

# Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro\*

RICARDO CICHELLI VELLOSO\*\*

*Este artigo analisa o processo de formação de salários da mão-de-obra não qualificada brasileira, a partir de informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para cada região metropolitana do país, entre 1976 e 1986. O efeito da política de salários mínimos e do desemprego sobre a taxa de salários média e mediana é testado utilizando-se um pooling de dados de cross-section e séries temporais. No caso dos empregados com carteira de trabalho assinada, os resultados da análise de regressão nitidamente confirmam a relevância de ambas as variáveis explicativas. Na maioria das regressões, entretanto, a elasticidade do salário mínimo é menor do que um. No caso dos sem carteira assinada, os resultados não são conclusivos.*

## 1 - Introdução

Uma das questões mais debatidas na literatura econômica internacional é a mensuração dos efeitos da política de salários mínimos sobre a taxa de salários<sup>1</sup> e o nível de emprego da mão-de-obra não qualificada.<sup>2</sup> Ainda que haja um longo caminho a percorrer para que se compreenda com precisão os efeitos desta antiga instituição,

---

\* Este artigo baseia-se em parte na tese de mestrado do autor, apresentada ao Instituto de Economia Industrial da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IEI/UFRJ) em agosto de 1988. Agradeço a Wagner Ardeu, Ricardo Paes de Barros, Pedro Valls Pereira, Eustáquio Reis, José Guilherme Almeida Reis, João Saboia e José Cláudio Ferreira da Silva pelos comentários e sugestões. Agradeço, ainda, a Ana Isabel e Carmem Argolo, pelo eficiente apoio computacional, a Wandeli dos Santos, pelo auxílio na compreensão das PNAD, e a Paula Isabel e Ana Cristina, pela assistência de pesquisa. Os erros e omissões, obviamente, são de exclusiva responsabilidade do autor.

\*\* Do IPEA-Rio e da FEA/UFRJ, atualmente cursando o programa de doutorado em economia da Universidade da Califórnia, Berkeley.

1 No âmbito deste trabalho entende-se por taxa de salários o salário pago aos trabalhadores de ocupações não qualificadas, tais como as definidas no Anexo 1. Esta definição difere daquela que a considera como sendo o "salário-base pago à força de trabalho não qualificada do núcleo realmente capitalista da economia" [Souza e Baltar (1979, p. 631)]. Em algumas passagens, entretanto, procura-se caminhar no sentido da definição de Souza e Baltar, separando-se os trabalhadores não qualificados segundo a posse ou não de carteira de trabalho assinada.

2 Dentre os diversos artigos internacionais que tratam do tema destacam-se: Welch (1974), Gramlich (1976), Mincer (1976) e Brown, Gilroy e Khoen (1982).

que no Brasil completou 50 anos de vigência em maio de 1990,<sup>3</sup> já existe suficiente consenso de que a pura e simples fixação de um elevado salário mínimo não é a resposta mais adequada para a pobreza, notadamente em economias que ainda têm um contingente apreciável de relações informais de trabalho. Dentre outros aspectos, deve-se considerar que a fixação de um salário mínimo muito acima da taxa de salários de equilíbrio pode induzir ao não cumprimento da legislação, à ampliação do desemprego, ou ambos.

No caso brasileiro, a questão da eficácia da política salarial e, em particular, da política de salários mínimos na determinação dos salários foi objeto de duas controvérsias no passado recente.

A publicação do Censo de 1970 evidenciou uma substancial piora dos indicadores de distribuição de renda pessoal no Brasil ao longo da década de 60. Esta constatação empírica provocou um intenso debate acerca das causas deste fenômeno, sendo possível identificar duas interpretações concorrentes.<sup>4</sup> De um lado, argumentava-se que este fato teria decorrido do livre funcionamento do mercado de trabalho, que teria sido mais propício aos trabalhadores qualificados — de maior renda — do que aos não qualificados. De outro, procurava-se demonstrar que a ampliação das desigualdades teria decorrido da política de arrocho salarial implementada após 1964. A sistemática subestimação dos índices oficiais de reajuste salarial em relação à inflação, que reduziu o salário mínimo real, teria deprimido o salário dos trabalhadores não qualificados e possibilitado a abertura do leque salarial.

No final da década de 70 e início da de 80 o debate ressurgiu. A preocupação dos contendores, no entanto, era menos geral e estava voltada apenas para a determinação da taxa de salários da economia. Mais especificamente, procurava-se investigar o papel da política de salários mínimos neste processo.<sup>5</sup> De um lado, alinhavam-se aqueles que sustentavam que a taxa de salários seria determinada pelo salário de subsistência e, portanto, minimizavam a importância do salário mínimo.<sup>6</sup> De outro, estavam aqueles que privilegiavam o papel da política salarial na determinação dos salários em geral — notadamente em períodos politicamente fechados — e, assim, acreditavam que a taxa de salários seria determinada pelo salário mínimo.<sup>7</sup>

---

3 Embora a figura do salário mínimo já estivesse incorporada à Constituição de 1934 em seu Artigo 121, os seus primeiros níveis só foram fixados pelo Decreto-Lei 2.162 de primeiro de maio de 1940. Uma visão mais profunda sobre o advento e evolução histórica da política de salários mínimos no Brasil pode ser encontrada em Calsing (1978) e Saboia (1984).

4 Uma resenha do debate sobre as causas da piora da distribuição pessoal de renda no Brasil durante a década de 60 pode ser encontrada em Bacha e Taylor (1978).

5 O debate em torno da importância do salário mínimo na determinação da taxa de salários da economia brasileira foi objeto de diversas resenhas, que podem ser encontradas em Wells e Drobny (1982), Cunha (1983), Camargo (1984) e Saboia (1985).

6 Os principais argumentos e evidências em favor da adequação do modelo do salário de subsistência ao caso brasileiro podem ser encontrados em Macedo e Garcia (1978 e 1980).

7 Os principais argumentos e evidências em favor da adequação do modelo estruturalista ao caso brasileiro podem ser encontrados em Souza e Baltar (1979 e 1980), Drobny e Wells (1983) e Saboia (1985).

Neste trabalho procura-se resgatar este último debate. Longe de pretender dar um fim à controvérsia, que sobre temas politicamente delicados como o salário mínimo pode simplesmente não ter fim, este artigo procura avançar um passo a mais na compreensão dos efeitos da política de salários mínimos sobre a taxa de salários da economia brasileira. Em primeiro lugar, a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), gera-se uma subamostra de empregados não qualificados — com e sem carteira de trabalho assinada — para cada região metropolitana do país, entre 1976 e 1986. Em segundo, o efeito da política de salários mínimos e do desemprego sobre a taxa de salários média e mediana é testado utilizando-se um *pooling* de dados de *cross-section* e séries temporais.

No caso dos empregados com carteira assinada, os resultados da análise de regressão nitidamente confirmam a relevância de ambas as variáveis explicativas. Na maioria das regressões, entretanto, a elasticidade do salário mínimo é menor do que um. No caso dos sem carteira de trabalho assinada, os resultados não são conclusivos.

As sugestões de política econômica que se depreendem destes resultados são evidentes, visto que a política de salários mínimos tem um certo papel a cumprir, apesar de sua importância ser menor do que normalmente os políticos e alguns economistas enfatizam. Por um lado, a longo prazo deve-se elevar o salário mínimo real acima da taxa de crescimento da produtividade da economia, embora não seja recomendável fazê-lo de forma abrupta. Por outro, deve-se adotar políticas de crescimento econômico, que ainda é a forma mais eficaz de elevar o salário dos mais pobres.

O artigo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A próxima seção apresenta criticamente os principais trabalhos empíricos que discutem o papel da política de salários mínimos na determinação da taxa de salários da economia brasileira. A terceira seção descreve a metodologia de seleção da subamostra de empregados não qualificados a partir da PNAD. A quarta apresenta a evolução do salário médio e mediano destes empregados por região metropolitana, entre 1976 e 1986. A quinta discute as especificações dos modelos empíricos utilizados, bem como apresenta os principais resultados da análise de regressão. Finalmente, na última seção são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## **2 - Revisão crítica dos principais trabalhos empíricos**

### **2.1 - A interpretação de Macedo e Garcia**

Macedo e Garcia (1978) iniciam a sua análise observando que uma das características marcantes do mercado de trabalho brasileiro é a dualidade, ou seja, a coexistência de relações formais e informais de trabalho. A legislação do salário mínimo, assim, deve necessariamente ser cumprida no setor formal, enquanto os

salários pagos no informal apenas indiretamente são afetados por ela. Em consequência, o salário mínimo não pode ser tomado como a menor renda monetária auferida pelos trabalhadores brasileiros. Este fato, segundo os autores, impõe uma “... séria limitação da política de salário mínimo em sua capacidade de favorecer as classes de baixa renda no contexto da sociedade brasileira” [Macedo e Garcia (1978, p.5)].

Eles também mostram-se céticos quanto à capacidade de mudanças no salário mínimo real influenciarem alterações na taxa de salários. Com o intuito de provar este ponto eles utilizam diversas fontes de dados,<sup>8</sup> que basicamente mostram que reduções do salário mínimo real sempre foram acompanhadas por diminuições da participação relativa dos trabalhadores recebendo até um determinado número de salários mínimos.<sup>9</sup>

A principal evidência do artigo, construída a partir de formulários da “Lei dos 2/3”, refere-se à proporção de assalariados ganhando até 1,5 salário mínimo no município de São Paulo em 1967, 1971/72 e 1973/74 (Tabela 1).

