

# Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil \*

EDMAR L. BACHA \*\*

## 1 — Introdução

O salário da mão-de-obra não-qualificada é o mais importante indicador do padrão de vida da população brasileira. Não obstante, a literatura sobre distribuição da renda no País não apresenta análises do comportamento a longo prazo dos salários rurais e urbanos. Este trabalho é uma primeira tentativa de preencher essa lacuna no conhecimento empírico.

O modelo de crescimento de Lewis<sup>1</sup> prediz que, durante o estágio de excesso de mão-de-obra, a industrialização prosseguirá com o salário da mão-de-obra urbana não-qualificada mantendo-se constante em termos do produto agrícola. Essa predição baseia-se em duas suposições: que os rendimentos dos trabalhadores agrícolas não se alterem, o que implica supor que a produtividade da mão-de-obra nas atividades agrícolas tradicionais esteja estagnada, e que haja entrada livre no mercado de trabalho urbano, com a migração rural-urbana reagindo aos salários relativos com agilidade suficiente para garantir a manutenção de um diferencial constante de equilíbrio entre os salários urbanos e rurais da mão-de-obra não-qualificada.

À primeira vista, o processo de industrialização no Brasil após a II Guerra Mundial parece confirmar a predição do modelo

\* Esta pesquisa foi patrocinada pelo PREALC/OIT (Santiago, Chile). O autor agradece os comentários de Regis Bonclli, José Márcio Camargo, Eliana Cardoso, Rodolfo Hoffmann e Victor Tokman.

\*\* Da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

<sup>1</sup> W. Arthur Lewis, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor" (The Manchester School, maio de 1954). Reproduzido em A. Agarwala e S. Singh (orgs.), *The Economics of Underdevelopment* (Londres: Oxford University Press, 1958).

de crescimento dual sobre a constância do comportamento do salário. Contudo, um exame mais acurado dos dados disponíveis mostra que o conceito lewisiano de mão-de-obra excedente é uma camisa-de-força que não consegue explicar as complexidades da evolução dos salários urbanos e rurais no Sul do Brasil. Este trabalho sugere que o comportamento dos salários só pode ser compreendido num tipo de análise que leve em consideração a estrutura agrária, a evolução das relações de troca entre a agricultura e a indústria, a política trabalhista do Governo e a força dos sindicatos.

Inicialmente analisaremos a evolução dos salários rurais em São Paulo e depois estudaremos o comportamento dos salários médios nas indústrias do antigo Estado da Guanabara. O trabalho encerra-se com um exame das interações entre a estrutura político-institucional, as relações de troca entre a agricultura e a indústria e o diferencial entre salários urbanos e rurais.

O Apêndice 1 detalha a elaboração e as limitações das séries estatísticas apresentadas no texto. No Apêndice 2 são apresentadas novas estimativas da evolução do custo da alimentação no Rio de Janeiro e em São Paulo entre 1966 e 1977 e é discutida a evolução dos salários urbanos e rurais da mão-de-obra não-qualificada no País como um todo, ao longo da recente fase de expansão econômica.

