o processo de acumulação do salário mínimo. O salário mínimo tem, portanto, importância crucial pelo seu grau de exogeneidade e por suas implicações sobre a distribuição de renda.*

Nota do Editor: Tradução não revista pelos autores.

\* Os autores agradecem a Roberto Macedo, Marcelo Abreu, Bob Rowthorn, aos participantes de vários seminários em Cambridge e Birmingham e a diversos leitores não identificados, por seus valiosos comentários a uma versão anterior deste trabalho.

\*\* Do King's College (Cambridge) e do Queen Mary College (Londres).

\*\*\* Do King's College e da Faculty of Economics and Politics (Cambridge).

## 1 — Introdução

Neste estudo apresentamos evidências empíricas sobre três tópicos. O primeiro refere-se aos resultados de um teste simplificado para a hipótese de que o salário mínimo legal é o determinante dos salários da mão-de-obra não-qualificada; para tal teste foram utilizadas informações que cobrem o período 1969/79, baseadas nos salários horários da categoria menos qualificada da Construção Civil (isto é, a dos serventes). Descrevemos e analisamos, em segundo lugar, a evolução dos diferenciais de salários — por grau de qualificação — na Construção Civil durante a década de 70, com o propósito de avaliar as repercussões mais amplas do salário mínimo. Tenta-se, por último, examinar a questão dos diferenciais de salários — por grau de qualificação — em uma perspectiva histórica, com o objetivo de reforçar nossas conclusões a respeito da relação entre o salário mínimo e a crescente concentração de renda.

## 2 — Fontes dos dados

Os dados sobre as taxas de salários são coletados pelo IBGE a partir de 1969, em base mensal, e referem-se aos salários horários pagos a sete categorias de trabalhadores da Construção Civil; todos os Estados e Territórios entram na amostra, que é baseada nas empresas do setor “formal” da Construção Civil localizadas em cidades médias e grandes. As taxas de salários aqui utilizadas são as medianas dos salários das respectivas categorias ocupacionais para a *principal* cidade em cada Unidade da Federação. As críticas mais importantes que se pode fazer aos dados são: a) é relativamente pequeno o número de empresas que fornecem os dados em algumas cidades; e b) as empresas podem ficar receosas de informar salários pagos aos serventes abaixo do mínimo legal. Este último ponto é crucial, na medida em que estamos testando se o salário mínimo funciona como limite inferior dos salários no setor “formal”; um exame

minucioso dos dados revela que tal crítica não é inteiramente convincente (cf. Apêndice 1). Contudo, uma vez que a hipótese institucional sugere também que o salário mínimo funciona como limite superior para o salário dos trabalhadores não-qualificados, a questão acima parece sem importância. Os dados de salário mínimo horário<sup>1</sup> provêm dos respectivos decretos, sendo republicados pelo IBGE em seu *Anuário Estatístico* (vários números). As 26 Unidades da Federação são grupadas em oito níveis de salário mínimo (as origens históricas desta diferenciação regional são mostradas em trabalho anterior).<sup>2</sup> Durante o período aqui considerado (1969/79), houve uma ligeira redução no número dos níveis (cf. Tabela 2), como resultado deliberado da política do Governo.

### 3 — Resultados empíricos sobre as taxas de salários dos serventes

A amostra de dados permite que se investigue o papel desempenhado pelo salário mínimo na determinação da taxa de salários dos trabalhadores não-qualificados da Construção Civil (serventes) em cada uma das 26 Unidades da Federação.

A relação entre o salário mínimo e o salário dos trabalhadores não-qualificados da Construção Civil é analisada de três formas: por uma comparação gráfica da relação ao longo do tempo, em cada uma das Unidades da Federação; por uma estimativa desta relação para todas as Unidades da Federação (teste do tipo *cross-section*); e por uma estimativa corrigida da relação para todas as Unidades da Federação ao longo do tempo (teste com série temporal).

<sup>1</sup> O salário mínimo horário é derivado — na publicação oficial — do salário mensal, supondo-se 240 horas de trabalho por mês (30 dias, oito horas por dia), sendo que a legislação trabalhista trata o domingo como repouso semanal remunerado obrigatório.

<sup>2</sup> Ver Wells e Drobny (1982).

### 3.1 — Comparação direta entre Unidades da Federação

O Gráfico 1 mostra os valores nominais das taxas de salário horário dos serventes e do salário mínimo para o período 1969/79, para quatro das 26 Unidades da Federação, apresentando o intervalo de variação das diferenças regionais da relação entre aquelas duas variáveis.<sup>3</sup>

O Gráfico 1.A, referente a Rondônia — que se localiza na fronteira amazônica, de população rarefeita —, mostra que o salário dos serventes situa-se sistematicamente acima do mínimo legal (este resultado é típico de toda a região amazônica).

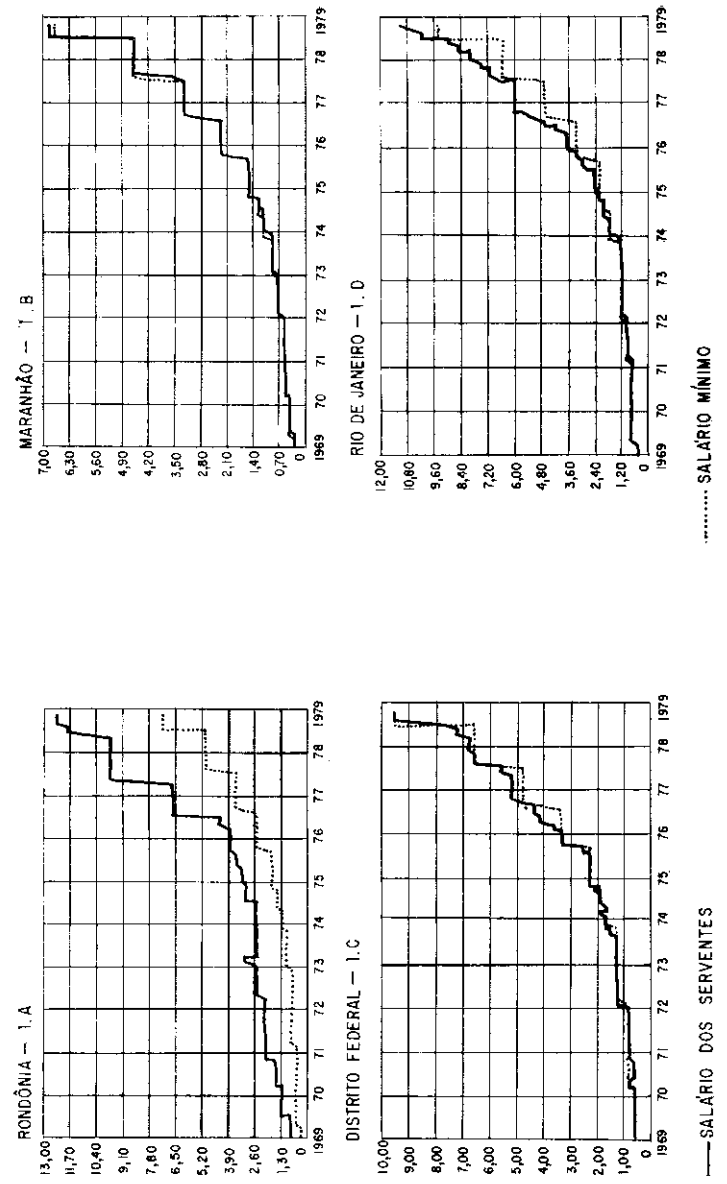
Por outro lado, o Gráfico 1.B, relativo ao Maranhão — representativo dos Estados pobres do Nordeste, caracterizados por uma grande massa de força de trabalho excedente — apresenta ambas as variáveis com valores coincidentes e com movimentos de mesmo sentido. A associação entre o salário dos serventes e o mínimo nos Estados nordestinos, ao longo de todo o período, foi bastante estreita.

Os Gráficos 1.C e 1.D, que se referem, respectivamente, ao Distrito Federal e ao Estado do Rio de Janeiro, fornecem alguma evidência de que os salários dos serventes teriam “descolado” (*wage drift*) do salário mínimo a partir de 1974, embora houvesse uma virtual coincidência em ambas as Unidades da Federação antes daquele ano. No Distrito Federal (Gráfico 1.C), assim como na maioria dos Estados da região Centro-Oeste, observam-se, a partir de 1973, divergências — tanto positivas quanto negativas — entre o salário dos serventes e o mínimo, devidas aos intervalos entre reajustamentos do salário mínimo (este seria o “descolamento” de curto prazo); no entanto, existe pouca evidência de uma divergência persistente na relação entre a taxa de salário dos serventes e o mínimo (seria o “descolamento” de longo prazo).<sup>4</sup> O Gráfico 1.D (Rio de Janeiro), representativo dos Estados industrializados do Centro-Sul, mostra uma relação entre o salário dos serventes e o mínimo que varia

<sup>3</sup> O Apêndice 3 mostra o conjunto completo dos gráficos.

<sup>4</sup> Ver o Apêndice 2 para uma discussão mais detalhada — e análise empírica — sobre estes dois tipos de “descolamento”.

Gráfico 1  
**VALORES NOMINAIS DO SALÁRIO MÍNIMO E DOS SALÁRIOS PAGOS A SERVENTES (EM Cr\$ / HORA)  
 PARA ALGUMAS UNIDADES DA FEDERAÇÃO — 1969/79**



de forma distinta ao longo do tempo. Durante o período 1969/73, ambas as variáveis eram virtualmente idênticas em quase todos esses Estados, enquanto no período 1974/79 os salários dos serventes cresceram em relação ao mínimo na maioria deles; existem aí evidências de “descolamento” tanto a curto como a longo prazo. As quatro Unidades da Federação mencionadas acima representam resultados contrastantes extraídos do presente estudo. Descrevemos, nas próximas seções, os resultados para o conjunto completo de dados: primeiro, os referentes à análise de *cross-section* e, posteriormente, à de série temporal.

### 3.2 — Especificação do modelo

As hipóteses alternativas em discussão podem ser apresentadas da seguinte forma: pode-se considerar que o salário observado ( $w$ ) é determinado pelo salário (não observado) de equilíbrio do mercado ( $w'$ ), pelo salário mínimo legal ( $m$ ) ou por alguma combinação linear de ambos. A especificação mais geral é a seguinte:

$$w = \gamma w' + (1 - \gamma) m \quad (1)$$

onde  $0 \leq \gamma \leq 1$ .

De acordo com a hipótese “institucional”,  $\gamma = 0$  e  $w = m$ . Nos termos puros de oferta e procura,  $\gamma = 1$  e  $w = w'$ . A versão eclética — como a de Bacha e Taylor (1978) — sugere para  $\gamma$  um valor de cerca de 0,5; uma vez que  $w'$  é não observado, não se pode estimar diretamente a equação (1).

Como se poderia modelar os determinantes do salário mínimo? Em sua forma mais geral, a relação entre o salário mínimo ( $m$ ) e o salário de equilíbrio do mercado ( $w'$ ) pode ser estabelecida como:

$$m = a + bw' \quad (2)$$

De acordo com os institucionalistas, o salário mínimo é fixado pelo Governo independentemente das condições específicas do mercado de trabalho (ou seja,  $b = 0$ ); até o ponto em que os teóricos da oferta e procura têm uma versão sobre a determinação do salário

mínimo, eles sugerem que o Governo estabelece aquele mínimo com base nas condições específicas do mercado de trabalho (ou seja,  $a = 0$ ,  $b = 1$ , conforme se mostra a seguir).

Tomando-se a equação (2) e colocando-se  $w'$  em termos de  $m$ , tem-se:

$$w' = \frac{a}{b} + \frac{1}{b} m \quad (3)$$

Substituindo-se a equação (3) em (1), obtemos:

$$w = \gamma \left( -\frac{a}{b} \right) + \left[ \gamma \left( \frac{1}{b} \right) + (1 - \gamma) \right] m \quad (4)$$

e:

$$w = \alpha + \beta m \quad (4')$$

Estimamos a equação (4') usando primeiro os dados de *cross-section*, a saber:

$$W_{it} = \alpha + \beta MW_{it} + U_{it} \quad (5)$$

onde:

$W_{it}$  = salário horário dos serventes na  $i$ -ésima Unidade da Federação ( $i = 1, 2, \dots, 26$ ), no ano  $t$  ( $t = 1969 \dots 1979$ );

$MW_{it}$  = salário mínimo horário na  $i$ -ésima Unidade da Federação, no ano  $t$ ;

$W_{it}$  e  $MW_{it}$  = médias aritméticas simples dos dados mensais; e

$U_{it}$  = variável aleatória de média zero.

Todas as variáveis estão em termos nominais. No Apêndice 2 é feita uma tentativa de estimar o modelo em termos reais.

A hipótese institucional pura,  $\gamma = 0$ , implica, em (4'), que  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ . Sob a hipótese pura de oferta e procura, uma vez que a hierarquia dos valores do salário mínimo deve ser aproximadamente associada às diferenças interestaduais de nível de desenvolvimento

ou de folga (aperto) do mercado de trabalho, devemos esperar que  $\alpha < 0$  e  $\beta > 1$ , ou, em outras palavras, que o salário dos serventes deveria ficar acima do mínimo nos Estados com salários mínimos maiores, ocorrendo o contrário nos Estados com salários mínimos menores, onde persiste excesso de oferta de mão-de-obra (cf. Apêndice 1). Este teste de *cross-section* é consistente porque, dada a diferenciação regional do salário mínimo, é possível avaliar até que ponto o mínimo fixado é capaz de prever o salário que prevalece em qualquer Unidade da Federação.<sup>5</sup> Pode-se argumentar, contudo, que, quando  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ , a causalidade poderia ser do salário dos serventes para o mínimo, uma vez que, quando os salários mínimos regionalmente diferenciados foram ajustados em 1952, os rendimentos medianos do meio urbano foram utilizados como um dos elementos para aqueles ajustamentos. Isto implicaria que, na equação (2),  $a = 0$  e  $b = 1$  (rejeitamos firmemente esta hipótese). Desde 1965, e ao longo do período coberto por este estudo, os reajustes anuais do salário mínimo podem ser amplamente explicados com base na fórmula matemática adotada pelo Governo [cf. Fishlow (1974)]. Tal fórmula foi ligeiramente alterada durante o período: em 1968, para compensar divergências entre as taxas esperada e efetiva de inflação e para incorporar um componente de crescimento da produtividade; depois, em 1974, a referência para o reajuste, que até então tinha sido o salário médio real dos últimos 24 meses, é alterada, passando a ser o pico prévio (salário real máximo por ocasião do reajuste anterior). Nota-se então que os reajustes do salário mínimo têm sido basicamente determinados de forma mecânica, sem relação com as condições do mercado de trabalho. Considere-se também que a fixação do salário mínimo em 1952 levou em conta os níveis médios de salário, e não o salário do grupo específico que está sendo examinado aqui.

<sup>5</sup> São utilizadas médias anuais — ao invés de mensais — tanto por facilidade de apresentação quanto para abstrair das flutuações dos salários a curto prazo.



Os resultados da análise de *cross-section*<sup>6</sup> para cada um dos 11 anos (1969/79), apresentados na Tabela 1, indicam ser necessário distinguir entre os subperíodos 1969/73 e 1974/79.