Nota-se nitidamente que a redução do salário mínimo real entre 1967 e 1974 — utilizando-se como deflator o ICV/Diecese<sup>10</sup> — foi acompanhada por uma diminuição da participação relativa dos assalariados recebendo até 1,5 salário mínimo.<sup>11</sup>

Macedo e Garcia (1978), então, sugerem duas possíveis interpretações para este fenômeno, considerando, respectivamente, uma inclinação positiva ou nula da curva de oferta de mão-de-obra não qualificada. Em primeiro lugar, argumentam que o rápido crescimento econômico do início da década de 70 teria provocado um deslocamento da curva de demanda de mão-de-obra não qualificada para a direita. Dada a inclinação positiva da curva de oferta, uma nova situação de equilíbrio teria sido alcançada com uma taxa de salários superior ao salário mínimo. Em segundo, alternativamente, consideram que a taxa de salários não teria crescido em resposta à referida expansão econômica, visto que a curva de oferta seria perfeitamente elástica ao nível do salário de subsistência. A taxa de salários, assim, teria *descolado*

---

8 Em Macedo e Garcia (1978) foram arroladas evidências estatísticas a partir do Censo, da PNAD, da “Lei dos 2/3” e do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

9 O trabalho de Macedo e Garcia, na verdade, também apresenta outras evidências na tentativa de mostrar que o salário mínimo não foi tão importante na determinação do salário dos trabalhadores não qualificados, a saber: *a*) o crescimento da renda média real de todos os decis da distribuição entre 1960 e 1970; e *b*) a elevação do salário do trabalhador rural em número de salários mínimos entre 1966 e 1975.

10 A mesma série de salário mínimo nominal quando deflacionada pelo ICV/FIPE ou pelo ICV/FGV mostra que o salário mínimo real se manteve praticamente constante entre 1967 e 1974 [ver Wells e Drobny (1982 p. 896)].

11 A utilização das informações da “Lei dos 2/3” entre 1967 e 1974 foi corretamente criticada por Wells e Drobny (1982): “Os dados da Lei dos 2/3 referem-se a abril de cada ano. Entre 1965 e 1968 o salário mínimo era reajustado em março, o que passou a ser feito, a partir de 1969, no mês de maio de cada ano. Baseados na pesquisa esperaríamos, sem dúvida, que a proporção daqueles que ganham em torno do salário mínimo atingisse seu máximo em abril de 1968 e seu mínimo em abril de 1969. Entre 1967 e 1973/74, período no qual Macedo e Garcia (1978) fazem sua comparação, existe, portanto, uma descontinuidade nas séries entre 1968 e 1969” [Wells e Drobny (1982, p. 905)].

TABELA 1

*Proporção de assalariados ganhando até 1,5 salário mínimo no Município de São Paulo — 1967/74*

Setor e ramo	1967 <sup>a</sup>	1971/72 <sup>b</sup>	1973/74 <sup>b</sup>
Extrativa mineral	58	44	35
Indústria de transformação			
Alimentos	48	45	38
Bebidas	31	12	13
Fumo	29	13	06
Têxtil	56	42	39
Calçados	71	62	57
Madeiras	50	36	36
Mobiliário	52	39	29
Papel e papelão	48	40	31
Editorial e gráfica	46	29	28
Couros e peles	67	59	53
Borrachas	36	40	32
Química e farmacêutica	36	23	20
Derivados de petróleo	27	13	10
Plásticos	56	51	44
Minerais não-metálicos	54	42	33
Metalúrgica	42	08	06
Mecânica e material elétrico	44	33	28
Constr. e rep. de veículos	44	33	28
Indústria de construção civil	56	46	29
Comércio			
Atacadista	46	30	26
Varejista	36	30	26
Armazenagem	27	25	25
Setor financeiro			
Seguros	21	22	12
Bancos	31	22	11
Investimento e crédito	36	21	15
Ferrovias	46	22	12
Serviços			
Públicos	52	14	04
Turismo	60	43	37

FONTE: Macedo e Garcia (1978).

<sup>a</sup>Dados originais publicados pelo Boletim Técnico do CDI/Ministério do Trabalho, sendo que às distribuições originais foram ajustadas distribuições do tipo lognormal, a fim de calcular a percentagem de assalariados ganhando até 1,5 salário mínimo;

<sup>b</sup>Formulários da "Lei dos 2/3", amostra FIPE.

do salário mínimo em virtude de este último ter sido seguidamente reajustado num ritmo inferior à inflação.<sup>12</sup>

Estas interpretações, ainda que sugestivas, não são as únicas que podem ser pensadas a partir da redução da proporção de trabalhadores que auferem um determinado número de salários mínimos. Como a distribuição salarial destes trabalhadores é desconhecida, pode-se perfeitamente supor que uma parcela considerável teve seus rendimentos basicamente determinados pela política de salários mínimos, enquanto apenas a camada superior cruzou a linha demarcatória. Assim sendo, as evidências empíricas apresentadas pelos autores indicam que ao longo do período 1967/74 a elasticidade da taxa de salários com relação ao salário mínimo foi inferior à unidade, mas estão longe de sugerir que ela deva ser baixa ou nula.

O “pessimismo” que comungam, assim, parece ser decorrente do marco teórico que seguem, que no âmbito deste trabalho não cabe julgar, e não propriamente das evidências que apresentam, que conforme mencionado são plenamente compatíveis com uma visão mais favorável a respeito da importância da política de salários mínimos.

## 2.2 - A interpretação de Souza e Baltar

Souza e Baltar (1979) discordam da interpretação acima e sustentam que a política de salários mínimos desempenhou no passado recente um papel crucial na determinação da taxa de salários da economia brasileira.

A principal evidência do artigo, construída pelo Dieese a partir das guias da contribuição sindical, mostra a evolução do salário real dos trabalhadores não qualificados<sup>13</sup> da categoria dos metalúrgicos de São Paulo, entre 1956 e 1976 (Tabela 2).

Todos os indicadores mostram que o salário real caiu entre 1961 e 1971, acompanhando a redução do salário mínimo real. A queda observada entre 1961 e 1966 foi bem distribuída, mas a que ocorreu entre 1966 e 1971 foi mais forte entre os trabalhadores de menor remuneração. Considerando-se que entre 1961 e 1966 a economia brasileira enfrentou uma grave crise e que no período subsequente ela voltou a crescer, os autores afirmam que:

---

12 Esta segunda interpretação parece ser a que mais empolga os autores, já que do ponto de vista teórico é mais adequado supor que em países subdesenvolvidos há uma oferta ilimitada de trabalho ao nível do salário de subsistência. Esta variante do modelo neoclássico foi originalmente proposta por Lewis (1954).

13 O Dieese classifica como não qualificados os trabalhadores das seguintes ocupações: ajudante, ajudante de caminhão, ajudante de carpinteiro, ajudante de fundição, ajudante de decapagem, ajudante de forno, ajudante de têmpera, ajudante de montador, ajudante de estampador, ajudante de pintor, ajudante de serviços gerais, ajudante de núcleo, carimbador, lavador de autos, limpador de peças, servente e serviçal.

“... a queda real do salário mínimo em condições de crise rebaixou o salário de todos os metalúrgicos não qualificados de São Paulo. Na recuperação e subsequente expansão, por outro lado, ela só foi capaz de deprimir a remuneração dos não qualificados que tinham menores salários” [Souza e Baltar (1979, p. 653)].

Entre 1971 e 1976, o salário real voltou a crescer, embora o salário mínimo real tenha se mantido praticamente inalterado. Este *descolamento*, segundo os autores, poderia ser atribuído à aceleração inflacionária e ao rápido crescimento da indústria paulista no período, não chegando a abalar a convicção que têm na importância do salário mínimo.

Macedo e Garcia (1980) levantam diversas restrições metodológicas à pesquisa do Dieese. Em primeiro lugar, argumentam que a ocupação declarada pelas empresas foi feita arbitrariamente, ou seja, a mesma ocupação pode ter sido classificada em mais de um grupo de qualificação. Em segundo, questionam a própria classificação, na medida em que, por exemplo, “... a pesquisa classifica o ajudante de caminhão como não qualificado e o ajudante de motorista como semiqualficado, embora não seja evidente a diferença entre os dois casos” [Macedo e Garcia (1980, p. 1.026)]. Finalmente, questionam a representatividade da amostra, visto que foram consideradas como não qualificadas apenas 18 das 361 ocupações não administrativas.

Estas críticas, ainda que pertinentes, atingem apenas superficialmente o trabalho de Souza e Baltar. Mesmo que sua base de dados estivesse rigorosamente correta, persistiria pelo menos o problema de generalização dos resultados. Não parece adequado utilizar o salário pago aos metalúrgicos não qualificados do município de São Paulo como *proxy* da taxa de salários, que evidentemente também está afeta a outros gêneros da indústria, setores da economia e regiões do país.

TABELA 2

*Evolução do salário real dos trabalhadores não qualificados da categoria dos metalúrgicos de São Paulo — 1956/76 (Base: 1961 = 100)*

	1956	1961	1966	1971	1976
1º Quartil	100,2	100,0	77,1	58,7	76,0
Mediana	98,3	100,0	73,6	62,9	80,8
3º Quartil	99,9	100,0	72,9	68,2	80,5
Média	94,8	100,0	74,8	65,6	80,0
Moda	100,0	100,0	77,1	57,2	76,0

FONTE: Souza e Baltar (1979).

## 2.3 - Outras evidências

As evidências apresentadas anteriormente não são suficientes para negar ou comprovar a importância da política de salários mínimos. Mais recentemente diversos autores procuraram superar esta deficiência. Destacam-se os trabalhos de Bacha e Taylor (1978), Drobny e Wells (1983), Reis (1985) e Saboia (1985).

Bacha e Taylor (1978), utilizando informações sobre o salário mediano da indústria da cidade do Rio de Janeiro entre 1952 e 1975, estimam uma equação que relaciona o salário mediano real ao salário mínimo real e ao PIB *per capita*.<sup>14</sup> A primeira variável independente procura captar o efeito da política salarial, enquanto a segunda o impacto do crescimento da produtividade. O salário mediano é utilizado em lugar do médio com o intuito de obter uma *proxy* mais adequada da taxa de salários.

Os resultados da regressão mostram uma relação significativa entre o salário mediano real e o salário mínimo real, sendo que a elasticidade estimada situou-se em torno de 0,5. A elasticidade do PIB *per capita*, por sua vez, situou-se em torno de 0,2. Estes resultados, assim, levam os autores a concluir que:

“... under Brazilian conditions, workers will not get their fair share of productivity gains if minimum wages are not adequately raised” [Bacha e Taylor (1978, p. 289)].

Estas estimativas, no entanto, sofreram duas críticas. Em primeiro lugar, Souza e Baltar (1979) argumentam que mesmo a utilização do salário mediano como *proxy* da taxa de salários não é satisfatória, visto que

“... a abertura do leque [salarial] se deu principalmente nos salários médios e altos, mas não há evidência de que o fenômeno não tenha ocorrido entre os salários mais baixos” [Souza e Baltar (1979, p. 643)].

Em segundo, Wells e Drobny (1982) rejeitam a sua base econométrica:

“A especificação do salário real ... está sujeita a problemas importantes de estimativa; nas épocas dos reajustes do salário mínimo nominal, o valor real do mínimo revela um salto descontínuo, relacionado, em grande parte, aos movimentos da tendência do mínimo real. A menos que o salário mínimo real sofresse um reajuste instantâneo em relação a esta mudança, gerar-se-iam dados estranhos a esta relação. Desta forma, a menos que a estrutura de *lags* seja devidamente especificada, o coeficiente é viesado para baixo na especificação ...” [Wells e Drobny (1982, p. 902)].

---

14 O salário mediano e o mínimo foram deflacionados pelo Índice de Custo de Vida da cidade do Rio de Janeiro (ICV/RJ), calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).



Drobny e Wells (1983), utilizando informações sobre o salário-hora dos serventes da construção civil<sup>15</sup> das 26 unidades da Federação entre 1969 e 1979, estimam a seguinte equação:

$$W_{it} = \alpha + \beta MW_{it} + u_{it} \quad (1)$$

onde  $W_{it}$  = salário-hora dos serventes da construção civil na  $i$ -ésima unidade da Federação ( $i = SC, RS, \dots, RR$ ), no período  $t$  [ $t = \text{ano (1969, 1970, \dots, 1979)}$ ], na análise de *cross-section*;  $t = \text{trimestre (1º Trim/69, 2º Trim/69, \dots, 2º Trim/79)}$ , na análise de séries temporais];  $MW_{it}$  = salário mínimo por hora na  $i$ -ésima unidade da Federação, no período  $t$ ;  $u_{it}$  = perturbação estocástica com média zero.

A hipótese institucional, segundo afirmam, implica que  $\alpha$  seja igual a zero e  $\beta$  igual à unidade, enquanto a hipótese de mercado implica que  $\alpha$  seja menor do que zero e  $\beta$  maior do que a unidade. Cabe mencionar, entretanto, que a validade destes testes depende da crença na exogeneidade do salário mínimo, que permite que a equação (1) seja estimada com a relação de causalidade apontada acima.<sup>16</sup>

A Tabela 3 mostra os resultados da análise de *cross-section*.<sup>17</sup> Entre 1969 e 1973 os resultados são consistentes com a hipótese institucional. Entre 1974 e 1979, no entanto, nota-se que ocorre um *descolamento* entre o salário dos serventes da construção civil e o salário mínimo.

A Tabela 4 mostra os resultados da análise de séries temporais.<sup>18</sup> Em um grande número de unidades da Federação a estimativa de  $\alpha$  é negativa e a de  $\beta$  é superior à unidade, que confirma a existência de um *descolamento*, já observado na análise de *cross-section*.

Drobny e Wells (1983, p. 455) consideram, ainda, a possibilidade de estimar a equação (1) em termos reais

“... uma vez que os resultados ... podem ser espúrios, com a inflação determinando o comportamento de ambas as variáveis”.

Neste caso, os autores estimam a seguinte equação:

15 Os dados sobre o salário-hora dos serventes da construção civil são coletados mensalmente pelo IBGE junto às empresas de construção das cidades brasileiras médias e grandes. Uma descrição das características destes dados pode ser encontrada em Reis (1985, p. 63 e 64).

16 Os autores estão conscientes deste fato, na medida em que sustentam que: “... os reajustes do salário mínimo têm sido basicamente determinados de forma mecânica, sem relação com as condições do mercado de trabalho” [Drobny e Wells (1983, p. 422)].

17 Para cada ano, regrediu-se a média anual do salário-hora dos serventes contra a do salário mínimo por unidade da Federação. Assim, cada observação é dada por uma unidade da federação. Quanto às estatísticas  $t, R^2, DW$ , etc. foram omitidas, mas podem ser encontradas em Drobny e Wells (1983, p. 424).

18 Para cada região metropolitana regrediu-se a média trimestral do salário-hora dos serventes contra a do salário mínimo entre o 1º trimestre de 1969 e o 2º de 1979. Cada observação, assim, é dada por um trimestre. Também nesta tabela as estatísticas  $t, R^2, DW$ , etc., omitidas, podem ser encontradas em Drobny e Wells (1983, p. 429).

$$(W/P)_{it} = \alpha + \beta(MW/P)_{it} + u_{it} \quad (2)$$

onde  $(W/P)_{it}$  = salário-hora real dos serventes da construção civil na  $i$ -ésima unidade da Federação ( $i = \text{GB, SP}$ ), no trimestre  $t$  [ $t = (1^\circ \text{ Trim}/69, 2^\circ \text{ Trim}/69, \dots, 2^\circ \text{ Trim}/79)$ ];  $(MW/P)_{it}$  = salário mínimo real por hora na  $i$ -ésima unidade da Federação, no trimestre  $t$ ;  $u_{it}$  = perturbação estocástica com média zero.

A Tabela 5 mostra as estimativas da equação (2).

Estes resultados levam os autores à conclusão de que o modelo especificado em termos reais não tem utilidade para testar as hipóteses em exame, sendo que seu mau desempenho deve ser atribuído a razões puramente estatísticas. Por um lado, o valor estimado de  $\beta$  mostrou-se sensível à escolha do índice de custo de vida. Por outro, o poder explicativo da equação foi baixo, sugerindo que o modelo real deveria levar em conta a defasagem que existe entre a data de reajuste do salário dos serventes da construção civil e a do salário mínimo.

Os autores, com base nos resultados do modelo nominal, concluem que:

“... tanto os dados de *cross-section* como as séries temporais sobre salários disponíveis para a indústria da construção civil no Brasil são consistentes com a hipótese de que na maioria das regiões as taxas de salários para a mão-de-obra não qualificada (serventes) nas empresas do setor formal dessa indústria são determinadas pelo salário mínimo oficial” [Drobny e Wells (1983, p. 455)].

Estes resultados, entretanto, não sugerem uma conclusão tão afirmativa. Na verdade, é possível listar alguns problemas com a análise desenvolvida anteriormente.

TABELA 3

*Estimativas da equação (1), resultados da análise de cross-section*

Anos	Coefficiente angular ( $\beta$ )	Coefficiente linear ( $\alpha$ )	Elasticidade
1969	0,95	0,03	0,93
1970	0,78	0,15	0,76
1971	0,99	0,01	0,98
1972	0,95	0,06	0,93
1973	1,06	-0,03	1,03
1974	1,23	-0,20	1,14
1975	1,33	-0,43	1,22
1976	1,68	-1,27	1,46
1977	1,98	-2,86	1,72
1978	1,71	-2,86	1,52
1979	1,50	-2,49	1,33

FONTE: Drobny e Wells (1983).

Em primeiro lugar, Reis (1985) coloca em dúvida a qualidade das informações utilizadas, especialmente para as regiões menos desenvolvidas do país e para o subperíodo 1969/73, visto que nestas regiões e dimensão da amostra é reduzida e nos anos iniciais da pesquisa do IBGE há poucas informações sobre o procedimento de coleta dos dados. Assim sendo,

TABELA 4

*Estimativas da equação (1), resultados da análise de séries temporais (1º trimestre de 1969 ao 2º trimestre de 1979)*

UF	Coefficiente Angular ( $\beta$ )	Coefficiente Linear ( $\alpha$ )	Elasticidade
SC	1,30	-0,22	1,10
RS	1,42	-0,22	1,18
PR	1,10	0,10	1,04
MG	1,21	-0,14	1,10
ES	1,24	-0,19	1,11
RJ	1,25	-0,27	1,11
GB	1,29	-0,26	1,12
SP	1,25	-0,11	1,12
MA	1,00	-0,01	1,00
PI	0,97	-0,01	1,01
CE	1,01	-0,01	1,00
RN	1,00	0,04	0,99
PA	1,04	0,07	1,01
PE	0,99	0,11	0,94
AL	1,08	0,04	0,95
SE	1,04	-0,06	1,02
BA	1,24	-0,22	1,09
MT	1,35	-0,06	1,12
GO	1,05	0,09	1,03
DF	1,07	-0,06	1,06
PA	1,03	-0,04	1,00
AP	1,01	0,13	1,03
RO	1,88	0,45	0,84
AC	1,72	-0,22	0,97
AM	1,08	-0,06	0,93
RR	1,43	0,14	0,93

FONTE: Drobny e Wells (1983).