Para 1969/73 os resultados são bastante consistentes com a hipótese “institucional”. Os  $\alpha$  estimados não são significativamente diferentes de zero; os valores de  $\beta$  situam-se entre 0,9 e 1, exceto em 1970. Para todos os anos os valores de  $\beta$  são significativamente diferentes de zero e não diferem significativamente da unidade (teste *t*). A elasticidade dos salários dos trabalhadores da Construção Civil em relação ao mínimo — tomadas as médias como referências — situa-se entre 0,9 e 1, exceto em 1970. A qualidade do ajustamento (medida pelo  $R^2$ ) é particularmente alta para estimações de *cross-sections*.<sup>7</sup>

<sup>6</sup> Três Unidades da Federação — Rondônia, Acre e Roraima —, que caíram muito fora da relação estimada, foram excluídas das rodadas finais. Isto pode ser justificado pelo fato de elas pertencerem a regiões de fronteira, com populações extremamente pequenas em relação ao total do Brasil, fazendo parte da Amazônia subpovoada, onde se deve esperar que as condições do mercado de trabalho sejam atípicas.

<sup>7</sup> Pode-se argumentar que nossos resultados para o período 1969/73 possivelmente contêm o seguinte viés: se fosse verdade que as diferenças regionais do salário mínimo nominal refletem essencialmente diferenças de custo de vida — ou seja, que são muito pequenas as diferenças regionais do salário mínimo real —, então os resultados econométricos refletiriam a possível correlação espúria entre os níveis regionais de preços, por um lado, e o salário dos serventes e o mínimo, por outro. Assim, mesmo que os salários reais dos serventes difiram entre as regiões, tais diferenças podem na verdade ser pequenas em relação às diferenças de custo de vida. Dadas as evidências disponíveis, não achamos esse argumento convincente. Enquanto em 1952 as diferenças regionais do salário mínimo refletiam parcialmente as diferenças regionais do custo de vida, tal relação pode ter enfraquecido depois de 20 ou 30 anos. Na prática, os reajustes pelo custo de vida foram basicamente iguais, sob a hipótese implícita de que a inflação não varia por região — uma hipótese impossível de ser aceita. Deve-se concluir que, uma vez que as diferenças regionais do salário mínimo refletem frouxamente as diferenças de custo de vida, durante o período coberto por nosso estudo, não se pode rejeitar os resultados econométricos com base naquele argumento. Seriam necessários trabalhos empíricos adicionais sobre a magnitude das diferenças regionais de salário mínimo *real* para esclarecer o ponto em questão.

TABELA I

Resultados da análise de cross-section: salários horários dos  
serventes e salário mínimo

Anos	Coeficiente angular		Coeficiente linear		Elasticidade	Teste $F$ $H_0: \alpha = 0$ $\beta = 1$	Teste $t$ $H_0: \beta = 1$	$R^2$	DW <sup>a</sup>
	$\beta$	$t$	$\alpha$	$t$					
1969	0,95 <sup>b</sup>	13,0	0,03	1,0	0,93	1,71	0,68	0,89	2,88
1970	0,78 <sup>b</sup>	5,9	0,15	1,9	0,76	2,55	1,63	0,62	2,22
1971	0,99 <sup>b</sup>	12,2	0,01	0,2	0,98	0,67	0,67	0,88	2,17
1972	0,95 <sup>b</sup>	9,7	0,06	0,7	0,93	0,91	0,52	0,82	2,56
1973	1,06 <sup>b</sup>	12,5	-0,03	0,3	1,03	3,09	0,70	0,88	2,17
1974	1,23 <sup>b</sup>	5,7	-0,26	0,7	1,14	3,34	1,05	0,61	1,53
1975	1,33 <sup>b</sup>	6,0	-0,43	1,1	1,22	5,33 <sup>c</sup>	1,50	0,63	2,02
1976	1,68 <sup>b</sup>	8,4	-1,27 <sup>b</sup>	2,6	1,46	20,72 <sup>c</sup>	3,40 <sup>d</sup>	0,77	2,17
1977	1,98 <sup>b</sup>	9,2	-2,86 <sup>b</sup>	3,8	1,72	24,04 <sup>c</sup>	4,54 <sup>d</sup>	0,80	1,50
1978	1,71 <sup>b</sup>	16,4	-2,80 <sup>b</sup>	3,5	1,52	24,82 <sup>c</sup>	4,30 <sup>d</sup>	0,83	1,30
1979 <sup>b</sup>	1,50 <sup>b</sup>	9,8	-2,49 <sup>b</sup>	2,4	1,33	25,09 <sup>c</sup>	3,20 <sup>d</sup>	0,82	2,06

<sup>a</sup>As observações foram colocadas em ordem crescente do salário mínimo para a regressão; neste caso, os baixos valores de DW para os anos de 1974, 1977 e 1978 poderiam indicar inadequação da especificação linear do modelo nesses anos, recomendando a rejeição da hipótese institucionalista na segunda parte do período (cf. texto). Este teste, contudo, não é muito confiável, uma vez que diversas Unidades da Federação têm salários mínimos iguais e, desta forma, a estatística DW da tabela reflete parcialmente variações do salário dos serventes em Unidades da Federação com os mesmos salários mínimos. Assim, as estatísticas DW são apresentadas aqui para completar o quadro da análise, mas é preciso cautela em interpretá-las como "teste" da especificação linear.

<sup>b</sup>Significativamente diferente de zero ao nível de 95%.

<sup>c</sup>O teste  $F$  rejeita a hipótese ao nível de 95%.

<sup>d</sup>Significativamente diferente de 1 ao nível de 95%.

<sup>e</sup>Com base em apenas seis meses.

Os resultados para o subperíodo 1974/79 são algo diferentes. Os  $\beta$  assumem valores que se elevam acima de 1 e, pelo teste  $t$ , são significativamente maiores do que 1 entre 1976 e 1979, passando por um pico em 1977 e declinando depois. A qualidade do ajustamento é bastante elevada, embora não tão alta quanto a do subperíodo anterior.

Dos resultados de *cross-section* pode-se concluir que o salário mínimo – regionalmente diferenciado – prevê com exatidão o nível do salário horário regional dos serventes no período 1969/73; a relação estimada sugere também que tenha ocorrido um *drift* desse salário em relação ao mínimo nas regiões onde este é maior, embora tal divergência reduza-se ao final do período.<sup>8</sup> Um resumo de tais resultados é mostrado na Tabela 2, que apresenta os coeficientes de variação, por Unidades da Federação, referentes ao salário horário dos serventes e ao mínimo. Enquanto o coeficiente de variação do salário mínimo mostra pequena queda entre 1969 e 1974, o dos serventes sobe a partir de 1973, caindo em 1978. Os dois coeficientes são altamente correlacionados no período 1963/73, apresentando movimentos distintos a partir daí. Isto é consistente com a conclusão de que o salário mínimo foi o determinante básico do salário dos serventes no primeiro período, mas que, ao longo do tempo, outras variáveis passaram a exercer influência crescente sobre o salário dos serventes.

<sup>8</sup> Esses resultados devem ser interpretados com cautela, uma vez que só temos oito observações diferentes da variável independente (as 23 observações são, na verdade, grupadas em oito níveis do salário mínimo), sendo muito baixa a variância em relação aos valores do salário mínimo (cf. Tabela 2). Acreditamos, no entanto, que os resultados sejam consistentes; em particular, observa-se que os erros-padrão dos coeficientes angulares são extremamente pequenos, apesar da baixa variância do salário mínimo (como regra geral, quanto menor a variância da variável independente, tanto maiores serão os erros-padrão).

TABELA 2

*Coefficientes de variação,<sup>a</sup> segundo Unidades da Federação, dos salários horários de trabalhadores não-qualificados na indústria de Construção Civil e do salário mínimo — 1969/79*

Anos	Taxas de salário dos serventes	Taxas de salário mínimo
1969	0,18	0,18
1970	0,16	0,16
1971	0,16	0,16
1972	0,16	0,16
1973	0,17	0,15
1973	0,17	0,15
1974	0,21	0,14
1975	0,21	0,14
1976	0,23	0,14
1977	0,26	0,14
1978	0,23	0,14
1979	0,20	0,14

FONTE: Nossa elaboração.

<sup>a</sup>  $(\sigma/\bar{x})$ , o desvio-padrão dividido pela média.

### 3.3 — Resultados das séries temporais

A equação básica, estimada tanto com os dados mensais quanto com médias trimestrais, em forma linear e logarítmica, é a seguinte:

$$W_{it} = \alpha_i + \beta_i MW_{it} + V_{it} \quad (5)$$

Essa formulação define um conjunto de 26 equações diferentes, uma para cada Unidade da Federação. Agora testaremos a homogeneidade do coeficiente  $\beta$  ao longo do tempo, para cada Unidade da Federação. A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos ao estimar a equação (5) para cada Unidade da Federação e para o período

1969/79 como um todo,<sup>9</sup> incluindo o coeficiente angular obtido da equação linear, os resultados de um teste para verificar se este coeficiente ( $\beta$ ) é significativamente diferente de 1 e duas estimativas de

<sup>9</sup> Na estimação das séries temporais surgem dois problemas estatísticos que devem ser mencionados. Primeiro, ambas as variáveis (dependente e explicativa) apresentam pouca variação durante o ano, o que levanta um problema de autocorrelação. O salário mínimo era reajustado em maio de cada ano (afora um ajuste adicional em novembro de 1974), de modo que as séries de salário mínimo são do tipo série em degrau ao longo do tempo. As taxas de salário dos serventes também tenderam a evoluir de forma discreta, especialmente no subperíodo 1969/73. Isso significa que as séries destes salários observadas e previstas pela equação tenderam a não variar muito mês a mês. A autocorrelação resulta do fato de a tendência estável dos salários previstos dos serventes ficar acima, ou abaixo, dos observados por vários meses seguidos, de cada vez. Para solucionar este problema, a equação (5) foi estimada utilizando-se médias trimestrais dos dados mensais. O coeficiente estimado permanece virtualmente o mesmo, com a diferença de que, como esperado, a autocorrelação dos resíduos reduz-se substancialmente (como indicado pelo aumento na estatística de Durbin-Watson para a maior parte das Unidades da Federação). Apenas os resultados utilizando médias trimestrais serão mostrados no restante deste trabalho (aqueles usando os dados mensais podem ser obtidos dos autores).

Note-se que as estatísticas de Durbin-Watson apresentadas na Tabela 3 ainda indicam a presença de autocorrelação em algumas Unidades da Federação, devido a dois motivos: primeiro, o procedimento adotado não elimina totalmente o problema das observações discretas, embora o reduza enormemente; e, segundo, a autocorrelação pode ser devida à especificação inadequada do modelo, como omissão de variáveis tais como a inflação, por exemplo, que ocasiona um “descolamento”, no curto prazo, dos salários por hora dos serventes em relação ao mínimo. Uma tentativa de melhorar a eficiência de nossas estimativas consistiu em utilizar um procedimento iterativo de mínimos quadrados auto-regressivo. Os resultados não foram animadores porque o coeficiente estimado situou-se muito próximo da unidade, o que tornou a convergência ao máximo extremamente difícil. Isso fornece uma evidência de que o problema de autocorrelação surge em nosso modelo devido à tendência que têm as séries de salário observadas e previstas pela equação de se moverem de forma discreta, ao invés de resultar de efeito de variável omitida.

O segundo problema estatístico acima referido surge do desejo de prever o nível *absoluto* das taxas de salário dos serventes, e daí o uso de variáveis em termos nominais, e não deflacionadas. Isso cria um problema de resíduos heterocedásticos, uma vez que o valor nominal destas variáveis aumentou mais de 10 vezes no período. A heterocedasticidade aparece principalmente no segundo subperíodo (1974/79), no qual a inflação acelerou. A estimação pelo método

elasticidade das taxas de salário dos serventes em relação a mudanças no salário mínimo.<sup>10</sup>

Os coeficientes estimados em seis Estados — Amapá, Maranhão, Ceará, Amazonas, Rio Grande do Norte e Pernambuco — são significativamente diferentes de zero, mas não significativamente diferentes de 1. No entanto, a estimativa do coeficiente angular em mais da metade dos Estados (14) foi superior a 1,2, indicando um “descolamento” ao longo do tempo dos salários horários dos serventes em relação ao mínimo. O teste de homogeneidade do coeficiente angular, ao longo do tempo, baseado em uma aproximação normal padrão, revela, porém, que 14 Estados experimentaram uma mudança estrutural na relação após 1973.<sup>11</sup> A Tabela 4 apresenta os resultados

comum de mínimos quadrados na presença de erros heterocedásticos (e autocorrelacionados) é ineficiente — mas os coeficientes estimados continuam sendo não viesados. Dado o alto nível de significância dos resultados obtidos (conforme indicado pelas elevadas estatísticas *t* referentes aos coeficientes angulares), o problema não parece excessivamente sério. A heterocedasticidade, no entanto, não permite que se utilize um teste do tipo do de Chow (usando a estatística *F*) para testar se houve ou não uma mudança significativa no coeficiente angular ( $\beta$ ) entre os dois subperíodos. Ao invés disso, adotamos uma aproximação normal padrão para testar se houve mudança estrutural entre os dois subperíodos.

<sup>10</sup> Como o modelo é especificado em termos nominais e aplicado durante um período de preços fortemente crescentes, o ajustamento das equações conforme aferido pelos  $R^2$  resulta em valores muito elevados, o que não permite que sejam usados em uma avaliação geral da qualidade das equações estimadas. Os  $R^2$  são úteis, no entanto, para comparação entre as diferentes Unidades da Federação e entre os dois subperíodos em estudo (ver mais adiante).

<sup>11</sup> A estatística usada neste teste é:

$$Z_i = \frac{\hat{\beta}_{1i} - \hat{\beta}_{2i}}{\sqrt{(e.p.\hat{\beta}_1) + (e.p.\hat{\beta}_2)}}$$

onde  $\hat{\beta}_{1i}$  e  $\hat{\beta}_{2i}$  são os coeficientes angulares estimados para os dois subperíodos, respectivamente, para cada uma das 26 Unidades da Federação, e *e.p.* significa o erro-padrão das estimativas. Esta aproximação é razoavelmente boa para amostras de mais de 30 observações em cada subperíodo. Nossa amostra inclui 20 observações no primeiro subperíodo e 22 no segundo. Calculamos também esta estatística utilizando os dados mensais, o que melhora a confiabilidade da aproximação normal ao aumentar o tamanho da amostra para 60 e 66 observações nos dois subperíodos. Os resultados obtidos foram bastante semelhantes aos anteriores, observando-se uma significativa mudança estrutural em 16 Estados.