“... o impressionante *fit* das equações no subperíodo 1969/73 pode redundar simplesmente do fato de se estar regredindo salário mínimo contra salário mínimo” [Reis (1985, p. 42)].

Em segundo lugar, Reis (1985) também alerta para o fato de que as informações são prestadas por empresas legalmente constituídas a um órgão oficial (IBGE). É possível, então, que as empresas não declarem valores abaixo do salário mínimo, por este procedimento ser ilegal.

Em terceiro lugar, à luz dos resultados apresentados para o subperíodo 1974/79, não se pode aceitar tão facilmente a hipótese institucional. Ainda que o *descolamento* observado em relação ao subperíodo 1969/73 possa estar associado em parte à aceleração inflacionária ocorrida entre um e outro, a sua magnitude supera largamente este efeito. Curiosamente, os próprios autores sugerem duas outras explicações, que não se coadunam com a hipótese institucional [Drobny e Wells (1983, p. 446)]:

- a) “... o prolongado *boom* em todos os setores urbanos da economia”; e
- b) “... o relaxamento do regime político autoritário que se observa depois de 1974...”.

Finalmente, não parece adequado descartar o modelo real em virtude de razões “puramente estatísticas”. Por um lado, a diferença entre as estimativas de  $\beta$  da

TABELA 5

*Estimativas da equação (2), resultados da análise de séries temporais (1º trimestre de 1969 ao 2º trimestre de 1979)*

	1969/79			1969/73			1974/79		
	SP(A)	SP(B)	GB	SP(A)	SP(B)	GB	SP(A)	SP(B)	GB
$\beta$	-0,24 (3,1)	0,92 (5,6)	0,67 (4,5)	0,34 (3,0)	0,50 (3,0)	1,00	0,19 (2,7)	0,21 (3,1)	0,16 (1,0)
$\alpha$	0,69 (17,8)	0,13 (1,3)	0,24 (2,9)	0,40 (5,7)	0,30 (3,0)	0,00	0,50 (1,5)	0,60 (15,5)	0,59 (6,1)
R <sup>2</sup>	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

FONTE: Drobny e Wells (1983).

NOTAS: - Valores da estatística *t* entre parênteses;

- SP(A) = deflacionado pelo ICV/Dieese;

- SP(B) = deflacionado pelo ICV/Fipe.

Equação (2) para São Paulo — casos A e B — praticamente desaparece quando a análise é realizada em cada um dos subperíodos separadamente. É provável, então, que ela esteja associada à passagem de um para o outro, quando reconhecidamente alguns índices de preços tiveram problemas em medir corretamente a inflação. Por outro, causa espécie a confiança que os autores depositam na qualidade do ajustamento do modelo nominal. Dificilmente isto não ocorreria, visto que a inflação, que está presente tanto no salário dos serventes da construção civil como no salário mínimo, cumpre o papel de mascarar os “problemas” do modelo real, tais como a defasagem entre as datas de reajuste. Ainda assim, teve-se de agregar as informações mensais em médias trimestrais.

Reis (1985), utilizando informações sobre o salário-hora dos serventes da construção civil das cidades do Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte e Porto Alegre<sup>19</sup> entre 1969 e 1984, estima a seguinte equação:

$$W_t/W_{t-1} = \alpha + \beta(MW_t/MW_{t-1}) + \delta HP_t + u_t \quad (3)$$

onde  $W_t$  = salário-hora dos serventes da construção civil no ano  $t$  ( $t = 1969, 1970, \dots, 1984$ );  $MW_t$  = salário mínimo por hora no ano  $t$ ;  $HP_t$  = hiato do produto no ano  $t$ ;  $u_t$  = perturbação estocástica com média zero.

A primeira variável independente procura captar o efeito da política salarial. A segunda, cuja introdução representa um grande avanço em relação ao trabalho anterior, procura captar o impacto da demanda por mão-de-obra.

Os resultados da regressão podem ser vistos a seguir:

$$W_t / W_{t-1} = 0,02 + 0,98 (MW_t / MW_{t-1}) - 0,28HP_t \quad (3')$$

(0,68)(21,98) \qquad (-1,28)

O autor, então, conclui que:

“... os resultados da análise da evolução dos salários-hora de serventes da construção civil nas principais capitais da região Centro-Sul mostram que estes foram basicamente determinados institucionalmente no período 1969-84” [Reis (1985,p. 78)].

---

19 “A escolha das quatro cidades justifica-se pelo fato de serem as capitais de quatro estados onde se concentra o maior contingente de mão-de-obra do setor de construção civil” [Reis (1985, p. 63)]. Deve-se considerar, ainda, que as informações destas cidades são mais confiáveis do que as de outras regiões do país, especialmente para o subperíodo 1969/73. “A virtual inexistência de dados regionais para o nível de produção ou de emprego do setor de construção levou a que se construísse também um índice agregado de salários do setor para o Centro-Sul do país. Este índice é simplesmente a soma ponderada das taxas de crescimento dos salários das quatro capitais selecionadas, com a ponderação sendo dada pela participação de cada estado onde está situada a capital no total do emprego da construção civil em 1980” [Reis (1985, p. 67)].

Embora algumas das deficiências de Drobny e Wells (1983) não estejam presentes nesta abordagem, dois problemas persistem. Em primeiro lugar, a utilização de informações referentes a uma categoria específica de trabalhadores — salário-hora de serventes do setor formal da construção civil nas principais capitais da região Centro-Sul — não permite que os resultados obtidos possam ser generalizados para o conjunto da mão-de-obra não qualificada. Em segundo, pelas razões já apontadas, a estimação de um modelo especificado em termos nominais não parece ser o procedimento mais adequado a seguir.

Finalmente, Saboia (1985) contribui para o debate apresentando evidências empíricas a partir da “Lei dos 2/3”, da Rais, de pisos salariais (Dieese) e de guias de contribuição sindical.

Com exceção da primeira fonte, cujas informações cobrem o período 1965/73 e ilustram uma crítica formulada em Wells e Drobny (1982) sobre Macedo e Garcia (1978), as demais mostram, em linhas gerais, que no setor formal há uma grande concentração de trabalhadores auferindo rendimentos próximos ou iguais ao salário mínimo.<sup>20</sup>

Apesar de metodologicamente rigoroso e rico em informações, este trabalho não aborda duas questões fundamentais. Em primeiro lugar, não analisa como variações no salário mínimo afetam a taxa de salários, visto que a maior parte das informações estão referidas a um único ano. Em segundo, não discute o impacto do salário mínimo sobre o salário da mão-de-obra não qualificada do setor informal, na medida em que só contempla informações sobre o setor formal.

### 3 - Metodologia de seleção da subamostra da PNAD

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE desde 1967, consiste da coleta e sistematização de informações sócio-econômicas sobre indivíduos, famílias e domicílios do Brasil, a partir de uma amostra probabilística de domicílios.<sup>21</sup>

---

20 As evidências de Rais para 1976, por exemplo, revelam a existência de apenas 4,7% de empregados recebendo menos do que um salário mínimo, enquanto 13,4% recebiam exatamente esta remuneração.

21 A amostra probabilística da PNAD é realizada em três estágios sucessivos: municípios, setores censitários e unidades domiciliares. Para efeito de estratificação cada unidade da Federação é tratada separadamente, embora as frações de amostragem sejam definidas para cada uma das oito regiões da PNAD: Estado do Rio de Janeiro; Estado de São Paulo; região Sul; Minas Gerais e Espírito Santo; região Nordeste; Distrito Federal; região Norte; região Centro-Oeste, com exceção do Distrito Federal. Os municípios são classificados em auto-representativos (com probabilidade um de pertencer à amostra) e não auto-representativos (selecionados sem reposição e com probabilidade de pertencer à amostra proporcional à sua população). Os setores censitários são selecionados pelo mesmo processo utilizado para os municípios não auto-representativos, mas com probabilidade proporcional ao seu número de domicílios. As unidades domiciliares são selecionadas a partir de uma listagem e têm igual probabilidade de pertencer à amostra [maiores detalhes podem ser obtidos em IBGE (1981, p. 67 a 77)]. O IBGE define domicílio como sendo uma “... moradia estruturalmente independente, constituída por um ou mais cômodos e com entrada independente” [IBGE (1981, p. 27)].

A PNAD foi definitivamente implantada no segundo trimestre de 1967 e até o primeiro trimestre de 1970 — ano em que foi interrompida para a realização do censo — prosseguiu com periodicidade trimestral. Entre 1971 e 1973 foi realizada apenas uma vez por ano, sempre no último trimestre. Em 1974 e 1975 foi novamente interrompida, desta feita para a realização do Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef). A partir de 1976 consolida-se a periodicidade anual, com uma única interrupção em 1980 para a realização do censo.

Apesar de realizada trimestral ou anualmente, as características investigadas pela PNAD estão associadas à sua *semana de referência*. Até 1973 ela era apenas o ponto médio do trimestre, visto que a amostra era dividida em 13 painéis aleatórios (um para cada semana). A partir de 1976 ela corresponde a uma única semana,<sup>22</sup> com exceção de 1982, quando a pesquisa foi aleatoriamente distribuída ao longo de 12 semanas.<sup>23</sup>

No âmbito deste trabalho foram utilizadas apenas as PNAD realizadas a partir de 1976. Em primeiro lugar, por motivos operacionais, visto que a falta de uso das fitas de computador das PNAD anteriores e a sua péssima documentação fariam com que a tarefa fosse praticamente impossível. Em segundo, porque neste ano a pesquisa sofreu algumas modificações metodológicas importantes, que prejudicam comparações com anos anteriores.<sup>24</sup>

Deve-se mencionar, ainda, que foram consideradas apenas as informações das regiões metropolitanas do país, a saber: Belém (BE), Fortaleza (FO), Recife (RE), Salvador (SA), Belo Horizonte (BH), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Curitiba (CT) e Porto Alegre (PA). Esta delimitação espacial reconhece, implicitamente, que a PNAD é uma privilegiada fonte de informações sobre estas regiões, mas deve ser utilizada com cautela para as outras, notadamente quando se trabalha com uma subamostra dela retirada.