TABELA 3  
Resultados da análise de séries temporais para o período como um todo — 1969 (Q.1/1979 (Q.2))

Estados	Coefficiente de salário mínimo	Estatística t	Termo constante	Estatística t	Elasticidade no ponto médio	Elasticidade das estimativas em log	Estatística t	Teste t para $H_0: \beta = 1$	R <sup>2</sup>	DW
Santa Catarina	1,30 <sup>a</sup>	47,6	-0,22 <sup>a</sup>	2,8	1,08	1,10 <sup>a</sup>	55,8	10,98 <sup>b</sup>	0,98	1,19
Rio Grande do Sul	1,42 <sup>a</sup>	40,2	-0,22 <sup>a</sup>	2,2	1,08	1,18 <sup>a</sup>	60,6	11,89 <sup>b</sup>	0,98	1,21
Paraná	1,10 <sup>a</sup>	42,1	0,10	1,3	0,96	1,04 <sup>a</sup>	62,9 <sup>a</sup>	3,83 <sup>b</sup>	0,98	1,25
Minas Gerais	1,21 <sup>a</sup>	47,9	-0,14	1,7	1,05	1,10 <sup>a</sup>	70,0	8,31 <sup>b</sup>	0,98	1,49
Espírito Santo	1,24 <sup>a</sup>	48,1	-0,19 <sup>a</sup>	2,7	1,08	1,11 <sup>a</sup>	72,4	9,31 <sup>b</sup>	0,98	0,94
Rio de Janeiro	1,25 <sup>a</sup>	59,1	-0,27 <sup>a</sup>	4,1	1,10	1,11 <sup>a</sup>	83,3	11,82 <sup>b</sup>	0,99	1,41
Guanabara	1,29 <sup>a</sup>	56,1	-0,26 <sup>a</sup>	3,6	1,09	1,12 <sup>a</sup>	82,9	12,61 <sup>b</sup>	0,99	1,51
São Paulo	1,25 <sup>a</sup>	57,1	-0,11	1,7	1,04	1,12 <sup>a</sup>	56,7	11,42 <sup>b</sup>	0,99	1,51
Maranhão	1,00 <sup>a</sup>	139,9	-0,01	0,7	1,01	1,00 <sup>a</sup>	168,7	0,0	0,97	1,91
Piauí	0,97 <sup>a</sup>	82,2	-0,01	0,3	1,00	1,01 <sup>a</sup>	100,9	2,64 <sup>b</sup>	0,995	1,48
Ceará	1,01 <sup>a</sup>	75,7	-0,01	0,4	1,01	1,00 <sup>a</sup>	83,5	0,75	0,99	1,84
Rio Grande do Norte	1,00 <sup>a</sup>	49,2	0,04	0,7	0,97	0,99 <sup>a</sup>	56,0	0,0	0,98	2,03
Paraíba	1,04 <sup>a</sup>	66,0	-0,07	1,9	1,04	1,01 <sup>a</sup>	74,5	0,0	0,99	1,25
Pernambuco	0,99 <sup>a</sup>	57,0	0,11 <sup>a</sup>	2,7	0,94	0,91 <sup>a</sup>	59,2	0,58	0,90	1,10
Alagoas	1,08 <sup>a</sup>	67,0	0,04	1,9	0,98	0,95 <sup>a</sup>	52,4	0,58	0,90	1,08
Sergipe	1,24 <sup>a</sup>	142,2	-0,22 <sup>a</sup>	3,7	1,04	1,02 <sup>a</sup>	133,5	4,98 <sup>b</sup>	0,99	0,70
Bahia	1,35 <sup>a</sup>	52,2	-0,06 <sup>a</sup>	1,9	1,03	1,12 <sup>a</sup>	69,0	5,47 <sup>b</sup>	0,99	0,92
Mato Grosso	1,05 <sup>a</sup>	46,5	-0,06	0,9	1,03	1,03 <sup>a</sup>	49,8	10,10 <sup>b</sup>	0,98	1,41
Goias	1,05 <sup>a</sup>	45,2	0,09	1,6	0,95	1,03 <sup>a</sup>	56,4	2,91 <sup>b</sup>	0,98	0,64
Distrito Federal	1,07 <sup>a</sup>	75,0	-0,06	1,3	1,02	1,00 <sup>a</sup>	60,8	2,15 <sup>b</sup>	0,99	1,12
Pará	1,03 <sup>a</sup>	73,0	-0,04	1,3	1,02	1,00 <sup>a</sup>	118,1	4,91 <sup>b</sup>	0,99	1,40
Amapá	1,01 <sup>a</sup>	30,5	0,13	1,6	0,94	1,03 <sup>a</sup>	35,9	0,30	0,96	0,94
Roraima	1,88 <sup>a</sup>	31,3	0,45 <sup>a</sup>	3,1	0,89	0,84 <sup>a</sup>	29,5	14,65 <sup>b</sup>	0,66	1,36
Acre	1,73 <sup>a</sup>	35,2	-0,22	1,9	1,07	0,97 <sup>a</sup>	40,7	14,73 <sup>b</sup>	0,97	0,90
Amazonas	1,08 <sup>a</sup>	17,8	-0,08	0,4	1,03	0,93 <sup>a</sup>	21,7	1,32	0,89	0,48
Roraima	1,43 <sup>a</sup>	36,7	0,14	1,5	0,95	0,93 <sup>a</sup>	26,7	11,04 <sup>b</sup>	0,97	1,16

NOTA: 42 observações por Estado.

<sup>a</sup> Significativamente diferente de zero ao nível de 95%.

<sup>b</sup> Significativamente diferente de 1 ao nível de 95%.

obtidos estimando-se a equação (5) separadamente para os subperíodos 1969 (Q.1/1973 (Q.4) e 1974 (Q.1)/1979 (Q.2) para cada Estado, mostrando claramente a drástica mudança que ocorreu após 1973. No subperíodo 1969/73, 19 dos 26 Estados tinham coeficientes angulares não significativamente diferentes da unidade e apenas seis tinham um coeficiente linear significativo. Em dois Estados — Minas Gerais e Guanabara — as taxas de salário dos serventes eram idênticas ao mínimo; o ajustamento foi perfeito. Para o subperíodo 1974/79, apenas 10 Estados têm um coeficiente angular não significativamente diferente da unidade, ao passo que o número de Estados em que o termo constante era significativo aumenta para nove. Tanto em Minas Gerais quanto na Guanabara as taxas de salário dos serventes aumentaram mais do que o mínimo após 1973.

É de interesse isolar os Estados para os quais o salário mínimo não influenciou fortemente os movimentos na taxa de salário dos serventes e também os Estados nos quais as mudanças entre os dois subperíodos foram mais dramáticas. Em três dos quatro Estados de fronteira da Amazônia — Roraima, Acre e Rondônia — a relação foi bem fraca; nessas regiões longínquas e esparsamente povoadas, é provável que as taxas de salário sejam determinadas de uma forma inteiramente diferente do restante do Brasil. Contra esta hipótese, é talvez surpreendente encontrar que no Amazonas o salário mínimo consiga prever tão razoavelmente bem as taxas de salário dos serventes. Os Estados que experimentaram uma alteração particularmente forte na relação entre salário mínimo e taxa de salário dos serventes foram predominantemente aqueles da região Sul, a mais industrializada do País (Rio Grande do Sul, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo e Guanabara). Várias características destas economias regionais podem ter exercido uma pressão para cima nas taxas de salário dos serventes: primeiro, o rápido crescimento do produto e do emprego industrial, tanto no setor “formal” quanto no “informal”, durante os anos do “milagre econômico” (1968/73); segundo, o fato de que as rendas no setor rural beneficiaram-se do comportamento dos preços de produtos agrícolas; e, terceiro, o grau de sindicalização é mais alto nestas regiões. A liberalização após 1974 pode ter tido um papel importante no abrandamento de con-



TABELA 4

Resultados da análise de séries temporais para dois subperíodos --  
 A: 1969 (Q.1)/1973 (Q.4); e B: 1974 (Q.1)/1979 (Q.2)

	Salário mínimo						Termo constante						Elasticidade no ponto médio		Teste t para $H_0: \beta = 1$		R <sup>2</sup>		DW	
	Período A		Período B		Período A		Período B		Período A		Período B		Período A	Período B	Período A	Período B	Período A	Período B	Período A	Período B
	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t	Período A	Período B	Período A	Período B	Período A	Período B	Período A	Período B
Santa Catarina	1,23 <sup>a</sup>	27,2	1,33 <sup>a</sup>	24,8	0,13 <sup>a</sup>	3,2	0,32	1,5	1,14	1,08	2,87 <sup>b</sup>	6,15 <sup>b</sup>	0,98	0,97	1,98	1,25	0,98	0,96	1,98	1,25
Rio Grande do Sul	1,07 <sup>a</sup>	30,6	1,34 <sup>a</sup>	20,9	0,05	1,9	0,15	0,6	1,07	0,97	2,00	5,30 <sup>b</sup>	0,98	0,96	0,94	1,27	0,97	0,96	0,94	1,27
Paraná	1,13 <sup>a</sup>	27,3	1,02 <sup>a</sup>	22,8	0,05	1,3	0,47 <sup>a</sup>	2,7	1,05	0,88	3,14	0,45	0,97	0,96	0,94	1,43	0,97	0,96	0,94	1,43
Minas Gerais	1,00 <sup>a</sup>	1,428,0	1,18 <sup>a</sup>	24,3	0,00	0,4	0,04	0,2	1,00	0,99	0,0	3,71 <sup>b</sup>	1,00	0,97	2,11	1,50	1,00	0,97	2,11	1,50
Espírito Santo	0,97 <sup>a</sup>	50,4	1,25	25,0	0,01	0,8	0,20	1,1	0,98	1,05	1,56	5,00 <sup>b</sup>	0,99	0,97	2,51	0,98	0,99	0,97	2,51	0,98
Rio de Janeiro	1,00 <sup>a</sup>	42,7	1,27 <sup>a</sup>	31,2	0,01	0,4	0,37 <sup>a</sup>	2,2	1,01	1,09	0,0	6,63 <sup>b</sup>	0,99	0,98	2,52	1,53	0,99	0,98	2,52	1,53
Guanabara	1,00 <sup>a</sup>	c	1,20 <sup>a</sup>	28,5	0,00	0,0	0,26	1,4	1,00	1,06	0,0	6,47 <sup>b</sup>	1,00	0,98	0,18	1,55	1,00	0,98	0,18	1,55
São Paulo	1,07 <sup>a</sup>	17,2	1,18 <sup>a</sup>	53,1	0,06	1,0	0,25	1,7	1,07	0,95	0,13	5,05 <sup>b</sup>	0,94	0,98	1,30	2,04	0,94	0,98	1,30	2,04
Maranhão	0,99 <sup>a</sup>	61,2	1,00 <sup>a</sup>	72,7	0,00	0,2	0,04	1,0	1,00	1,02	0,62	0,0	0,965	0,96	2,72	1,97	0,96	0,96	2,72	1,97
Piauí	1,01 <sup>a</sup>	23,5	0,98 <sup>a</sup>	43,0	0,03	1,0	0,05	0,7	1,05	0,98	0,23	1,83	0,97	0,99	1,72	1,46	0,97	0,99	1,72	1,46
Ceará	1,05 <sup>a</sup>	55,5	1,09 <sup>a</sup>	39,0	0,02	1,2	0,04	0,6	1,04	1,02	1,69	0,76	0,99	0,99	1,13	2,06	0,99	0,99	1,13	2,06
Rio Grande do Norte	0,90 <sup>a</sup>	9,4	0,98 <sup>a</sup>	25,5	0,08	1,4	0,11	0,9	0,87	0,96	1,04	0,52	0,83	0,97	1,21	1,91	0,83	0,97	1,21	1,91
Paranáíba	1,01 <sup>a</sup>	41,1	1,07 <sup>a</sup>	37,0	0,01	0,6	0,10 <sup>a</sup>	2,2	1,07	1,07	0,41	2,42 <sup>b</sup>	0,99	0,99	2,07	1,51	0,99	0,99	2,07	1,51
Pernambuco	1,37 <sup>a</sup>	16,8	0,99 <sup>a</sup>	30,9	0,15 <sup>a</sup>	2,5	0,11	1,1	1,18	0,96	4,54 <sup>b</sup>	0,31	0,94	0,98	0,92	1,32	0,94	0,98	0,92	1,32
Alagoas	0,91 <sup>a</sup>	15,5	1,10 <sup>a</sup>	36,1	0,16 <sup>a</sup>	4,3	0,04	0,4	1,17	1,01	1,53	3,28	0,93	0,98	0,77	1,19	0,93	0,98	0,77	1,19
Bahia	0,98 <sup>a</sup>	29,1	1,06 <sup>a</sup>	84,3	0,01	0,4	0,13 <sup>a</sup>	3,4	0,99	1,05	1,21	4,77	0,98	0,98	2,21	0,94	0,98	0,98	2,21	0,94
Sergipe	0,98 <sup>a</sup>	43,1	1,27 <sup>a</sup>	28,3	0,01	0,3	0,36 <sup>a</sup>	2,4	0,99	1,11	0,88	6,02	0,99	0,98	2,21	0,94	0,99	0,98	2,21	0,94
Mato Grosso	1,15 <sup>a</sup>	16,9	1,25 <sup>a</sup>	26,7	0,05	1,0	0,33 <sup>a</sup>	2,2	1,07	0,92	2,20 <sup>b</sup>	5,34 <sup>b</sup>	0,99	0,97	1,03	1,79	0,99	0,97	1,03	1,79
Goiás	1,01 <sup>a</sup>	21,3	0,96 <sup>a</sup>	26,4	0,01	0,4	0,43 <sup>a</sup>	3,6	0,98	0,79	0,21	1,10	0,96	0,97	1,18	0,86	0,96	0,97	1,18	0,86
Distrito Federal	1,04 <sup>a</sup>	16,4	1,05 <sup>a</sup>	39,5	0,06	1,1	0,05	0,4	1,07	0,99	0,63	1,80	0,94	0,99	1,25	1,11	0,94	0,99	1,25	1,11
Pará	1,02 <sup>a</sup>	41,2	1,05 <sup>a</sup>	32,2	0,01	0,5	0,14	1,5	1,01	1,05	0,81	1,87	0,99	0,99	1,35	1,54	0,99	0,99	1,35	1,54
Amapá	0,81	15,8	0,89 <sup>a</sup>	16,9	0,12 <sup>a</sup>	3,2	0,01 <sup>a</sup>	3,5	0,83	0,81	3,71 <sup>b</sup>	2,09 <sup>b</sup>	0,93	0,93	1,37	1,23	0,93	0,93	1,37	1,23
Rondônia	2,81 <sup>a</sup>	13,4	1,98 <sup>a</sup>	17,9	0,06	0,4	0,06	0,2	1,03	0,99	8,63 <sup>b</sup>	8,86 <sup>b</sup>	0,91	0,94	1,11	1,64	0,91	0,94	1,11	1,64
Roraima	1,17 <sup>a</sup>	13,8	1,85 <sup>a</sup>	21,6	0,31 <sup>a</sup>	5,1	0,74 <sup>a</sup>	2,6	0,72	1,16	2,01	9,92 <sup>b</sup>	0,91	0,96	1,37	1,46	0,91	0,96	1,37	1,46
Acre	0,84 <sup>a</sup>	4,2	1,13 <sup>a</sup>	9,8	0,17	1,2	0,29	0,8	0,77	1,10	0,80 <sup>b</sup>	1,12	0,49	0,83	1,00	0,46	0,49	0,83	1,00	0,46
Amazonas	0,59 <sup>a</sup>	3,1	1,39 <sup>a</sup>	20,0	0,66 <sup>a</sup>	4,5	0,27	1,2	0,38	0,94	2,15	5,61 <sup>b</sup>	0,34	0,95	0,93	1,30	0,34	0,95	0,93	1,30

<sup>a</sup> Significativamente diferente de zero ao nível de 95%.

<sup>b</sup> Significativamente diferente de 1 ao nível de 95%.

<sup>c</sup> Ajustamento perfeito: estatística t de 840 milhões.

troles sobre o crescimento dos salários, permitindo que essas pressões sobre os salários se tornassem efetivas.

Os Estados nos quais o desempenho da equação (5) foi melhor são os da região Nordeste, de abundante mão-de-obra.

Uma das conclusões da análise em séries temporais ressalta o perigo de basear o argumento em termos agregados. A relação entre as taxas de salário dos serventes e o mínimo permite que surjam diferenças — seja entre Estados ou ao longo do tempo.

#### 4 — Diferenciais de qualificação da mão-de-obra na indústria de construção civil

A fonte de dados sobre taxas de salários por hora na indústria de Construção Civil nos permite extrair alguns comentários adicionais acerca do processo recente de mudança na distribuição de renda no Brasil. As interpretações heterodoxas deste processo têm enfatizado não apenas o papel desempenhado pelo salário mínimo na determinação das taxas de remuneração da mão-de-obra não-qualificada, mas também sua influência sobre o comportamento das taxas de remuneração da mão-de-obra mais qualificada ao longo do tempo. Se, por exemplo, os diferenciais de qualificação em relação à taxa dos não-qualificados mantêm-se, por convenção, aproximadamente constantes ao longo do tempo, o movimento da tendência no salário mínimo — na medida em que é um importante determinante da taxa dos não-qualificados — pode ter conseqüências generalizadas para todas as classes de qualificação da mão-de-obra. Um resultado semelhante ocorrerá se a norma de determinar as taxas de remuneração da mão-de-obra de diferentes graus de qualificação for baseada em múltiplos do salário mínimo oficial.<sup>12</sup>

<sup>12</sup> O fato de que o índice de preços usado para corrigir as taxas de qualificação em acordos salariais arbitrados pelo Governo (a norma desde 1964) seja semelhante ao utilizado para corrigir o mínimo implica que, em termos reais, as taxas de qualificação terão sido igualmente afetadas negativamente, dando mais peso a este argumento.

Se esse tipo de comportamento fosse a norma geral, então uma redução em termos absolutos do salário mínimo oficial real, ou uma queda no seu valor em relação à taxa de crescimento da produtividade do trabalho, teria efeitos negativos no que se refere às rendas de toda a mão-de-obra *em relação* às rendas dos empregados administrativos ou dos proprietários das empresas, as quais encontram-se, de certa forma, vinculadas à parcela dos lucros. Deve ser notado que, entre 1960 e 1970, no Brasil, o decil superior foi o único que teve um aumento de participação na distribuição de renda pessoal [cf. Wells e Drobny (1982, Tab. 3)]. A argumentação acima fundamenta a proposição de que, no todo, o grau de diferenciação de rendas é inversamente relacionado com as variações da *taxa básica de salários* [cf. Wells e Drobny (1982, pp. 895-7)].

Devido à carência de estatísticas de salário por ocupação, sabe-se muito pouco sobre os diferenciais de salários *entre* trabalhadores manuais no Brasil e sobre a evolução desses diferenciais no tempo. Apesar disso, a publicação *Índices de Construção Civil*, do IBGE, contém dados mensais sobre taxas de salário por hora para sete categorias de qualificação da mão-de-obra em 26 Estados no período 1969/79. Não é fácil apresentar os principais resultados desse enorme conjunto de dados de uma forma resumida. Contudo, discutimos no que se segue os diferenciais de salários em quatro Estados<sup>13</sup> considerados típicos de suas respectivas regiões e, a partir disso, procuramos identificar alguns padrões de comportamento regional.

*Geral.* Cinco categorias de qualificação (bombeiros ou encanadores, carpinteiros (2), pedreiros e pintores) têm salários bastante próximos uns dos outros, enquanto as categorias de mestres-de-obras e serventes apresentam remunerações significativamente superiores e inferiores (respectivamente) àquelas que se observam para esse grupo de ocupações manuais. O diferencial de salários desse grupo em relação aos serventes é geralmente algo entre 1,5 ou 2,5 por 1, embora existam algumas diferenças significativas e persistentes entre os Estados nessa relação. Assim, o grau de diferenciação entre grande

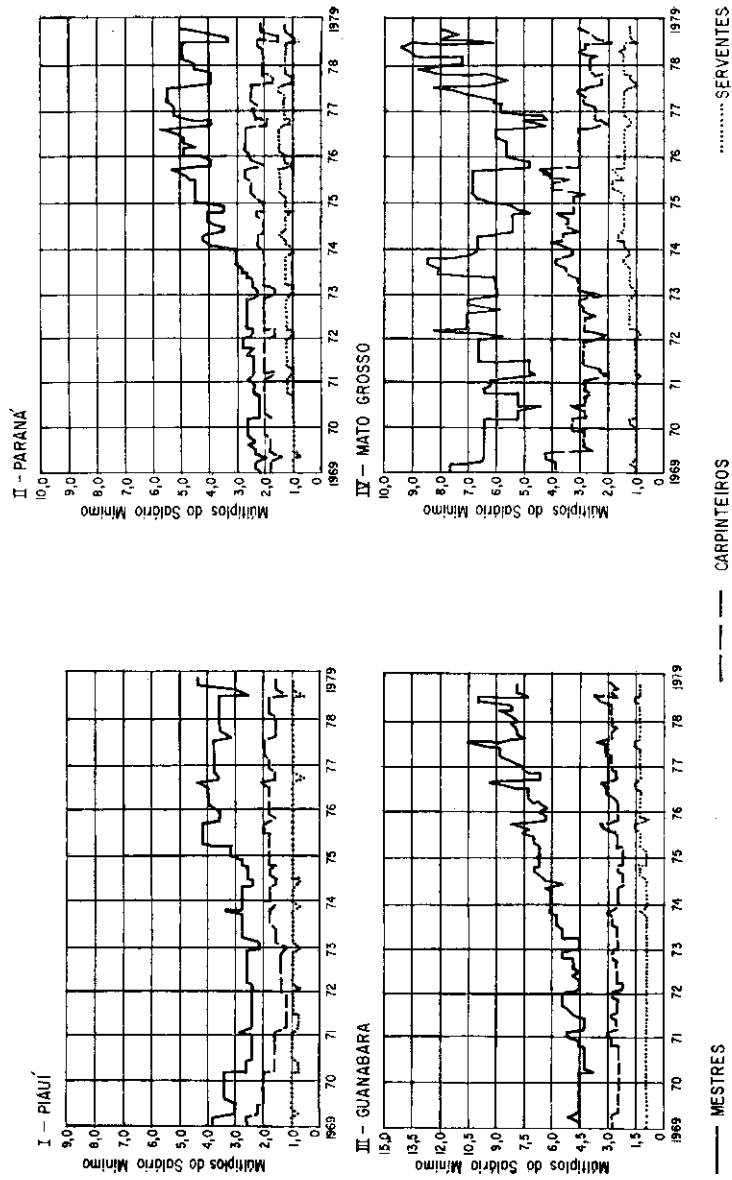
<sup>13</sup> Em todos os casos estaremos nos referindo a Estados, embora os dados sejam para as suas capitais.

parte da mão-de-obra qualificada na Construção Civil é excessivamente limitada. Para os mestres-de-obras, contudo, os diferenciais são enormes e, grosso modo, ocorrem aumentos significativos nesses diferenciais durante o período 1969/79.

*Caso I – Piauí.* A evolução dos diferenciais nas taxas de salários no Piauí é típica da situação encontrada em outros cinco Estados do Nordeste (Ceará, Sergipe, Pernambuco, Paraíba e Rio Grande do Norte), bem como nos Estados na fronteira de expansão, como Goiás e Distrito Federal. Em todos esses Estados as taxas de salário para serventes coincidem com o mínimo oficial, e não existe a menor evidência de qualquer “descolamento” em relação ao mínimo, mesmo depois de 1974 (veja-se a discussão anterior). As taxas de salário para a mão-de-obra qualificada encontram-se concentradas em uma faixa que vai de 1,5 a 2,0 vezes o salário mínimo (veja-se, por exemplo, o caso de carpinteiros no Gráfico 2). Não existe nenhuma mudança de tendência (no período) na remuneração da mão-de-obra qualificada quando expressa como múltiplo do salário mínimo oficial e, como os salários dos serventes acompanham de perto o mínimo, os diferenciais da mão-de-obra qualificada em relação a serventes mostram pequenas variações.

A evidência para os Estados do Nordeste é consistente com a idéia de que a norma é a constância dos diferenciais entre qualificações, porque os salários da mão-de-obra qualificada são fixados como um múltiplo do salário da mão-de-obra não-qualificada, ou então do mínimo oficial. Os diferenciais de salários dos mestres em relação aos serventes varia fortemente entre os Estados do Nordeste, e em muitos casos supera a razão média 4:1 encontrada no caso do Piauí. Esse diferencial apresenta para os Estados do Nordeste uma tendência de crescimento no tempo, enquanto nos outros, contudo, ela é bem menos aparente. Dois Estados (Maranhão e Pará) apresentam um comportamento um pouco excepcional: embora as taxas de remuneração dos serventes ao longo do período coincidam com o mínimo, as taxas de salários para a mão-de-obra qualificada, expressas como múltiplos do salário mínimo, mostram uma tendência declinante, o que também se observa para os diferenciais desses salários em relação às taxas de remuneração dos serventes (no caso do Maranhão os diferenciais para mestre-de-obra também diminuem).

Gráfico 2  
**RELAÇÕES ENTRE OS SALÁRIOS DE MESTRES, CARPANTEIROS E SERVENTES E O SALÁRIO MÍNIMO - 1969/79**



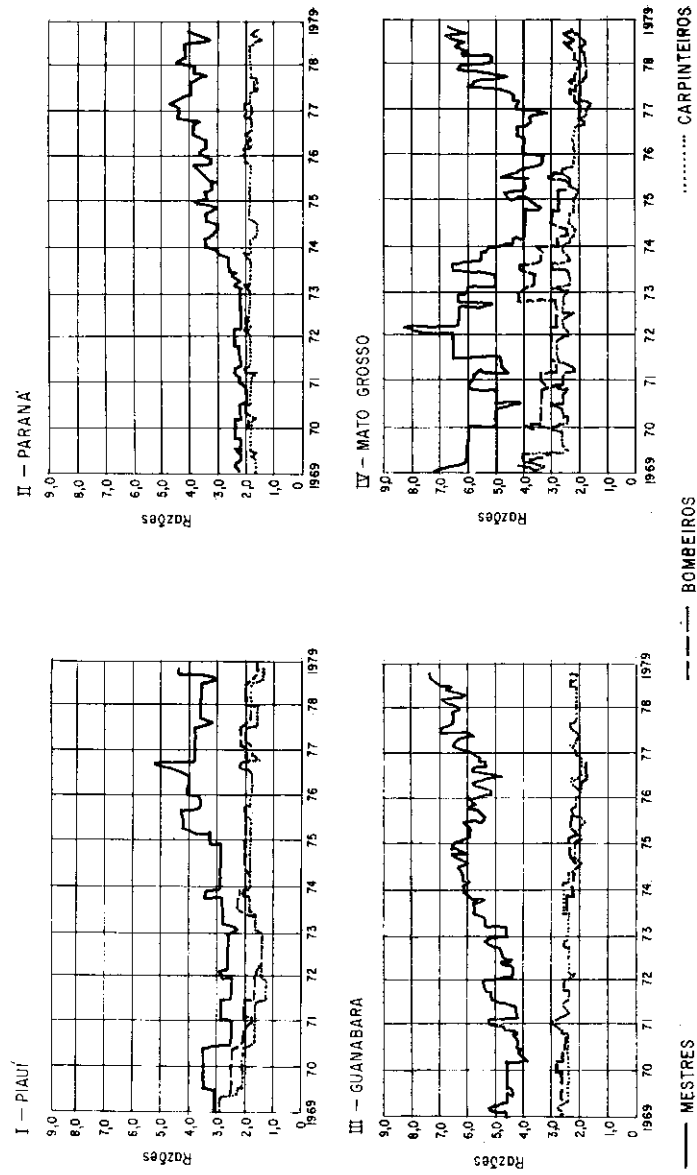
Portanto, no caso desses Estados a tendência dos salários reais para a mão-de-obra qualificada foi ainda mais desfavorável do que aquela do salário mínimo. Note-se, contudo, que o diferencial de salários da mão-de-obra qualificada era no início do período relativamente alto (2,5) quando comparado com a norma vigente para os outros Estados do Nordeste (1,5-2,0) (a migração inter-regional talvez explique a convergência dos diferenciais no período 1969/79 para a mão-de-obra qualificada no sentido da norma regional).

*Caso II – Paraná.* O Paraná exemplifica a situação no grupo de Estados sulinos incluídos aqui (Espírito Santo, Rio Grande do Sul e Santa Catarina). Nestes, os salários para a mão-de-obra qualificada e serventes são múltiplos constantes do salário mínimo (2,0 para carpinteiros e 1,0 para serventes) entre 1969 e 1973. No subperíodo subsequente, as taxas de remuneração de serventes apresentam uma ligeira tendência a se “descolarem” do salário mínimo no longo prazo. Os salários de trabalhadores manuais, expressos como múltiplos do salário mínimo, também aumentam, passando de uma média de 2,0 para 2,25, de tal forma que os diferenciais de salário em relação aos serventes permanecem constantes ao longo de todo o período. Portanto, o pequeno “descolamento” dos salários de serventes em relação ao mínimo empurra para cima toda a estrutura de salários nominais.

Os dados para os Estados do Sul sugerem claramente que os salários da mão-de-obra qualificada são fixados como um múltiplo constante da remuneração para a mão-de-obra não-qualificada (serventes). Os salários de mestre-de-obras apresentam acréscimos significativos e ao final da década de 70 chegam a 5,0 vezes o salário mínimo.

*Caso III – Guanabara.* A Guanabara exemplifica a situação nos Estados industrializados do Centro-Sul (São Paulo e Rio de Janeiro). Entre 1969 e 1973, os salários horários da mão-de-obra qualificada e dos serventes são múltiplos constantes do salário mínimo (2,5 para carpinteiros e 1,0 para serventes), de forma que o diferencial entre mão-de-obra qualificada e serventes permanece constante. A partir de 1974, a remuneração dos serventes se “descola” para um pouco acima do salário mínimo, enquanto os salários para as categorias

Gráfico 3  
**RELAÇÕES ENTRE OS SALÁRIOS DE MESTRES, CARPINTEROS E BOMBEIROS E OS SALÁRIOS DE SERVENTES - 1969/79**



mais qualificadas, contrastando com o que aconteceu nos Estados do Sul, permanecem razoavelmente constantes quando expressos como múltiplos do salário mínimo (entre 2,0 e 2,5). Disso resulta uma deterioração dos diferenciais de salários da mão-de-obra qualificada em relação à não-qualificada (serventes), em consequência da pressão que vem de baixo, pois o “descolamento” em relação ao mínimo que se observa no caso de serventes não se repete no caso da mão-de-obra qualificada. Os dados para os Estados do Centro-Sul sugerem nitidamente que a remuneração da mão-de-obra qualificada é normalmente fixada como múltiplo do salário mínimo (embora, quando a taxa de inflação se acelera na segunda metade do período, haja “descolamentos” significativos no curto prazo). A remuneração para mestres-de-obras, quando expressa como múltiplo do salário mínimo, apresenta uma tendência de aumento acentuado em todo o Centro-Sul, atingindo níveis tão elevados como 6,0 ou 7,0 vezes o salário mínimo no final dos anos 70.