Assim sendo, foi selecionada uma subamostra de indivíduos que atendem simultaneamente os seguintes requisitos:

- a) estão localizados na área urbana das regiões metropolitanas;
- b) têm mais de 14 anos de idade;
- c) estavam trabalhando ou tinham trabalho, mas não estavam trabalhando na semana de referência;
- d) são empregados;<sup>25</sup>

---

22 Entre 1976 e 1979, 1981 e entre 1983 e 1986 a PNAD foi realizada, respectivamente, nas seguintes semanas de referência: 22/11/76 a 28/11/76; 24/10/77 a 30/10/77; 22/10/78 a 28/10/78; 22/10/79 a 28/10/79; 08/11/81 a 14/11/81; 25/09/83 a 1/10/83; 23/09/84 a 22/09/84; 22/09/85 a 28/09/85; 28/09/86 a 04/10/86.

23 Em 1982 a PNAD foi realizada ao longo das 12 semanas compreendidas entre 26/09 e 18/12.

24 As principais diferenças metodológicas entre as PNAD realizadas entre 1971 e 1973 e entre 1976 e 1979 estão descritas em IBGE (1981).

25 A PNAD define como *empregado* todo indivíduo que trabalha para um empregador e, em geral, cumpre uma jornada de trabalho e recebe em contrapartida uma remuneração em dinheiro, mercadorias ou benefícios (moradia, comida, etc.).

- e) têm rendimento mensal do trabalho principal<sup>26</sup> diferente de zero;
- f) desempenham uma atividade não agrícola e não ligada à administração pública;<sup>27</sup>
- g) têm uma ocupação não qualificada.<sup>28</sup>

Uma vez conhecida a metodologia de seleção da subamostra da PNAD, cabe discutir a sua representatividade. Nesse sentido, foi organizada a Tabela 6, que mostra o número de empregados não qualificados, ou seja, de observações, por região metropolitana, entre 1976 e 1986.<sup>29</sup>

É interessante notar que o número de observações é elevado em quase todo o período. Em 1978, 1981, 1983, 1984 e 1985, este número é especialmente alto, visto que as PNAD foram construídas com a preocupação de gerar tabulações para todas as regiões metropolitanas. Em 1986 esta preocupação também existe, mas o número de observações é sensivelmente menor do que no ano anterior, acompanhando a redução da amostra da PNAD como um todo. Em 1977 o número total de observações é maior do que em 1986, mas a sua distribuição entre as regiões metropolitanas é diferente, refletindo o fato de que só houve preocupação em gerar tabulações para cinco das nove regiões metropolitanas, a saber: RE, BH, RJ, SP e PA. Em 1976 e 1979 o número de observações é ainda menor, porque só houve a intenção de tabular as informações para o RJ e SP. Finalmente, o número de observações em 1982 é baixo. Conforme mencionado, neste ano a PNAD foi aleatoriamente distribuída ao longo de 12 semanas e, neste trabalho, optou-se por utilizar apenas as informações da primeira semana, que está aproximadamente situada no mesmo período da semana de referência das PNAD realizadas a partir de 1983.

---

26 A PNAD define como *rendimento mensal do trabalho* a remuneração bruta mensal a que o empregado normalmente tem direito ou, quando o rendimento é variável, a remuneração média mensal recebida. O rendimento pode ser auferido em dinheiro ou mercadorias, ou ambos. Já o *trabalho principal* é aquele ao qual o empregado dedica o maior número de horas na semana de referência.

27 As atividades agrícolas foram excluídas porque o interesse do trabalho está voltado para as atividades tipicamente urbanas. As atividades de administração pública não foram consideradas porque o IBGE classifica parte dos funcionários públicos - estatutários - como não possuindo carteira de trabalho assinada.

28 A Classificação de Ocupações do IBGE utilizada nas PNAD nada mais é do que uma versão mais enxuta da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO). Entre 1976 e 1979 ela era composta por 288 ocupações e a partir de 1981 por 364. O Anexo 1 traz a lista de ocupações classificadas como não qualificadas, que toma por base a noção de que trabalho não qualificado é composto pela "... execução de tarefas ou operações simples, que podem ser aprendidas em pouco tempo, não requerendo qualquer tipo de conhecimento técnico, mas sim, em geral, força física" [Senai (1988), Anexo 2]. Deve-se mencionar, entretanto, que esta lista subestima a "verdadeira" lista, porque certas vezes o IBGE inclui sob um mesmo título ocupações com distintos níveis de qualificação, que obviamente não foram consideradas.

29 O número de empregados não qualificados segundo a posse ou não de carteira de trabalho assinada pode ser encontrado em Velloso (1988, p. 75 e 76). Em geral os empregados não qualificados estão igualmente distribuídos entre os dois subgrupos.



TABELA 6

*Número de empregados não qualificados por região metropolitana — 1976/86*

RM	1976	1977	1978	1979	1981	1982 <sup>a</sup>	1983	1984	1985	1986
BE	386	482	1061	574	993	103	1150	1213	1447	764
FO	144	291	608	257	944	70	1208	1221	1335	690
RE	410	1269	1281	514	1549	121	1484	1468	1512	830
SA	288	426	779	339	1192	86	1180	1466	1509	728
BH	594	1396	1312	828	2005	187	2180	2278	2215	1249
RJ	2512	2578	2811	2629	2280	239	2583	2531	2704	1307
SP	1543	1921	1971	1898	1991	204	2357	2548	2475	1244
CT	162	233	503	214	853	97	912	1071	1018	522
PA	290	1015	951	412	1430	131	1573	1653	1610	787
T T	6329	9611	11277	7665	13242	1238	14627	15449	15825	8121

FONTE: PNAD (1976 a 1979, 1981 a 1986). Elaboração própria.

<sup>a</sup>As informações de 1982 referem-se à primeira semana da pesquisa (26/9 a 2/10).

#### 4 - Evolução do salário médio e mediano

Uma vez criada a subamostra de empregados não qualificados, calculou-se o salário de cada trabalhador, em número de salários mínimos regionais, de acordo com a seguinte expressão:

$$W_{ijk} = (48/HP_{ijk}) (RP_{ijk} / SM_{ijk}) \quad (4)$$

onde  $HP_{ijk}$  = número de horas semanais normalmente trabalhadas no trabalho principal no mês  $i$  ( $i$  = setembro, outubro ou novembro) do ano  $j$  ( $j$  = 1976, ..., 1979, 1981, ..., 1986), na região metropolitana  $k$  ( $k$  = BE, FO, RE, SA, BH, RJ, SP, CT, PA);  $RP_{ijk}$  = rendimento normalmente recebido no trabalho principal no mês  $i$  do ano  $j$ , na região metropolitana  $k$ ;  $SM_{ijk}$  = salário mínimo no mês  $i$  do ano  $j$ , na região metropolitana  $k$ .

A seguir, para cada região metropolitana e ano foi calculado o salário médio<sup>30</sup> dos empregados não qualificados com e sem carteira de trabalho assinada (Tabelas 7 e 8).

A partir da Tabela 7, pode-se observar que o salário médio dos com carteira situou-se sempre acima do salário mínimo regional. Nota-se, ainda, que em geral as regiões mais desenvolvidas tiveram rendimentos mais elevados do que as menos desenvolvidas, embora a margem de variação não tenha sido grande.<sup>31</sup>

Finalmente, percebe-se que ao longo do tempo os rendimentos apresentaram uma leve tendência de crescimento.

TABELA 7

*Salário médio dos empregados não qualificados com carteira de trabalho assinada por região metropolitana — 1976/86*

(Em salários mínimos regionais)

RM	1976	1977	1978	1979	1981 <sup>a</sup>	1982 <sup>b</sup>	1983	1984	1985	1986
BE	1,44	1,19	1,31	1,41	1,59	1,36	1,58	1,46	1,50	1,49
FO	1,37	1,15	1,24	1,36	1,37	1,45	1,32	1,25	1,35	1,32
RE	1,25	1,30	1,27	1,40	1,47	1,32	1,52	1,42	1,53	1,51
SA	1,21	1,45	1,46	1,59	1,77	1,45	1,70	1,52	1,60	1,52
BH	1,24	1,25	1,29	1,30	1,40	1,33	1,35	1,36	1,33	1,47
RJ	1,44	1,42	1,47	1,57	1,66	1,59	1,65	1,58	1,59	1,66
SP	1,60	1,71	1,54	1,67	1,84	1,68	1,81	1,84	1,85	2,08
CT	1,31	1,40	1,29	1,43	1,50	1,54	1,54	1,46	1,53	1,71
PA	1,67	1,36	1,36	1,45	1,48	1,49	1,50	1,58	1,52	1,66

FONTE: PNAD (1976 a 1979, 1981 a 1986). Elaboração própria.

<sup>a</sup>As informações de 1981 foram ajustadas de acordo com a metodologia descrita no Anexo 2;

<sup>b</sup>As informações de 1982 referem-se à primeira semana da pesquisa (26/9 a 2/10).