*Caso IV – Mato Grosso.* Sendo um Estado da fronteira oeste em expansão, Mato Grosso constitui um caso isolado. Os salários para serventes se “descolam” para cima em relação ao mínimo, enquanto a remuneração da mão-de-obra qualificada, expressa em termos de múltiplos do salário mínimo, que, no início do período, encontrava-se extremamente elevada, apresenta um forte declínio. No final do período, o diferencial de salários da mão-de-obra qualificada em relação aos serventes estabiliza-se em níveis próximos à média nacional, ou seja, 2,0. Esse comportamento reflete possivelmente o efeito das migrações para um Estado de fronteira com altas taxas de crescimento. Os diferenciais no caso de mestres-de-obras apresentam oscilações cíclicas acentuadas no período, em parte talvez por problemas de amostragem.

*Conclusões.* Apesar das variações regionais, os dados da indústria de Construção Civil são coerentes com a visão de que a influência da política de salário mínimo é exercida não apenas sobre o salário da mão-de-obra não-qualificada, mas também sobre o da mão-de-obra qualificada. Tanto no Nordeste como no Centro-Sul é impressionante a constância do salário da mão-de-obra qualificada em termos do salário mínimo. No caso do Nordeste, essa constância ocorre



apesar do “descolamento” dos salários dos serventes em relação ao mínimo. Nos Estados do Sul, contudo, observa-se maior rigidez dos diferenciais entre qualificados e não-qualificados, e para ambos os grupos ocorre um pequeno aumento dos salários em relação ao mínimo. Mas em todos os casos a mão-de-obra, quando considerados conjuntamente qualificados e não-qualificados, foi incapaz de evitar os efeitos inibidores que a evolução desfavorável do mínimo teve sobre o salário real e, portanto, dado o rápido crescimento da produtividade na Construção Civil, a sua participação no valor adicional desse setor deve ter declinado. Os mestres-de-obras são facilmente identificáveis como um grupo que, excepcionalmente, se beneficiou. A explicação usual coloca os diferenciais crescentes em favor desse grupo como um fenômeno de mercado: a grande expansão da indústria de Construção Civil na década de 70<sup>14</sup> teve como ponto de estrangulamento as qualificações específicas de mestre-de-obras. Embora esse enfoque possa ser, em parte, verdadeiro, é surpreendente notar que o comportamento dos salários para a mão-de-obra qualificada não é consistente com a ocorrência de escassez de mão-de-obra a esse nível. Nossa sugestão é que a remuneração dos mestres-de-obras pode estar vinculada à lucratividade, como é o caso da remuneração dos administradores e gerentes.

Os mestres-de-obras constituem o nível mais baixo da estrutura de autoridade e, enquanto tal, desempenham um papel fundamental no processo de trabalho — sobretudo em um período de *boom* prolongado na Construção Civil, em um contexto de queda nos salários

<sup>14</sup> No período para o qual existem dados disponíveis, ou seja, 1970/76, o produto real *per capita* no setor de Construção Civil cresceu, aproximadamente, a 4% por ano:

	PEA na Construção Civil	Índice	Produto real na Construção Civil
1970	1.773.432	100	100
1976	2.661.099	150,1	201,3

FONTES: IBGE, *Indicadores sociais*, 1979, p. 30; e FGV, *As contas nacionais do Brasil, 1965-78*, 1979, p. 71.

reais e repressão política. A lealdade com a empresa seria, assim, de importância primordial, e a categoria, portanto, crescentemente melhor remunerada.

Embora seja óbvio que as extrapolações dos resultados da indústria de Construção Civil para as empresas do setor "formal" da economia devam ser feitas com todo o cuidado, talvez seja válido concluir que os efeitos inibidores da política de salário mínimo não ficaram confinados aos trabalhadores menos qualificados, mas tiveram amplas repercussões para o conjunto total da mão-de-obra.<sup>15</sup>

## 5 — Tendências de longo prazo dos salários na construção civil

Pode-se argumentar que, dado que o salário mínimo real encontrava-se deprimido entre 1969/79, as evidências para esse período não constituem uma boa base empírica para uma teoria da determinação da taxa de salário para a mão-de-obra não-qualificada e semiquificada nos períodos em que o valor real do salário mínimo oficial situava-se em níveis mais elevados — caso dos anos 50 e do começo dos 60. Nesse sentido, a prática de não acatar o salário mínimo oficial pode ter sido generalizada entre as empresas do setor "formal" naquelas épocas em que seu valor real foi mais generoso. Nessas épocas, teríamos também o estreitamento do diferencial entre os salários da mão-de-obra qualificada e o mínimo oficial. Da mesma forma, poder-se-ia argumentar que a estreita relação entre a mão-de-obra não qualificada (serventes) e o salário mínimo oficial que ocorre no período 1969/79, quando se observa uma queda do salário mínimo real menos acentuada que nos períodos anteriores [cf. Wells e Drobny (1982, Tab. 1)], pode, na verdade, não ser extrapolável para períodos

<sup>15</sup> Esses resultados são compatíveis com as séries temporais de taxas de salários por categoria ocupacional publicadas pelo DIEESE (1977), embora as categorias de ocupações qualificadas e semiquificadas nesse estudo pareçam ter tido maior sucesso (ainda assim parcial) em resistir à erosão do salário real entre 1961 e 1971 do que as categorias correspondentes na Construção Civil.

anteriores. Portanto, não se pode argumentar que as taxas de salários para a mão-de-obra qualificada e não-qualificada foram puxadas para baixo pela violenta queda do salário mínimo real durante os anos 60. Assim, apesar das evidências para o período 1969/79, a política de salário mínimo especialmente regressiva que se observa em meados dos anos 60 pode não ter tido os efeitos negativos sobre os níveis de salários da mão-de-obra qualificada que usualmente lhe são imputados pelos críticos das políticas salariais dos sucessivos governos militares.

Os dados que, idealmente, seriam necessários para se testar essa hipótese, quais sejam, séries temporais de taxas de salários por categorias ocupacionais para o período relevante da década de 60, não se acham disponíveis. Contudo, para a cidade de São Paulo, especificamente, encontramos observações para as taxas de salários diárias para quatro categorias<sup>16</sup> de trabalhadores da Construção Civil em três momentos no tempo (1948, janeiro de 1954 e janeiro de 1955) [cf. *Conjuntura Econômica* (1956)]. Essas séries (deflacionadas para valores constantes médios de 1952, segundo o deflator do DIEESE) encontram-se reproduzidas na Tabela 5.

Resumindo os resultados para o período 1969/79: o salário mínimo é um estimador perfeito para os salários de serventes entre 1969 e 1973; para períodos subseqüentes, as taxas de salários levantadas para os meses de janeiro se “descolam”, tornando-se maiores do que o mínimo. Duas das categorias de mão-de-obra qualificada (carpinteiros e pedreiros) mantêm durante todo o período um diferencial constante em relação ao mínimo e, com isso, têm seu diferencial em relação aos serventes um pouco comprimidos a partir de 1974. Por sua vez, encanadores e pintores têm seu diferencial em relação ao mínimo um pouco alargado — o que só acontece, porém, no final da década. O diferencial da mão-de-obra qualificada em relação aos serventes fica, tipicamente, entre 2,0 e 2,5.

<sup>16</sup> Para fins de comparação com as outras séries de salários por hora, supõe-se uma jornada média de trabalho de oito horas. As conclusões principais são praticamente as mesmas se adotarmos a hipótese de uma jornada de 10 horas de trabalho.

TABELA 5

*Cidade de São Paulo: taxas de salário por hora para trabalhadores da indústria de Construção Civil*

(Em Cr\$ constantes médios de 1952)

	Enca- nador	Carpin- teiro	Pe- dreiro	Pintor	Mão- de- obra não- quali- ficada	Salário mínimo oficial
1948	15,0	15,0	12,0	15,0	7,5	2,3
1952	—	—	—	—	—	5,0
Janeiro de 1954	12,0	10,5	9,4	9,0	5,5	3,7
Janeiro de 1955	11,7	10,0	8,9	8,7	7,9	6,1
Janeiro de 1969	8,8 (2,6) <sup>a</sup>	8,1 (2,3)	6,9 (2,0)	7,2 (2,1)	3,4 (1,0)	3,4
Janeiro de 1970	8,6 (2,4)	7,2 (2,1)	6,8 (2,0)	6,8 (2,0)	3,4 (1,0)	3,4
Janeiro de 1971	8,2 (2,5)	7,1 (2,2)	6,9 (2,1)	6,9 (2,1)	3,3 (1,0)	3,3
Janeiro de 1972	7,6 <sup>b</sup> (2,3)	6,9 (2,1)	6,6 (2,0)	6,9 (2,1)	3,3 (1,0)	3,3
Janeiro de 1973	7,4 (2,3)	7,2 (2,3)	5,7 (1,8)	6,0 (1,9)	3,2 (1,0)	3,2
Janeiro de 1974	8,1 (2,8)	7,2 (2,5)	6,8 (2,3)	6,8 (2,3)	3,4 (1,2)	2,9
Janeiro de 1975	8,3 (2,7)	6,6 (2,1)	5,8 (1,9)	6,6 (2,1)	4,0 (1,3)	3,1
Janeiro de 1976	6,9 (2,5)	6,2 (2,2)	6,2 (2,2)	6,3 (2,3)	3,8 (1,4)	2,8
Janeiro de 1977	8,1 (2,9)	5,9 (2,1)	6,3 (2,3)	5,8 (2,1)	3,9 (1,4)	2,8
Janeiro de 1978	10,7 (2,7)	6,3 (2,2)	5,7 (2,0)	6,9 (2,4)	3,8 (1,3)	2,9
Janeiro de 1979	8,9 (3,1)	6,3 (2,2)	6,0 (2,1)	7,8 (2,7)	3,8 (1,3)	2,9

FONTES: Dados de salários diários para 1948, 1954 e 1955: FGV, *Conjuntura Econômica*, 1956, p. 173; para 1969/79: IBGE, *Índices da Construção Civil*, estimativas para janeiro. Os índices de custo de vida são propriamente encadeados, os da FVG para 1948/52, da FIPE para 1954 e 1956 e do DIEESE para períodos subsequentes.

<sup>a</sup> Os números entre parênteses representam a relação entre as taxas de salários e o mínimo oficial.

<sup>b</sup> Os dados de fevereiro são mais representativos.

Ao interpretar os dados para 1948, 1954 e 1955 — em especial as observações de que durante esses anos os salários de serventes são superiores ao mínimo —, deve-se ter em mente que nesse período o ajustamento do salário mínimo era feito de forma discreta. Assim, em 1948 o salário mínimo sofre um ajustamento; antes disso, contudo, ele havia sido ajustado em 1943 e, depois, só voltaria a ser ajustado em janeiro de 1952. Entre 1943 e 1948, o nível de preços quase dobrou, e em 1948 a remuneração de serventes é de 3,2 vezes o nível de salário mínimo; *durante os anos 40*, a resistência do salário real foi adequada para evitar que o rápido decréscimo do salário mínimo real se tornasse um padrão de referência para a taxa de remuneração dos serventes [para outras evidências nesse sentido, cf. Wells (1980)]. O notável é que em 1948 o diferencial de salários entre a mão-de-obra qualificada e os serventes (da ordem de 2,1) é praticamente o mesmo daquele dos anos 70 (25 anos depois). Em janeiro de 1954, o salário mínimo encontrava-se sem ajustamento desde janeiro de 1952 (ou seja, por um período de 24 meses), mas as taxas de remuneração para serventes encontravam-se em um nível 50% acima do salário mínimo nominal vigente; além disso, ao que parece, a resistência do salário possibilitou uma não deterioração das taxas de salários dos serventes comparativamente aos níveis de salário mínimo real fixados em janeiro de 1952. Embora durante o ano de 1954 tenha-se observado um maior grau de variabilidade nos diferenciais para a mão-de-obra qualificada do que em 1948, os valores médios mantiveram-se em aproximadamente 2:1. O reajustamento do valor nominal do salário mínimo em julho de 1954 (em um montante de 93%) teve como consequência não só empurrar para cima os salários de serventes, mas também, pelo menos no curto prazo, foi responsável por uma dramática compressão dos diferenciais entre mão-de-obra qualificada e serventes.<sup>17</sup>

Resumindo os resultados para os anos 50: as taxas de salários para serventes são em geral maiores que o salário mínimo oficial, enquanto

<sup>17</sup> Independentemente, foi observado na época: "As duas revisões do salário mínimo (em maio de 1954 e julho de 1956) aumentaram tanto o salário mínimo real que tiveram efeitos adversos sobre os diferenciais de salários" (*Conjuntura Econômica*, nov. 1958).

o diferencial médio de 2:1 entre mão-de-obra qualificada e serventes é praticamente o mesmo dos anos 70.

Comparando-se os dois conjuntos de dados, deve-se notar que a estreita associação existente entre o nítido declínio no salário mínimo e no dos serventes — e, sobretudo, o fato de que esses dois coincidem entre 1969 e 1973 — constitui uma forte indicação do papel causal desempenhado pela política de salário mínimo. O diferencial entre mão-de-obra qualificada e serventes permaneceu praticamente constante entre os anos 50 e 70; portanto, a taxa de salário para a mão-de-obra qualificada não pôde resistir à deterioração de aproximadamente 30% que ocorre entre meados dos anos 50 e começo dos 70. Diante dessa evidência e de todo o clima de repressão política associado a ela, dificilmente se poderia negar o papel desempenhado pela política de salário mínimo. A menos que o declínio na taxa de remuneração por hora tenha sido compensado por um aumento na jornada de trabalho diária ou por um aumento nas oportunidades de emprego, os trabalhadores da Construção Civil parecem ter sofrido um empobrecimento absoluto nesse período de 20 a 25 anos — um resultado realmente digno de nota. Não seria possível que fatores outros que não a política salarial fossem responsáveis por esse resultado? É bastante improvável que as condições do mercado de trabalho tenham-se deteriorado de tal forma (pelo acréscimo do tamanho relativo do exército de reserva de trabalho), a ponto de levar a uma deterioração do salário real desse montante. Além disso, se a tendência expressa nos salários dos serventes deve-se às forças de mercado, fica ainda sem explicação de que maneira foi possível uma fixação tão precisa do salário mínimo oficial a ponto de torná-lo praticamente idêntico aos salários declarados para serventes (especialmente para 1969/73). Certamente, diante de uma tendência de deterioração tão substancial nas taxas de salários para serventes, a versão particular da teoria da “subsistência social” que nos é apresentada por Macedo (1977) pode ser cabalmente rejeitada.

Concluindo, os dados nos sugerem que, sob um regime de reajustamentos muito espaçados do salário mínimo nominal (caso das décadas de 40 e 50), o salário dos serventes manteve-se entre os reajustamentos dos salários mínimos em termos reais; contudo, quando a tendência entre os reajustamentos do salário mínimo é des-

cedente, como acontece depois de 1961 — sendo acompanhada depois de 1964 por uma forte repressão dos sindicatos e dos movimentos políticos de oposição —, não só os salários dos serventes, mas também os das categorias mais qualificadas, mostram-se incapazes de resistir à queda secular nos salários mínimos reais. A evidência apresentada para São Paulo é, portanto, consistente com a possibilidade de que durante o final dos anos 60 e o começo dos 70 o salário mínimo constituiu um teto para as taxas de salário da mão-de-obra não-qualificada.

## 6 — Conclusões

A principal conclusão desse artigo é a de que tanto os dados de *cross-section* como as séries temporais sobre salários disponíveis para a indústria de Construção Civil no Brasil são consistentes com a hipótese de que na maioria das regiões as taxas de salário para a mão-de-obra não-qualificada (serventes) nas empresas do setor formal dessa indústria são determinadas pelo salário mínimo oficial. Essa relação tem como exceções mais importantes as seguintes: a) as áreas de população extremamente rarefeita nos Estados de fronteira da região amazônica, onde os determinantes dos salários da mão-de-obra não-qualificada, ao que parece, são diferentes, mas, de qualquer forma, não constituem uma experiência relevante para a situação *típica* do mercado de trabalho brasileiro; e b) o caso dos Estados mais industrializados e com maior renda do Centro-Sul e do Sul do país durante o período 1974/79, onde os salários dos serventes são capazes de evitar a erosão dos salários reais que decorre dos ajustes discretos anuais no mínimo oficial, demonstrando alguma tendência de crescimento em relação ao salário mínimo oficial.

De que forma poderíamos explicar essa mudança aparentemente fundamental no papel desempenhado pelo salário mínimo na determinação dos salários dos trabalhadores da Construção Civil nos Estados do Sul e do Centro-Sul no período 1974/79? Tentativamente, pode-se sugerir que isso é o resultado de uma série de fatores que interagem durante esse período. Em primeiro lugar, temos, pelo lado

da demanda, o prolongado *boom* em todos os setores urbanos da economia (que atinge um auge em 1973, seguindo-se flutuações cíclicas do tipo *stop-go* no nível de atividade econômica), o qual pode ter sido, temporariamente, responsável pelo esgotamento da reserva de trabalho nesses Estados, com a concorrência entre empregadores causando uma elevação espontânea nos salários dos serventes em relação ao mínimo. No período 1977/78, a redução do nível de atividade econômica (que é especialmente marcada na Construção Civil) pode ter sido responsável pela tendência no sentido de se retornar à relação observada entre os salários de serventes e o mínimo durante 1969/73. Mas, tão ou mais importante que o estreitamento do mercado de trabalho, existe um fator adicional atuando nesse período: o relaxamento do regime político autoritário que se observa depois de 1974 pode ter contribuído para o enfraquecimento do papel que os níveis de salário mínimo real extremamente deprimidos desempenhavam na determinação das remunerações. Durante 1973, como consequência da subestimativa deliberada do aumento de custo de vida nesse ano por parte do Governo (12% contra os 25% estimados pelo DIEESE), o salário mínimo real sofre perdas consideráveis, sendo também nítida, a partir de 1974, a aceleração da inflação. A frequência dos ajustamentos nos salários nominais cresce dramaticamente a partir de meados de 1973, e o processo de liberalização política pode ter criado as condições necessárias para o sucesso de uma resistência às perdas de salário real, que decorrem tanto da subestimativa de 1973 como da aceleração inflacionária subsequente.

Os dados de salários para trabalhadores com mais qualificação sugerem que a política de salário mínimo não tem sua relevância restrita somente aos salários da mão-de-obra não-qualificada. Ao longo do tempo, os salários para a mão-de-obra qualificada permanecem praticamente proporcionais àqueles da mão-de-obra não-qualificada — o que se explica seja pelas convenções que governam o comportamento dos diferenciais de salários, seja porque os índices (de fato, índices de preços subestimados) utilizados para ajustar os salários da mão-de-obra qualificada da Construção Civil estiveram bastante próximos daqueles que foram usados para ajustar o salário



mínimo oficial.<sup>18</sup> As relações que se observam no período 1969/79 entre o salário de serventes e o mínimo e entre o salário da mão-de-obra qualificada e o de serventes, a partir das poucas observações disponíveis para a década de 50, parece que permanecem válidas para essa década, apesar de o salário mínimo real ter sido 40% maior durante esse período. As evidências sugerem de forma contundente que a queda do salário mínimo durante os anos 60 foi responsável pela contração das taxas com que se remunera não só os trabalhadores não-qualificados, mas também aqueles de categorias mais qualificadas.

Portanto, as evidências da Construção Civil são coerentes com duas das proposições apresentadas em nosso artigo anterior [cf. Wells e Drobny (1982)]: especificamente, que a *taxa básica de salários* no setor “formal” ou verdadeiramente capitalista da economia brasileira é determinada pelo salário mínimo oficial, e que o grau de diferenciação das remunerações (inclusive aquelas de administradores e gerentes e dos empregados em tarefas manuais) é inversamente relacionada com o comportamento do salário mínimo. Duas proposições adicionais são sugeridas por nossos resultados: primeiro, o papel determinante do mínimo depende da frequência com que ele é reajustado (quanto menos freqüente o reajustamento, maior a possibilidade de haver “descolamento” a curto e longo prazos); e, segundo, o autoritarismo político tende a reforçar a capacidade que o Estado possui de determinar o salário mínimo como um teto dos salários para a mão-de-obra qualificada.

Que poderiam sugerir nossos resultados em termos de uma teoria de determinação dos salários no setor urbano de uma economia semi-industrializada? Partimos da presunção de que o elevado nível de produtividade do trabalho, a prática difundida de fixação de preços a partir dos custos em um ambiente oligopolista e o consi-

<sup>18</sup> Desde 1964 os conflitos sobre reajustes de salários setoriais são resolvidos em Juntas de Conciliação da Justiça do Trabalho, onde os interpeladores pouco têm a fazer senão aceitar os índices de reajustamento impostos pelo Governo. O direito de greve foi suspenso de fato entre 1964 e 1975. No seu conjunto, nossos resultados implicam que o “descolamento” dos salários da mão-de-obra qualificada em relação aos fixados nessas Juntas de Conciliação é insignificante.

derável grau de diferenciação das remunerações no setor “formal” da economia permitem que a *taxa básica de salário* possa variar dentro de limites bastante amplos sem ameaçar a lucratividade e a acumulação. Nesse setor, o salário mínimo oficial desempenha um papel fundamental como sinalizador no processo de determinação do salário,<sup>19</sup> atuando como padrão de referência tanto para os empregados como para os empregadores.

O argumento acima desenvolvido é freqüentemente aceito nas discussões de mercados de trabalho “duais” nos países subdesenvolvidos, onde o salário mínimo é colocado como um *piso* para os salários no setor “formal”, piso esse que, na ausência da legislação do salário mínimo, cairia para os níveis vigentes no setor “competitivo” do mercado de trabalho: nesses modelos “dualistas”, o setor “competitivo” — que se supõe seja continuamente inundado pelos novos contingentes de imigrantes rurais que chegam ao mercado de trabalho urbano —, o preço da oferta de trabalho é aproximadamente igual aos baixos níveis de vida prevalentes no setor rural, podendo igualar-se ou mesmo estar abaixo do mínimo de subsistência biológica. Contudo, mesmo em largas parcelas do setor “competitivo” o salário mínimo oficial pode atuar como um padrão de referência importante para a determinação de renda, seja para os trabalhadores assalariados, seja para os autônomos. Segue-se, portanto, que o salário mínimo pode atuar não como um *piso* para o *salário básico* no setor “formal”, mas, de fato, nos períodos de governos autoritários, como um *teto* para o *salário básico* prevalente na economia urbana. Uma ilustração disso é o caso brasileiro, onde um regime politicamente autoritário, indo fortemente contra o chamado “assistencialismo (*welfarism*) prematuro” dos governos populistas da década de 50, promulga uma política salarial fortemente restritiva, que, ao que tudo indica, foi capaz de empurrar para baixo toda a estrutura de salários pagos à mão-de-obra nas empresas do setor de Construção Civil. O regime político de certa forma arrancou dos

<sup>19</sup> Muito embora a política de fixação do salário mínimo não possa ser separada de outros aspectos da atitude do Estado em relação à classe trabalhadora (particularmente da liberdade de organização sindical e de exercer atividades políticas, etc.).

trabalhadores do setor “formal” a capacidade de defender seu nível de vida e as organizações trabalhistas que eles tinham conseguido durante os anos 50. Dificilmente se pode acreditar que os trabalhadores no setor “competitivo” do mercado de trabalho tenham sido capazes de resistir a esse conjunto de pressões. O relaxamento do regime político a partir do final de 1973 significou, no entanto, que os níveis fortemente deprimidos do mínimo oficial não mais poderiam ser sustentados como um *teto* para as taxas de salário da mão-de-obra não-qualificada nos Estados das regiões Sul e Centro-Sul. Observa-se a ocorrência de um “descolamento” para cima dessas taxas de salários em relação ao mínimo,<sup>20</sup> cuja explicação depende somente em parte da concorrência mais acirrada entre os empregadores,<sup>21</sup> que decorre do estreitamento do mercado de trabalho<sup>22</sup> nessa parte do País. Outro fator explicativo são as expectativas e o maior poder de barganha dos trabalhadores em uma região do Brasil que possui um nível geral de desenvolvimento social e econômico consideravelmente maior que o das demais.

Essa linha de argumentação, sugerindo que os salários da mão-de-obra não-qualificada podem variar dentro de limites bastante amplos (que dependem do poder de barganha da classe trabalhadora), difere substancialmente dos modelos de determinação dos salários “dualistas” ortodoxos. Se o salário mínimo é um padrão de referência importante para todo o setor urbano, sugere-se como implicação que a política de fixação do salário mínimo oficial pode ser utilizada para melhorar a situação dos pobres tanto no setor “formal” como no “informal”.

<sup>20</sup> Também é possível que os empregadores tenham cedido à força do argumento de que o índice oficial de custo de vida de 1973 tenha subestimado substancialmente a inflação daquele ano.

<sup>21</sup> Deve ser lembrado que no Estado de São Paulo, que possui a agricultura mais rica de todo o País, a força de trabalho agrícola representa apenas 13% da população economicamente ativa.

<sup>22</sup> Morley *et alii* (1979) nos dão um exemplo de coalizão entre empregadores para se manter os níveis de salário para a mão-de-obra não-qualificada no nível mínimo, apesar da alta rotatividade que denotaria escassez de trabalho. Tais práticas — e o poder de barganha dos empregadores em geral — são muito provavelmente enfraquecidas em um regime político mais liberal.

## Apêndice 1 — Uma nota sobre o cumprimento da legislação salarial

Ao testar a hipótese de que, mesmo em regiões nas quais a mão-de-obra é abundante, o salário mínimo oficial age como um padrão de referência para as taxas de salário da mão-de-obra não-qualificada (serventes) no setor empresarial "formal", a base de dados pode ser criticada por conter um importante viés. Dado que as informações referentes às taxas salariais são coletadas por uma instituição oficial (IBGE), as empresas podem relutar em fornecer informações sobre taxas de salário horário abaixo do mínimo legal. Do exame do questionário depreende-se que as próprias empresas é que o preenchem; assim, existe claramente a possibilidade de registrarem salários acima dos efetivamente pagos. No entanto, existe um grande número de evidências sugerindo que a base de dados não possui esse viés. Nesse sentido, 10,9% de todas as observações dos salários de serventes situam-se abaixo do mínimo oficial; uma proporção tão elevada certamente indicaria que as declarações falsas não são tão freqüentes. Mas esta alta percentagem também indica que o salário mínimo não é de fato o padrão de referência para os salários horários dos serventes. Na maioria dos casos, a incidência de taxas salariais abaixo do mínimo reflete uma defasagem no reajustamento das taxas em relação às mudanças no salário mínimo oficial: em alguns dos nove Estados do Nordeste esta defasagem no reajustamento pode levar até cinco meses, mas eventualmente tem lugar. Logo, embora as condições de abundância de mão-de-obra realmente inibam a conformidade imediata com o salário mínimo recém-reajustado, o mínimo oficial efetivamente representa um piso para as taxas de salário dos serventes na região. Incorporando uma defasagem de um mês nas séries temporais que relacionam as taxas salariais dos serventes ao salário mínimo, tem-se um claro efeito nestes Estados (principalmente do Nordeste), em que o coeficiente estimado era inferior à unidade: na especificação com defasagem, o coeficiente  $\beta$  é mais próximo da unidade e a soma dos resíduos quadrados diminui.

## Apêndice 2 — Quão importante é o “descolamento” dos salários?

A evidência econométrica apresentada no texto deste trabalho considera a relação entre as taxas de salário dos serventes e o mínimo apenas em termos nominais, ao passo que Bacha e Taylor (1978),<sup>23</sup> para testar a importância do “descolamento” dos salários em relação ao mínimo, incluíram a taxa de inflação como uma variável independente adicional e estimaram também uma equação de salários reais. Quão sensíveis são os resultados acima apresentados em relação a diferentes especificações?

Redefinamos, brevemente, os “descolamentos” de curto e médio prazos conforme utilizados neste trabalho. Um “descolamento” *positivo* de curto prazo ocorre quando as taxas salariais dos serventes elevam-se em relação ao valor nominal do mínimo oficial entre reajustes discretos neste último (anuais durante a maior parte do período 1969/79), mas, ainda assim, coincidem com o mínimo na data do seu reajuste a um novo nível real. Uma vez que a inflação é contínua ao longo do período, o “descolamento” de curto prazo evidencia uma certa resistência do salário real e significa que, na média, as taxas salariais reais dos serventes são mais elevadas do que o mínimo oficial real. O fato de que as taxas dos serventes e o mínimo oficial coincidem na data do reajuste do salário mínimo parece indicar que este é, ainda assim, o padrão de referência para as taxas salariais dos serventes. Um “descolamento” de curto prazo *negativo* ocorre quando as taxas salariais dos serventes ajustam-se às mudanças no salário mínimo oficial com uma defasagem de cerca de um mês. Um “descolamento” de longo prazo positivo ocorre quando a taxa dos serventes excede o mínimo oficial durante todo o tempo, incluindo o período no qual o mínimo é reajustado.

Para virtualmente todos os Estados, exceto os da região amazônica, não existe, durante o período 1969/73, nenhuma evidência de “descolamento” positivo, seja de curto prazo, seja de longo prazo. O

<sup>23</sup> Ver Wells e Drobny (1982) para uma discussão dos resultados das análises de regressão feitas por esses autores.

mesmo se aplica em geral aos Estados do Nordeste no período 1974/79. No Centro-Sul e nos Estados do Sul, em contraste, há evidências de ambos os “descolamentos” durante o subperíodo 1974/79.