30 As informações das Tabelas 7 e 8 para 1981 não foram calculadas a partir da base de dados gerada através da equação (4). Neste ano a PNAD foi realizada em novembro (primeiro mês de vigência do salário mínimo, enquanto a partir de 1982 ela foi realizada em setembro (quinto mês). Assim, se as informações de 1981 fossem utilizadas sem nenhum ajuste entre este ano e 1982 seria observado um crescimento significativo do salário médio, em número de salários mínimos regionais, que evidentemente não estaria representando uma perda de importância do salário mínimo, mas sim que os trabalhadores foram reajustados de forma não sincronizada num contexto de inflação elevada. A metodologia de ajuste das informações de 1981 está descrita no Anexo 2.

31 A diferença entre o maior e o menor salário médio regional dos com carteira variou entre 24 e 57%.

De acordo com a Tabela 8, pode-se observar que o salário médio dos sem carteira assinada situou-se abaixo do salário mínimo regional em diversas regiões e anos. Nota-se, ainda, que em geral as regiões mais desenvolvidas tiveram rendimentos mais elevados do que as menos, sendo que a margem de variação foi substancialmente maior do que a observada entre os com carteira.<sup>32</sup> Finalmente, percebe-se que ao longo do tempo os rendimentos apresentaram uma acentuada tendência de crescimento, notadamente entre 1979 e 1981.

Também foi possível calcular o salário mediano<sup>33</sup> dos empregados não qualificados com e sem carteira de trabalho assinada (Tabelas 9 e 10).

Comparando-se as Tabela 9 e 10 com as duas anteriores, pelo menos dois fatos chamam a atenção. Em primeiro lugar, nota-se que o salário médio foi sistematicamente maior do que o mediano, mostrando que mesmo entre os empregados não qualificados há significativas diferenças de rendimentos individuais. Em segundo, percebe-se que esta diferença cresceu ao longo do tempo, notadamente entre os empregados sem carteira de trabalho assinada.

TABELA 8

*Salário médio dos empregados não qualificados sem carteira de trabalho assinada por região metropolitana — 1976/86*

(Em salários mínimos regionais)

RM	1976	1977	1978	1979	1981 <sup>a</sup>	1982 <sup>b</sup>	1983	1984	1985	1986
BE	0,65	0,64	0,76	0,82	0,97	1,63	1,38	1,22	1,23	1,37
FO	0,64	0,58	0,66	0,61	0,73	0,81	0,91	0,75	0,77	1,05
RE	0,67	0,60	0,64	0,67	1,07	0,92	1,26	1,06	1,12	1,29
SA	0,67	0,74	0,75	0,83	0,97	0,86	1,19	1,12	1,24	1,35
BH	0,70	0,71	0,74	0,79	0,96	1,12	1,13	1,02	1,08	1,38
RJ	0,95	1,07	1,07	1,13	1,64	1,37	2,00	1,67	1,78	1,92
SP	1,26	1,19	1,18	1,31	1,32	1,69	1,45	1,33	1,38	2,11
CT	0,89	0,94	0,91	0,96	1,12	1,36	1,28	1,08	1,36	1,55
PA	1,14	0,99	1,14	1,03	1,65	1,89	1,97	2,03	1,85	2,27

FONTE: PNAD (1976 a 1979, 1981 a 1986). Elaboração própria.

<sup>a</sup>As informações de 1981 foram ajustadas de acordo com a metodologia descrita no Anexo 2;

<sup>b</sup>As informações de 1982 referem-se à primeira semana da pesquisa (26/9 a 2/10).

<sup>32</sup> A diferença entre o maior e o menor salário médio regional dos sem carteira variou entre 94 e 171%.

<sup>33</sup> A metodologia de ajuste das informações de 1981 está descrita no Anexo 2.

TABELA 9

*Salário mediano dos empregados não qualificados com carteira de trabalho assinada por região metropolitana — 1976/86*

(Em salários mínimos regionais)

RM	1976	1977	1978	1979	1981 <sup>a</sup>	1982 <sup>b</sup>	1983	1984	1985	1986
BE	1,10	1,00	1,09	1,20	1,26	1,08	1,20	1,20	1,20	1,20
FO	1,17	1,02	1,03	1,17	1,08	1,07	1,07	1,09	1,09	1,09
RE	1,00	1,07	1,11	1,20	1,22	1,20	1,20	1,20	1,20	1,20
SA	1,06	1,20	1,17	1,34	1,30	1,20	1,31	1,20	1,20	1,17
BH	1,08	1,14	1,09	1,19	1,14	1,17	1,10	1,11	1,09	1,20
RJ	1,20	1,20	1,20	1,32	1,30	1,25	1,20	1,20	1,20	1,20
SP	1,37	1,30	1,32	1,51	1,51	1,47	1,50	1,48	1,50	1,87
CT	1,12	1,22	1,20	1,27	1,29	1,34	1,37	1,20	1,22	1,43
PA	1,21	1,20	1,20	1,27	1,29	1,39	1,29	1,24	1,25	1,38

FONTE: PNAD (1976 a 1979, 1981 a 1986). Elaboração própria.

<sup>a</sup>As informações de 1981 foram ajustadas de acordo com a metodologia descrita no Anexo 2;

<sup>b</sup>As informações de 1982 referem-se à primeira semana da pesquisa (26/9 a 2/10).

TABELA 10

*Salário mediano dos empregados não qualificados sem carteira de trabalho assinada por região metropolitana — 1976/86*

(Em salários mínimos regionais)

RM	1976	1977	1978	1979	1981 <sup>a</sup>	1982 <sup>b</sup>	1983	1984	1985	1986
BE	0,49	0,42	0,54	0,66	0,75	0,95	0,82	0,71	0,72	0,93
FO	0,46	0,38	0,45	0,46	0,59	0,59	0,66	0,45	0,46	0,72
RE	0,46	0,45	0,49	0,52	0,68	0,69	0,71	0,50	0,50	0,75
SA	0,50	0,46	0,53	0,67	0,70	0,75	0,65	0,51	0,59	0,80
BH	0,56	0,54	0,62	0,66	0,72	0,58	0,69	0,55	0,63	1,00
RJ	0,78	0,87	0,89	0,95	1,03	0,90	0,97	0,93	0,90	1,07
SP	1,04	1,08	1,00	1,10	1,16	1,20	1,10	0,99	1,00	1,49
CT	0,70	0,75	0,76	0,71	0,87	0,94	0,89	0,70	0,81	1,03
PA	1,04	0,89	0,87	0,95	1,22	1,49	1,20	1,11	1,01	1,24

FONTE: PNAD (1976 a 1979, 1981 a 1986). Elaboração própria.

<sup>a</sup>As informações de 1981 foram ajustadas de acordo com a metodologia descrita no Anexo 2;

<sup>b</sup>As informações de 1982 referem-se à primeira semana da pesquisa (26/9 a 2/10).

Estas observações, assim, sugerem que os modelos empíricos a serem estimados devem levar em consideração não apenas as informações sobre o salário médio como também o mediano, visto que aparentemente ocorreu um deslocamento mais significativo entre os empregados não qualificados de maior renda.

## 5 - Análise de regressão

### 5.1 - Modelos empíricos

No que se refere aos modelos empíricos a serem utilizados no teste da importância da política de salários mínimos na determinação da taxa de salários, a literatura que trata do caso brasileiro é bastante sugestiva. Diversas especificações foram tentadas e, por conseguinte, não há necessidade de propor novas. Deve-se apenas ser seletivo.

Neste trabalho foram consideradas duas especificações básicas, a saber:

$$\ln(W/P)_{ijk} = \alpha + \beta \ln(SM/P)_{ijk} + u_{ijk} \quad (5)$$

$$\ln(W/P)_{ijk} = \alpha + \beta \ln(SM/P)_{ijk} + \delta TDA_{ijk} + u_{ijk} \quad (6)$$

onde  $\ln(W/P)_{ijk}$  = logaritmo do salário médio (mediano) real dos empregados não qualificados no mês  $i$  ( $i$  = setembro, outubro ou novembro) do ano  $j$  ( $j$  = 1976, ..., 1979, 1981, ..., 1986), na região metropolitana  $k$  ( $k$  = BE, FO, RE, SA, BH, RJ, SP, CT, PA);  $\ln(SM/P)_{ijk}$  = logaritmo do salário mínimo real no mês  $i$  do ano  $j$ , na região metropolitana  $k$ ;  $TDA_{ijk}$  = taxa de desemprego aberto no mês  $i$  do ano  $j$ , na região metropolitana  $k$ ;  $u_{ijk}$  = perturbação estocástica com média zero.

A equação (5) segue, em linhas gerais, o teste realizado por Drobny e Wells (1983), enquanto a equação (6) incorpora a sugestão de Bacha e Taylor (1978) e Reis (1985) de incluir uma variável que procura captar as condições de maior ou menor aquecimento do mercado de trabalho. A especificação, em termos reais,<sup>34</sup>

---

<sup>34</sup> O salário médio e mediano real dos empregados com e sem carteira de trabalho assinada foram obtidos multiplicando-se cada elemento das Tabelas 7 a 10 pelo elemento de mesma posição da Tabela A.3.1 do Anexo 3, que contempla a série do salário mínimo real por região metropolitana.

de ambas as equações, no entanto, difere do que foi proposto até agora pela literatura que trata do caso brasileiro.<sup>35</sup>

Adotou-se, ainda, a hipótese de que tanto o salário mínimo real como a taxa de desemprego aberto são “fixados” independentemente do que ocorre com o salário dos empregados não qualificados. Esta hipótese de exogeneidade, embora não tenha sido testada neste trabalho, permite que as equações (5) e (6) sejam estimadas com a relação de causalidade apontada acima.