O Apêndice 3 contém gráficos de taxas de salário dos serventes e do mínimo oficial em termos nominais para São Paulo durante 1969/79 exemplificando esta situação. Para o subperíodo 1969/73, ambas as taxas salariais coincidem, embora as dos serventes apresentem-se defasadas em relação ao mínimo (em dois meses, no máximo) em alguns anos. A partir do final de 1973 há claras evidências de “descolamentos” positivos tanto de curto quanto de longo prazo, o que é refletido nas estimativas da equação de salários nominais (ver Tabela 4). São Paulo é, de longe, o exemplo mais claro desse fenômeno.

Seguindo Bacha e Taylor (1978), a equação seguinte foi estimada usando-se dados mensais tanto para o período 1969/79 como um todo quanto para os subperíodos 1969/73 e 1974/79:

$$SW_t = a + bMW_t + cP_t \quad (6)$$

onde:  $SW_t$  = taxas de salário horário de serventes;

$MW_t$  = taxas horárias do salário mínimo oficial; e

$P_t$  = índice de custo de vida.

As estimativas revelam vários problemas ao usar esta especificação para avaliar o papel da inflação na determinação das taxas salariais dos serventes, independentemente do mínimo oficial, e questionam as conclusões extraídas [por exemplo, por Bacha e Taylor (1978)] estimando-se a mesma equação.

A Tabela A.2.1 contém os resultados obtidos ao estimar-se a equação anterior para São Paulo e Guanabara<sup>24</sup> nos períodos 1969/

<sup>24</sup> Estes Estados foram escolhidos porque os gráficos mostram que neles os “descolamentos” de curto e longo prazos foram mais pronunciados. Igualmente, o exercício não foi repetido para outras cidades devido a dúvidas em relação aos índices oficiais de custo de vida preparados nestes outros casos. Não podemos evitar o uso das séries oficiais para a Guanabara, mas para São Paulo tanto os índices do DIEESE quanto os da FIPE foram utilizados.

79, 1969/73 e 1974/79. Os resultados para o Estado da Guanabara mostram claramente a importante mudança que ocorre entre os dois subperíodos: no primeiro, o coeficiente do salário mínimo nominal é igual à unidade, o coeficiente do termo de preços é zero e a equação estimada é um ajustamento perfeito; no segundo, o coeficiente da inflação ganha uma importância muito maior. Os resultados para São Paulo também demonstram uma mudança semelhante entre os dois subperíodos. No entanto, dois pontos devem ser mostrados: a) a extrema sensibilidade dos resultados em relação à escolha do índice de custo de vida (comparar as colunas A e B em cada subperíodo); e b) as séries de salário mínimo e de custo de vida são altamente correlacionadas. O coeficiente de correlação obtido (0,99) sugere o surgimento de um problema de multicolinearidade, o qual pode acarretar coeficientes de regressão não-confiáveis. Tomemos como exemplo o valor do coeficiente do salário mínimo em São Paulo no primeiro subperíodo (0,52): um exame do gráfico para esse período (ver no Apêndice 3) indica que em apenas 10 das 60 observações as taxas salariais de serventes e do mínimo são diferentes, sugerindo que o coeficiente angular está viesado para baixo. Note-se

TABELA A.2.1

*Estimativas da equação (6)*

Variáveis independentes	1969/79			1969/73			1974/79		
	São Paulo		Guanabara	São Paulo		Guanabara	São Paulo		Guanabara
	A	B		A	B		A	B	
$MW_t$	0,17 <sup>a</sup> (3,7)	0,17 <sup>a</sup> (3,4)	-0,03 (0,4)	0,09 (0,7)	0,52 (2,6)	1,00 <sup>a</sup> (b)	0,70 <sup>a</sup> (4,00)	0,19 <sup>a</sup> (3,6)	-0,04 (0,4)
$P_t$	0,52 <sup>a</sup> (24,4)	0,68 <sup>a</sup> (20,6)	0,77 <sup>a</sup> (17,7)	0,46 <sup>a</sup> (2,3)	0,33 <sup>a</sup> (2,7)	0,0 (0,0)	0,49 <sup>a</sup> (12,4)	0,64 <sup>a</sup> (19,4)	0,77 <sup>a</sup> (12,7)
$a$	-6,3 <sup>a</sup> (2,8)	-29,9 <sup>a</sup> (8,9)	-29,9 <sup>a</sup> (7,8)	4,8 (1,4)	-8,9 <sup>a</sup> (2,3)	0,0 (0,0)	13,2 <sup>a</sup> (2,9)	4,7 (1,0)	-25,3 <sup>a</sup> (2,7)
$R^2$	0,996	0,995	0,990	0,96	0,93	1,00	0,995	0,995	0,98
DW	0,74	0,54	0,34	0,67	0,52	--	1,11	1,04	0,34

NOTAS: -- Valores de  $t$  entre parênteses.

-- A = usando o índice de custo de vida do DIEESE.

-- B = usando o índice de custo de vida da FIPE.

<sup>a</sup> Significativamente diferente de zero ao nível de 95%.

<sup>b</sup> Ajustamento perfeito; a estatística  $t$  foi de 159 milhões.

que Bacha e Taylor (1978), com um conjunto diferente de dados, obtêm valores similares para o coeficiente do salário mínimo, o que justifica a visão destes autores de que o mínimo exerce uma influência apenas parcial na determinação dos salários; o problema da multicolinearidade afeta igualmente a *precisão* das estimativas de Bacha e Taylor da elasticidade salário-salário mínimo.

Mesmo assim, não se pode negar a existência de um “descolamento” de curto prazo para os salários dos serventes em São Paulo e na Guanabara no subperíodo 1974/79. Este pode ser melhor demonstrado a partir dos resultados da regressão (ver Tabela A.2.2) entre os índices, com base em maio de cada ano (mês do reajuste do salário mínimo), de salários nominais dos serventes e do custo de vida, que mede movimentos nessas variáveis entre as datas de reajuste do salário mínimo. Para São Paulo, no subperíodo 1974/79, o valor do coeficiente do índice de preços é 0,99 ou 0,79 (dependendo do índice de preços utilizado), ao passo que na Guanabara é 1,04. Em outras palavras, os serventes parecem caracterizar-se por uma resistência de salário real quase perfeita *entre* os reajustes anuais do salário mínimo ao longo do subperíodo 1974/79. Nas conclusões fizemos uma tentativa de justificar estes resultados, os quais não são tão prejudiciais à hipótese “institucional” quanto poderia parecer.

TABELA A.2.2

*Estimativas de “descolamento” de curto prazo*

	1969/79			1969/73			1974/79		
	São Paulo		Guanabara	São Paulo		Guanabara	São Paulo		Guanabara
	A	B		A	B		A	B	
Índice do “descolamento” de preços	0,91 <sup>a</sup> (11,3)	0,85 <sup>b</sup> (8,9)	-0,97 <sup>a</sup> (14,6)	0,69 <sup>a</sup> (4,0)	0,42 (1,9)	0,0 (0,0)	0,99 <sup>a</sup> (9,9)	0,97 <sup>a</sup> (8,3)	1,04 <sup>b</sup> (14,3)
Termo constante	15,3 (1,7)	23,6 (2,2)	-0,94 (0,1)	40,5 <sup>a</sup> (2,2)	70,3 <sup>a</sup> (3,0)	100,0 <sup>a</sup> (77,71)	5,9 (0,5)	8,6 (0,6)	-6,12 (0,7)
R <sup>2</sup>	0,50	0,39	0,63	0,22	0,06	0,00	0,60	0,51	0,76
DW	0,44	0,42	0,47	0,42	0,45	0,00	0,46	0,44	0,57

NOTAS: Para a definição do índice de “descolamento” de preços, ver o texto; valores de *t* entre parênteses.

<sup>a</sup> Significativamente diferente de zero ao nível de 95%.



Uma outra especificação possível seria estimar o modelo em termos das variáveis reais, uma vez que os resultados apresentados nas Tabelas 3 e 4 podem ser espúrios, com a inflação determinando o comportamento de ambas as variáveis. Foram estimadas equações de salários reais para São Paulo e Guanabara com a forma funcional mostrada a seguir para vários períodos, estando os resultados na Tabela A.2.3:

$$\left(\frac{SW}{P}\right)_t = a + b \left(\frac{MW}{P}\right)_t \quad (7)$$

onde:  $SW_t$  = taxa salarial horária dos serventes;

$MW_t$  = taxa do salário mínimo oficial (por hora); e

$P_t$  = índice de custo de vida.

A principal conclusão da análise é que as equações de salário real não têm um desempenho satisfatório, e nem têm utilidade para testar as hipóteses em exame; mas este mau desempenho é devido a razões puramente estatísticas, e a integridade da hipótese institucional permanece intacta. O valor estimado do coeficiente  $b$  na equação (7) é altamente sensível à escolha do índice de custo de vida. Considerando o período 1969/79 e comparando os índices para São Paulo (ver Tabela A.2.3), usando-se os índices do DIEESE (coluna 1) e da FIPE (coluna 2), o coeficiente do salário mínimo real estimado é negativo quando o índice do DIEESE é utilizado (-0,24) e positivo quando se usa o da FIPE (0,92). Esta sensibilidade resulta do fato de que, enquanto as taxas salariais reais dos serventes elevaram-se levemente usando-se qualquer dos deflatores, o salário mínimo real obtido deflacionando-se pelo índice do DIEESE reduziu-se um pouco, ao passo que deflacionado pelo índice da FIPE cresceu. Mas note-se que, em ambos os Estados, e para todos os períodos considerados, o poder explicativo da equação é muito baixo. Por quê? Parece que a equação de salário real estimada é particularmente sensível a uma "modelagem" correta da estrutura de defasagens na relação entre taxas salariais de serventes e o mínimo. Quando, como ocorre para o Estado de São Paulo durante o subperíodo 1969/73, as taxas dos serventes ajustam-se defasadamente ao mínimo oficial (em

TABELA A.2.3

## Estimativas da equação (7)

Variáveis independentes	1969/79			1969/73			1974/79		
	São Paulo		Guana- bara	São Paulo		Guana- bara	São Paulo		Guana- bara
	A	B		A	B		A	B	
$\left(\frac{M}{P}\right)$	-0,24 <sup>a</sup> (3,1)	0,92 <sup>a</sup> (5,6)	0,67 <sup>a</sup> (4,5)	0,34 <sup>a</sup> (3,0)	0,50 <sup>a</sup> (3,0)	1,00 <sup>a</sup> (b)	0,19 <sup>a</sup> (2,7)	0,21 <sup>a</sup> (3,1)	0,16 (1,00)
$\alpha$	0,69 <sup>a</sup> (17,8)	0,13 (1,3)	0,24 <sup>a</sup> (2,9)	0,4 <sup>a</sup> (5,7)	0,3 <sup>a</sup> (3,0)	0,0 (0,0)	0,5 <sup>a</sup> (14,5)	0,6 <sup>a</sup> (15,5)	0,59 <sup>a</sup> (6,1)
$R^2$	0,07	0,20	0,14	0,13	0,13	1,00	0,10	0,12	0,01
DW	0,34	0,27	0,16	0,77	0,61	---	0,75	0,79	0,13

NOTAS: --- Valores de  $t$  entre parênteses.

--- A = usando o índice de custo de vida do DIEESE.

--- B = usando o índice de custo de vida da FIPE.

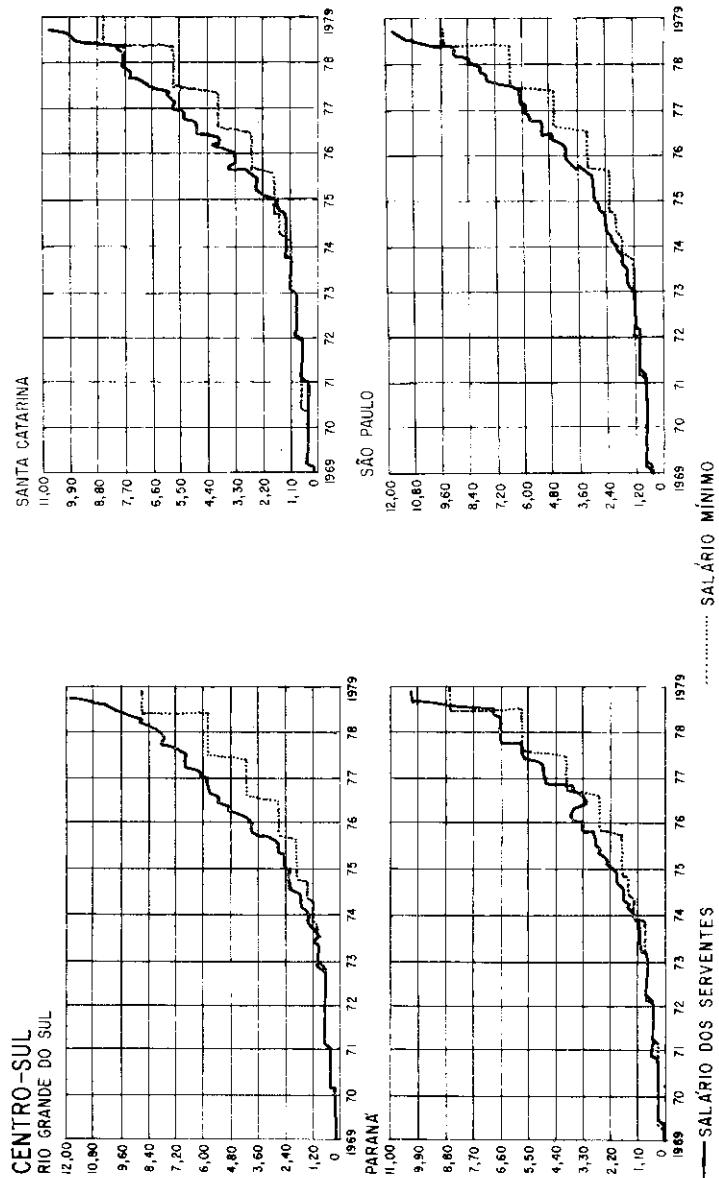
<sup>a</sup> Significativamente diferente de zero ao nível de 95%.

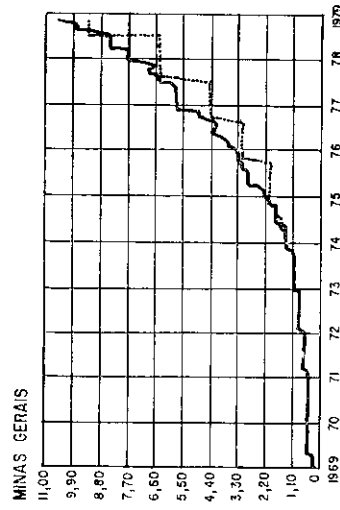
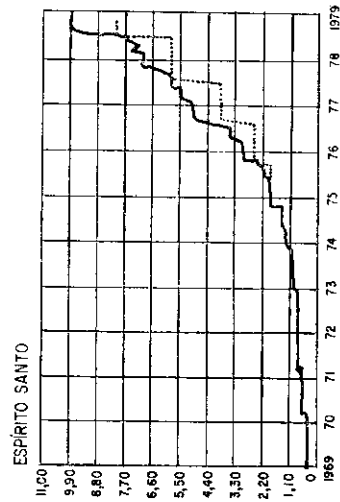
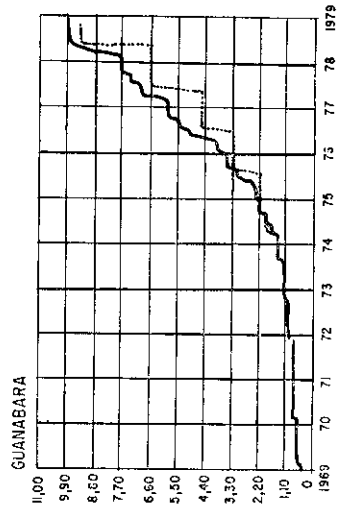
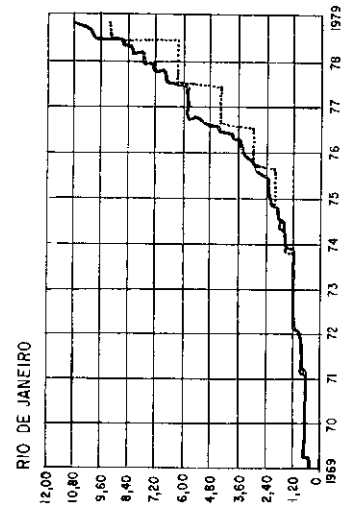
<sup>b</sup> Ajustamento perfeito: a estatística  $t$  foi de 159 milhões.

cerca de um mês), como em 1971, 1972 e 1973, as variações nas séries reais de salários nestes meses são inversamente correlacionadas (em seis de um total de 60 observações). Estas variações nas taxas reais no ponto do reajuste anual são *grandes* relativamente ao total das variações das duas variáveis reais na amostra (dado que o movimento da tendência de ambas as variáveis em termos reais é insignificante, tomando-se o período 1969/79 como um todo). O valor do coeficiente de regressão estimado é extremamente sensível a esse efeito na especificação de salários reais, o que ajuda a entender por que o poder explicativo da relação estimada é tão baixo. Uma especificação apropriada do processo de ajuste eliminaria esse problema (note-se que na Guanabara, onde a equação do salário nominal sem defasagem é perfeitamente ajustada, o mesmo ocorre com a especificação do salário real), de uma forma que não fere a hipótese "institucional".

No entanto, deve-se concluir que, devido a diversas considerações quanto aos dados, a especificação do salário real tem um comportamento medíocre, não se constituindo numa forma útil de testar a hipótese sob consideração.

Apêndice 3  
**VALORES NOMINAIS DO SALÁRIO MÍNIMO E DOS SALÁRIOS PAGOS A SERVENTES  
 (EM Cr\$ / HORA) PARA AS UNIDADES DA FEDERAÇÃO – 1969/79**



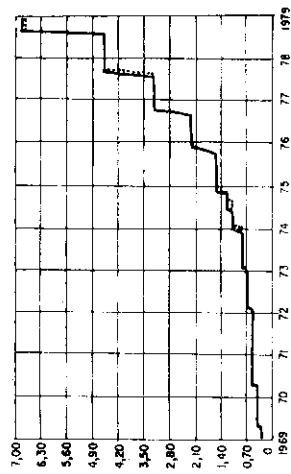


— SALÁRIO DOS SERVENTES

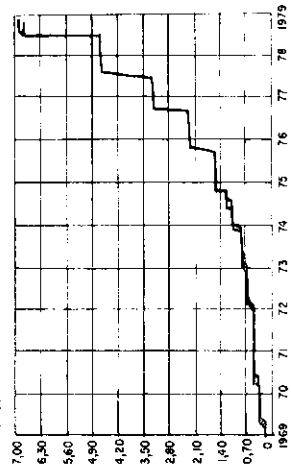
..... SALÁRIO MÍNIMO

**NORDESTE**

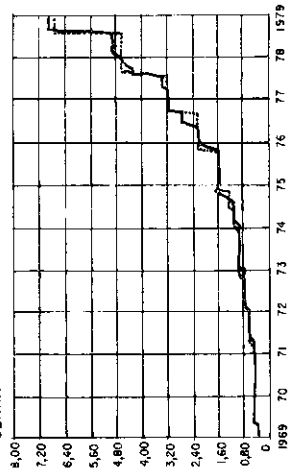
MARANHÃO



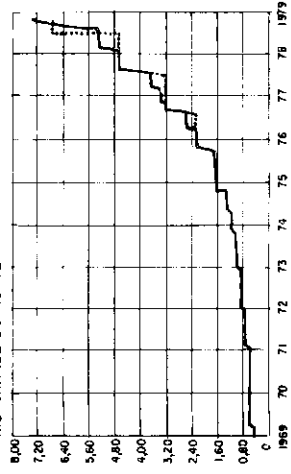
PIAUI



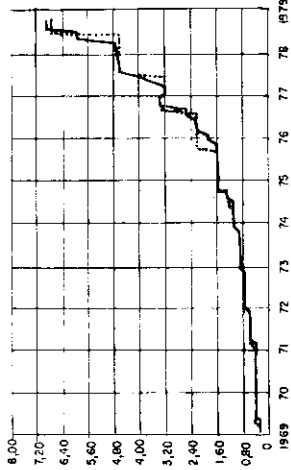
CEARA



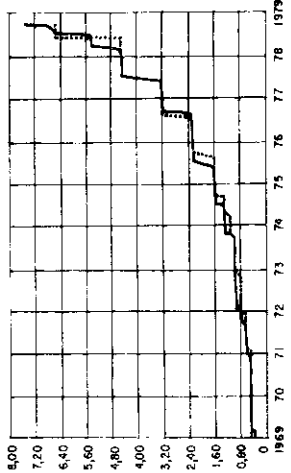
RIO GRANDE DO NORTE



PARAIBA

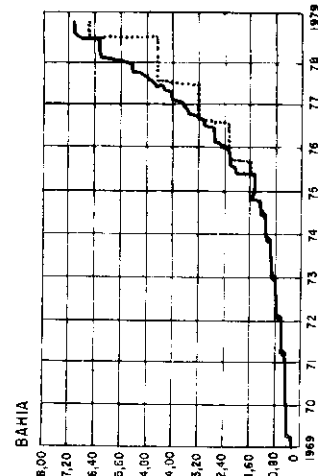
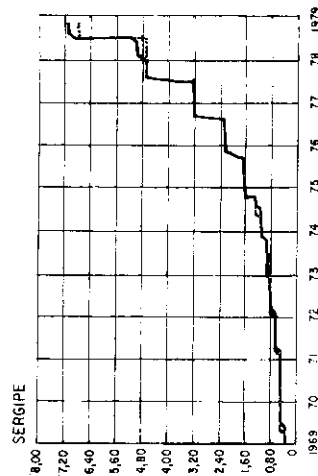
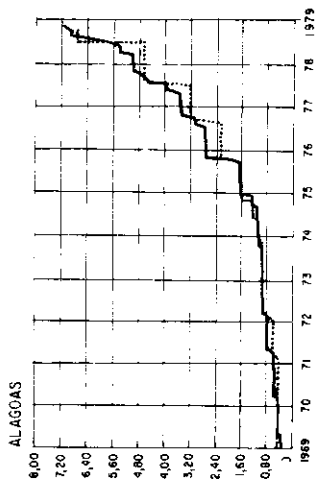


PERNAMBUCO

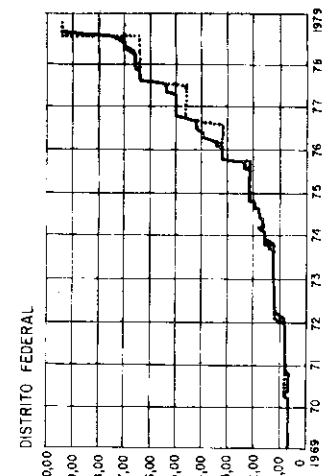
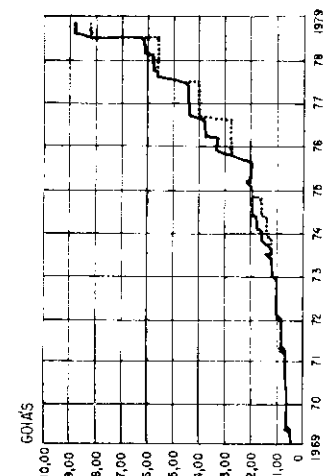
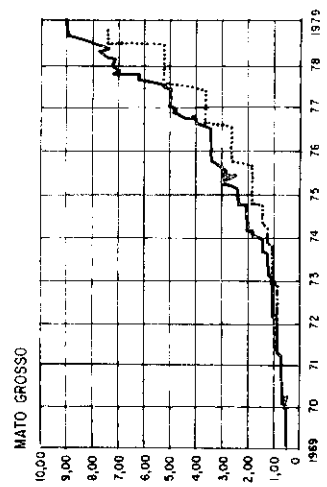


— SALÁRIO DOS SERVENTES

..... SALÁRIO MÍNIMO



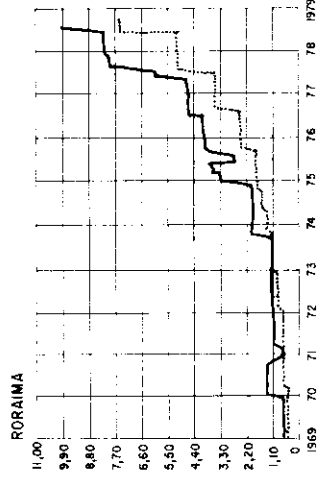
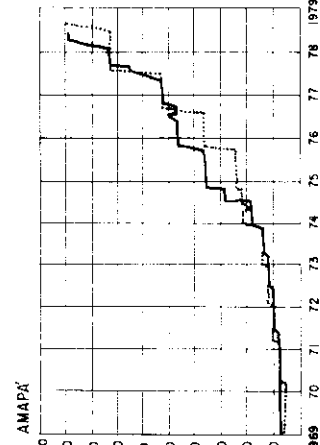
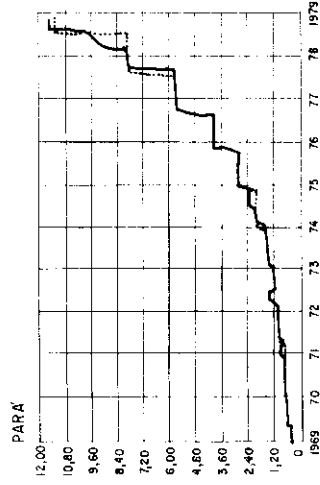
**CENTRO-OESTE**



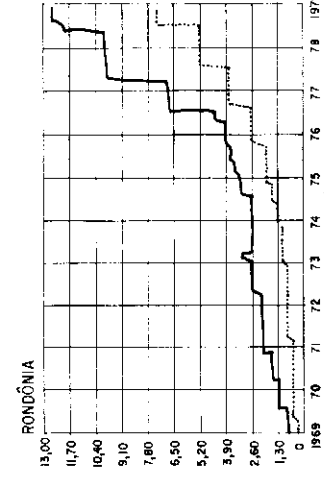
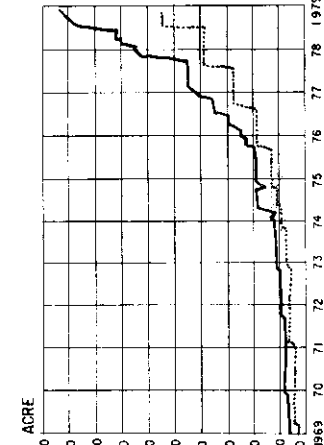
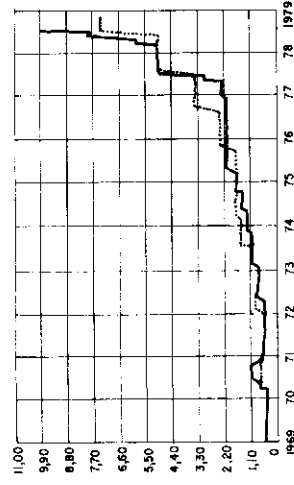
— SALÁRIO DOS SERVENTES

..... SALÁRIO MÍNIMO

### AMAZÔNIA



### AMAZONAS



— SALÁRIO DOS SERVENTES

..... SALÁRIO MÍNIMO

## Bibliografia

- BACHA, E. L., MATA, M., e MODENESI, R. I. *Encargos trabalhistas e absorção de mão-de-obra: uma interpretação do problema e seu debate*. Coleção Relatórios de Pesquisa, 12. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1972.
- BACHA, E. L., e TAYLOR, I. Brazilian income distribution in the 1960s: model results and the controversy. *The Journal of Development Studies*, 14 (3) :271-97, 1978.
- CONSIDERA, C. M. Estrutura e evolução dos lucros e dos salários na indústria de transformação. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 10 (1) :71-122, abr. 1980.
- DIEESE. *Família assalariada: padrão e custo de vida*, São Paulo, 1974.
- . *Distribuição salarial em São Paulo segundo guias de contribuição salarial*. Mimeo. 1977.
- FGV. *Conjuntura Económica*. Vários números.
- FISHLOW, A. Indexing Brazilian style: inflation without tears? *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:261-80, 1974.
- IBGE. *Índices da Construção Civil*.
- . *Anuário Estatístico*.
- LANGONI, C. G. *Distribuição de rendas e desenvolvimento económico do Brasil*. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973.
- MACEDO, R. A critical review of the relation between the post-1964 wage policy and the worsening of Brazil's size income distribution in the sixties. *Explorations in Economic Research*, 4 (1) : 117-39, 1977.
- MACEDO, R., e GARCIA, M. E. *Observações sobre a política brasileira de salário mínimo*. Trabalho para Discussão, 27. São Paulo, Instituto de Pesquisas Económicas, 1978.



- . Salário mínimo e taxa de salários no Brasil — comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10 (3): 1.013-44, dez. 1980.
- MALAN, P. S. Distribuição de renda e desenvolvimento: novas evidências e uma tentativa de clarificação da controvérsia no Brasil. *Dados*, 21:33-48, 1979.
- MATA, M., e BACHA, E. L. Emprego e salários na indústria de transformação, 1949/1969. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 3 (2):303-40, jun. 1973.
- MINISTÉRIO DO TRABALHO. *Boletim Técnico*. Vários anos.
- MORLEY, S. A., *et alii*. Evidence of the internal labour market during a process of rapid economic growth. *Journal of Development Economics*, 6:261-86, 1979.
- SOUZA, P. R., e BALTAR, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 9 (3):629-60, dez. 1979.
- . Salário mínimo e taxa de salários no Brasil — réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10 (3): 1.045-58, dez. 1980.
- WELLS, J. R. Distribution of earnings, growth and the structure of demand in Brazil during the 1960's. *World Development*, 2 (1), 1974.
- . *Industrial accumulation and living-standards in the long-run: the São Paulo working-class, 1930-70*. Mimeo. 1980.
- WELLS, J., e DROBNY, A. A distribuição da renda e o salário mínimo no Brasil: uma revisão crítica da literatura existente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 12 (3):893-914, dez. 1982.

(Originais recebidos em setembro de 1982.)