Além das equações (5) e (6), foram estimadas quatro outras equações, que tomam por base aquelas especificações básicas, mas incluem superadamente dois grupos de variáveis *dummy*, a saber:

$$\ln(W/P)_{ijk} = \alpha + \beta \ln(SM/P)_{ijk} + \mu PER + u_{ijk} \quad (7)$$

$$\ln(W/P)_{ijk} = \alpha + \beta \ln(SM/P)_{ijk} + \delta TDA_{ijk} + \mu PER + u_{ijk} \quad (8)$$

$$\ln(W/P)_{ijk} = \alpha + \beta \ln(SM/P)_{ijk} + \sum_{k=1}^9 \theta_k D_k + u_{ijk} \quad (9)$$

$$\ln(W/P)_{ijk} = \alpha + \beta \ln(SM/P)_{ijk} + \delta TDA_{ijk} + \sum_{k=1}^9 \theta_k D_k + u_{ijk} \quad (10)$$

onde *PER* = variável *dummy* para o subperíodo 1976/79, que assume o valor um se a informação for pertinente a este subperíodo e zero se não for;  $D_k$  = variável *dummy* para a região metropolitana  $k$  ( $k = BE, FO, RE, SA, BH, RJ, SP, CT, PA$ ), que assume o valor um se a informação for pertinente a esta região e zero se não for.

A variável *dummy PER* foi incluída por razões empíricas, na medida em que as informações sobre o salário dos empregados não qualificados sugerem que entre 1976/79 e 1981/86 ocorreu uma mudança de regime, especialmente entre os sem carteira. As variáveis *dummies* regionais foram incluídas na tentativa de isolar o efeito de possíveis diferenças estruturais entre o mercado de trabalho das regiões metropolitanas do país.

---

35 Equações especificadas em termos nominais, como preferem outros autores, apresentam pelo menos dois problemas importantes. Em primeiro lugar, elas tendem a gerar um coeficiente  $\beta$  significativo e próximo da unidade pelo simples fato de que o nível de preços está crescendo, pouco ou nada indicando sobre o movimento relativo da taxa de salários e do salário mínimo. Em segundo, elas assumem que a longo prazo os trabalhadores sofrem de ilusão monetária.

## 5.2 - Resultados

A Tabela 11 mostra os coeficientes estimados do salário mínimo real,  $SM/P$ , e da taxa de desemprego aberto,  $TDA$ , das seis equações discutidas anteriormente, considerando-se o salário médio real dos empregados não qualificados com e sem carteira de trabalho assinada como variável dependente.<sup>36</sup>

Com relação aos com carteira, os coeficientes estimados do  $SM/P$  e da  $TDA$  são significativos a 1% e robustos.<sup>37</sup> É interessante notar, ainda, que a inclusão das variáveis  $TDA$  e *dummies* regionais reduz o coeficiente do  $SM/P$ .

Estes resultados, portanto, tendem a apoiar uma visão eclética a respeito do papel da política de salários mínimos na determinação da taxa de salários, visto que entre os com carteira a elasticidade do salário mínimo real é significativamente diferente de zero, mas bem menor do que a unidade.

Infelizmente o mesmo sucesso não foi obtido no caso dos sem carteira. Em diversas equações os coeficientes estimados não são significativos a 1 ou 5%, bem como não há evidência de que são robustos.<sup>38</sup>

TABELA 11

*Coeficientes estimados do salário mínimo real e da taxa de desemprego aberto — salário médio real como variável dependente*

Equação	Com carteira		Sem carteira	
	$\ln(SM/P)$	$TDA$	$\ln(SM/P)$	$TDA$
(5) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P)]$	0,62		0,46 <sup>b</sup>	
(6) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), TDA]$	0,56	-0,02	0,44 <sup>b</sup>	-0,01 <sup>a</sup>
(7) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), PER]$	0,63		0,60	
(8) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), TDA, PER]$	0,55	-0,04	0,43	-0,08
(9) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), \Sigma D_k]$	0,52		0,09 <sup>a</sup>	
(10) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), TDA, \Sigma D_k]$	0,36	-0,02	0,25 <sup>a</sup>	0,02 <sup>a</sup>

<sup>a</sup>Não significativo a 5%;

<sup>b</sup>Não significativo a 1%.

<sup>36</sup> Os coeficientes das variáveis *dummies* e as estatísticas das regressões ( $t$ ,  $R^2$ ,  $DW$ , etc.) foram omitidas, mas podem ser encontradas em Velloso (1988, p. 113 a 146).

<sup>37</sup> Dependendo da especificação a elasticidade do  $SM/P$  varia apenas entre 0,36 e 0,63 e o coeficiente da  $TDA$  entre -0,02 e -0,04.

<sup>38</sup> Dependendo da especificação a elasticidade do  $SM/P$  varia entre 0,09 e 0,60 e o coeficiente da  $TDA$  entre -0,08 e 0,02.

Embora se deva considerar estes resultados inconclusivos, é importante observar com cuidado os coeficientes estimados da equação (8), que considera a especificação com as variáveis *SM/P* e *TDA* "corrigida" pela mudança de regime que ocorreu entre 1976/79 e 1981/86. Eles indicam uma elasticidade do *SM/P* menor do que a obtida no caso dos com carteira, e um coeficiente da *TDA* mais sensível.

Uma visão mais arrojada, então, sugere que o mercado de trabalho dos sem carteira é mais "livre" ou desprotegido do que o dos com carteira, sendo difícil aceitar a tese de que o salário mínimo serviria de *farol* para os salários do mercado informal de trabalho.

A Tabela 12 mostra os coeficientes estimados do *SM/P* e da *TDA* das seis equações discutidas anteriormente, desta feita considerando-se o salário mediano real dos empregados não qualificados com e sem carteira de trabalho assinada como variável dependente.<sup>39</sup>

Em linhas gerais, estes resultados confirmam o que já foi dito utilizando-se o salário médio como variável dependente. Deve-se mencionar, entretanto, que a elasticidade do *SM/P* é um pouco mais elevada do que no caso anterior. Este fato sugere que o salário mínimo tende a ser tão mais importante quanto menores forem os salários envolvidos, visto que o mediano é menos sensível ao que ocorre com os salários mais elevados do que o médio.

TABELA 12

*Coefficientes estimados do salário mínimo real e da taxa de desemprego aberto — salário mediano real como variável dependente*

Equação	Com carteira		Sem carteira	
	$\ln(SM/P)$	<i>TDA</i>	$\ln(SM/P)$	<i>TDA</i>
(5) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P)]$	0,76		0,64	
(6) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), TDA]$	0,70	-0,02	0,51 <sup>b</sup>	-0,05 <sup>b</sup>
(7) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), PER]$	0,76		0,69	
(8) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), TDA, PER]$	0,69	-0,03	0,50 <sup>b</sup>	-0,09
(9) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), \Sigma D_k]$	0,73		0,92	
(10) $\ln(W/P) = f[\ln(SM/P), TDA, \Sigma D_k]$	0,58	-0,02	0,86	-0,01 <sup>a</sup>

<sup>a</sup>Não significativo a 5%;

<sup>b</sup>Não significativo a 1%.

39 Os coeficientes das variáveis *dummies* e as estatísticas das regressões (*t*,  $R^2$ , *DW*, etc.) foram omitidas, mas podem ser encontradas em Velloso (1988, p. 147 a 181)



## 6 - Conclusões

Este artigo procurou avançar um passo a mais na compreensão dos efeitos da política de salários mínimos sobre a taxa de salários da economia brasileira. Em primeiro lugar, a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), gerou-se uma subamostra de empregados não qualificados — com e sem carteira de trabalho assinada — para cada região metropolitana do país, entre 1976 e 1986. Em segundo, o efeito da política de salários mínimos e do desemprego sobre a taxa de salários média e mediana foi testado utilizando-se um *pooling* de dados de *cross-section* e séries temporais.

No caso dos empregados com carteira assinada, os resultados da análise de regressão nitidamente confirmam a relevância de ambas as variáveis explicativas. Na maioria das regressões, entretanto, a elasticidade do salário mínimo é menor do que um. No caso dos sem carteira assinada os resultados não são conclusivos.

As sugestões de política econômica que se depreendem destes resultados são evidentes, visto que a política de salários mínimos tem um certo papel a cumprir, apesar da sua importância ser menor do que normalmente os políticos e alguns economistas enfatizam. Por um lado, a longo prazo deve-se elevar o salário mínimo real acima da taxa de crescimento da produtividade da economia, embora não seja recomendável fazê-lo de forma abrupta. Por outro, deve-se adotar políticas de crescimento econômico, que ainda é a forma mais eficaz de elevar o salário dos mais pobres.

## Anexo 1 - Ocupações não qualificadas

### 1 - PNAD de 1981 a 1986

Código	Descrição da ocupação
381	Trabalhador braçal em salina
471	Auxiliar de costura
513	Servente, na construção civil
584	Embalador de mercadorias, etc.
604	Repositor de mercadorias
725	Marinheiro, exclusive da Marinha de Guerra
726	Taifeiro, no transporte marítimo
732	Estivador
762	Trabalhador de conserva de ferrovias
805	Empregado doméstico
812	Camareiro de hotel
815	Atendente de bar e lanchonete

continua

Código	Descrição da ocupação
823	Lavadeira/tintureiro, na lavagem de roupas
826	Engraxate
841	Porteiro
842	Ascensorista
843	Vigia
844	Faxineiro
845	Contínuo
911	Aprendiz, exclusive jóquei e marinheiro
916	Guardador de automóveis
920	Lixeiro
924	Trabalhador braçal, exclusive em salinas
925	Trabalhador de conserva de rodovias

*2 - PNAD de 1976 a 1979*

Código	Descrição da ocupação
533	Servente, na construção civil
551	Aprendiz, na industria de transformação
563	Embalador de mercadorias/expedidor/etc.
714	Marinheiro, exclusive da marinha de guerra
715	Taifeiro, no transporte marítimo
721	Estivador
752	Trabalhador de conserva de rodovias
753	Trabalhador de conserva de ferrovias
802	Empregado doméstico
812	Lavadeira/tintureiro, na lavagem de roupas
813	Engraxate
951	Porteiro/contínuo/faxineiro/vigia
952	Ascensorista
955	Lixeiro
956	Guardador de automóveis
957	Trabalhador braçal
958	Biscateiro

## Anexo 2 - Metodologia de ajuste das informações de 1981

As informações da PNAD de 1981 foram ajustadas levando-se em consideração o fato de que a primeira semana da PNAD de 1982 coincide com o mesmo período da semana de referência das PNAD de 1983 a 1986, enquanto a sétima semana coincide com o da PNAD de 1981. A seguinte expressão, assim, foi utilizada:

$$W_{\text{set},81,k} = (W_{\text{set},82} / W_{\text{nov},82}) W_{\text{nov},81,k} \quad (\text{A.2.1})$$

onde  $W_{\text{set},82}$  = salário médio (mediano) total, em salários mínimos de setembro de 1982, da primeira semana da PNAD de 1982;  $W_{\text{nov},82}$  = salário médio (mediano) total, em salários mínimos de novembro de 1982, da sétima semana da PNAD de 1982;  $W_{\text{nov},81,k}$  = salário médio (mediano) da região metropolitana  $k$ , em salários mínimos regionais de novembro de 1981, da PNAD de 1981.

O ajuste das informações de 1981 segundo a equação (A.2.1), obviamente, não está imune a críticas. No entanto, o procedimento adotado, que em última instância consiste da colocação *ad hoc* de uma variável *dummy* de valor conhecido, parece ser mais adequado do que simplesmente não corrigir o *descolamento* de curto prazo que se observaria neste ano.

## Anexo 3 - Salário mínimo real

A Tabela A.3.1, que contempla o salário mínimo real por região metropolitana entre 1976 e 1986, foi construída em duas etapas. Em primeiro lugar, as diferenças entre o salário mínimo real por região metropolitana em 1976 refletem, por um lado, as diferenças entre o salário mínimo nominal e, por outro, as diferenças de custo de vida entre as regiões, estas últimas obtidas em Fava (1984). Em segundo, ao longo do tempo o salário mínimo nominal de cada região foi deflacionado por um índice de preços próprio, obtido pelo encadeamento da série do IPC/MTb, para o período anterior a março de 1979, com a série do IPC/IBGE, para o período posterior a esta data [os índices de preços foram obtidos em IBGE (1987)].

## Anexo 4 - Taxa de desemprego aberto

A Tabela A.4.1, que contempla a taxa de desemprego aberto regional entre 1976 e 1986, foi construída a partir das PNAD, dividindo-se o total das pessoas que estavam desocupadas e procuravam trabalho na semana de referência da PNAD pela população economicamente ativa.

TABELA A.3.1

*Salário mínimo real por região metropolitana — 1976/86*

RM	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986
BE	80,8	84,6	80,9	76,4	81,2	85,5	73,0	75,1	82,8	86,2
FO	105,7	111,4	110,7	106,7	117,8	123,7	106,4	114,0	119,4	133,2
RE	98,8	108,7	103,3	97,8	103,9	105,1	89,8	94,7	103,4	114,9
SA	90,2	94,1	88,4	82,0	89,2	93,1	83,0	86,5	92,1	101,2
BH	122,0	130,8	130,7	122,9	130,6	127,1	105,1	100,2	101,7	114,8
RJ	100,0	104,7	103,4	94,2	93,1	93,3	78,7	75,9	82,6	93,0
SP	84,0	88,7	84,7	81,6	84,5	84,4	72,0	70,0	74,1	82,0
CT	125,3	134,3	133,2	123,9	135,4	130,5	109,8	105,6	112,1	121,2
PA	116,0	117,9	113,2	110,9	119,1	117,9	98,5	95,5	100,0	112,9

FONTES: Fava(1984), Saboia(1984), IBGE(1987) e *Conjuntura Econômica*, vários números. Elaboração própria.

TABELA A.4.1

*Taxa de desemprego aberto por região metropolitana — 1976/86*

RM	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986
BE	4,70	5,58	5,03	3,79	6,14	9,85	7,01	6,27	4,51	3,53
FO	2,79	4,38	3,92	4,06	6,46	5,93	5,45	5,57	5,24	3,38
RE	4,15	5,45	6,06	8,25	9,34	7,80	7,63	8,39	4,93	4,83
SA	3,10	5,76	4,35	4,52	8,46	8,30	5,75	5,92	4,38	4,70
BH	3,15	3,44	3,91	4,86	8,98	7,95	8,96	7,68	5,14	3,33
RJ	2,72	3,50	2,93	4,35	8,04	7,40	7,31	6,68	5,07	3,25
SP	2,23	2,99	2,62	3,38	7,92	5,52	7,99	6,75	5,37	3,33
CT	1,83	1,74	2,25	4,41	5,88	4,90	6,73	6,40	4,95	2,13
PA	2,21	3,28	4,10	3,95	5,56	4,63	6,95	5,52	4,02	2,74

FONTE: PNAD (1976 a 1979, 1981 a 1986). Elaboração própria.

## Abstract

*This paper analyzes the wage determination of the Brazilian unskilled workers using data from the National Inquiry by Household Sample (PNAD) for each Brazilian metropolitan region between 1976 and 1986. The effect of minimum wages policy and unemployment on the average and median wage rate is tested using a pooling of cross-sectional and time-series data. The regression results clearly confirm the significance of both independent variables for the formal sector. However, in most of the regressions the minimum wage elasticity is below unity. The results for the informal sector are not conclusive.*

## Bibliografia

- BACHA, E., TAYLOR, L. Brazilian income distribution in the 1960s: model result and the controversy. *The Journal of Development Studies*, v. 14, n. 3, p. 271-297, Apr. 1978.
- BROWN, C., GILROY, C., KOHEN, A. The effect of the minimum wage on employment and unemployment. *Journal of Economic Literature*. v. 20, n. 2, p. 487-528, June 1982.
- CALSING, E. *A política salarial no Brasil - um estudo do salário mínimo*. Rio de Janeiro, IUPERJ, 1978 (Tese de Mestrado).
- CAMARGO, J. M. *Minimum wage in Brazil: theory, policy and empirical evidence*. Rio de Janeiro, PUC/RJ, 1984 (Texto para Discussão, 67).
- CUNHA, P. Minimum wage policy with compulsory collective contracts: an empirical investigation of the wage formation process for unskilled workers in the Brazilian industry. World Bank research proposal, 1983, mimeo.
- DROBNY, A., WELLS, J. Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor de construção civil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 2, p. 415-464, ago. 1983.
- FAVA, V. *Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil*. São Paulo, FIPE/USP, 1984.
- GRAMLICH, E. Impact of minimum wages on other wages, employment and family incomes. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2, p. 409-451, 1976.
- IBGE. *Metodologia da pesquisa nacional por amostra de domicílios na década de 70*. Rio de Janeiro, IBGE, 1981 (Série Relatórios Metodológicos, v. 1).
- . *Estatísticas históricas do Brasil*. Rio de Janeiro, IBGE, 1987 (Séries Estatísticas Retrospectivas, v. 3).

- . *Pesquisa nacional por amostra de domicílios — regiões metropolitanas*. Rio de Janeiro, IBGE, diversos números.
- LEWIS, W. Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School of Economics and Social Studies*, v. 22, n. 2, p. 139-199, May 1954.
- MACEDO, R., GARCIA, M. *Observações sobre a política brasileira de salário mínimo*. São Paulo, FIPE/USP, 1978 (Texto para Discussão, 27).
- . Salário mínimo e taxa de salários no Brasil: comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 1.013-1.044, dez. 1980.
- MINCER, J. Unemployment effects of minimum wages. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 4, part 2, p. S87-S104, 1986.
- MINISTÉRIO DO TRABALHO. *Classificação Brasileira de Ocupações*. Brasília, MTb, 1982.
- REIS, J. G. Almeida. *Dinâmica dos salários nominais: uma análise do setor de construção civil*. Rio de Janeiro, PUC/RJ, 1985 (Tese de Mestrado).
- ROTTENBERG, S. (ed.). *The economics of legal minimum wages*. American Enterprise Institute for Public Policy Research, 1981.
- SABOIA, J. *Evolução histórica do salário mínimo no Brasil: fixação, valor real e diferenciação regional*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1984 (PNPE — Série Fac-símile, 15).
- . A controvérsia sobre o salário mínimo e a taxa de salários na economia brasileira: novas evidências. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 5, n. 2, abr./jun. 1985.
- SENAI. *Manual de classificação das ocupações da indústria*. Brasília, Senai, 1986, mimeo.
- . *Necessidades de formação de mão-de-obra na indústria metal-mecânica*. Brasília, Senai, 1988, mimeo.
- SOUZA, P., BALTAR, P. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 629-660, dez. 1979.
- . Salário mínimo e taxa de salários no Brasil: réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 1.045-1.058, dez. 1980.
- VELLOSO, R. C. *Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro*. Rio de Janeiro, IEI/UFRJ, 1988 (Tese de Mestrado).

WELCH, F. Minimum wage legislation in the United States. *Economic Inquiry*, v. 12, n. 3, p. 285-318, Sept. 1974.

WELLS, J., DROBNY, A. A distribuição de renda e o salário mínimo no Brasil: uma revisão crítica da literatura existente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 893-914, dez. 1982.

*(Originais recebidos em julho de 1990.)*