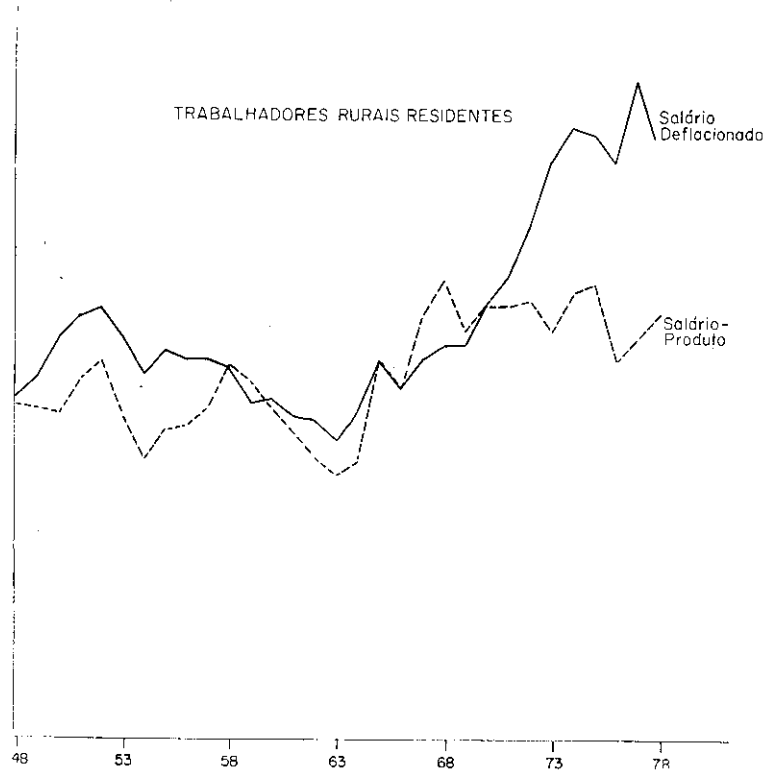
## 2 — Salários rurais

O Gráfico 1 mostra o comportamento dos salários dos trabalhadores diaristas residentes na agricultura de São Paulo de 1948 a 1978. Dois conceitos de salário foram utilizados: o *salário-produto*, que resulta da divisão do salário monetário pelo índice dos preços pagos aos produtores agrícolas em São Paulo; e o *salário deflacionado*, que é o quociente entre o salário monetário e o índice global de preços.<sup>2</sup> O salário-produto é um conceito de custo e relaciona-se com

<sup>2</sup> O índice global de preços é igual ao deflator implícito do PIB para 1965/77. Para os demais anos, por não se dispor da série pertinente, utilizou-se o índice geral de preços da FGV (Coluna 2, de *Conjuntura Econômica*) como aproximação ao deflator implícito.

Gráfico 1

### ÍNDICES DE SALÁRIOS DIÁRIOS DE TRABALHADORES RURAIS RESIDENTES EM SÃO PAULO



a demanda de mão-de-obra por parte da agricultura capitalista. Quando comparado com a produtividade física da mão-de-obra no setor rural, mostra a parcela da produção agrícola que cabe aos trabalhadores. O salário deflacionado é um conceito de poder aquisitivo. Indica o poder de compra do salário rural sobre a cesta de bens que fazem parte do PIB do País.

Até 1963, o salário rural era uma taxa de mercado livre, devendo refletir o valor alternativo do tempo de trabalho na agricultura familiar, pelo menos em São Paulo. Em 1963, o Governo Federal introduziu o Estatuto do Trabalhador Rural e começou a fazer cumprir a legislação sobre o salário mínimo no setor rural. Isso pode ter

criado uma separação entre o salário mínimo pago no setor rural capitalista e o valor do tempo de trabalho na pequena agricultura, mas não podemos fazer julgamentos definitivos.

Consideremos a série de salário-produto: ignorando as flutuações de curto prazo, o período de 30 anos pode ser dividido em duas partes: 1948/66 e 1967/78. Dentro de cada um desses períodos o salário rural é razoavelmente constante em termos do preço da produção agrícola, mas no último período é quase 30% mais alto do que o primeiro.<sup>3</sup> O gráfico sugere a hipótese de que o aumento do salário-produto entre 1963/64 e 1967/68 esteve ligado mais à mudança na legislação trabalhista do que à interação das forças de mercado no setor rural.

Pode haver alguma dúvida de que o Estatuto tenha de fato contribuído para aumentar o salário rural. Em primeiro lugar, com a nova legislação impondo o pagamento de salários mínimos, mas permitindo a dedução do equivalente a casa, luz, lenha e alimentos fornecidos, os produtores agrícolas podem ter passado a se referir aos salários pagos acrescentando a estes os valores dos itens fornecidos aos trabalhadores. Além disso, como observa o autor da série de salários utilizada no Gráfico 1, "sendo o salário mínimo uma obrigação legal, o empresário, quando entrevistado em pesquisas dessa natureza, forçosamente declara que efetua o pagamento dos salários de acordo com a lei".<sup>4</sup>

Cabem, no entanto, as seguintes ressalvas: em primeiro lugar, a série de salários dos diaristas não residentes, no Gráfico 2, indica ganhos salariais ainda mais substanciais do que para os trabalha-

<sup>3</sup> A equação de regressão relevante é:

$$u = 76,0 + 22,2 DUM$$

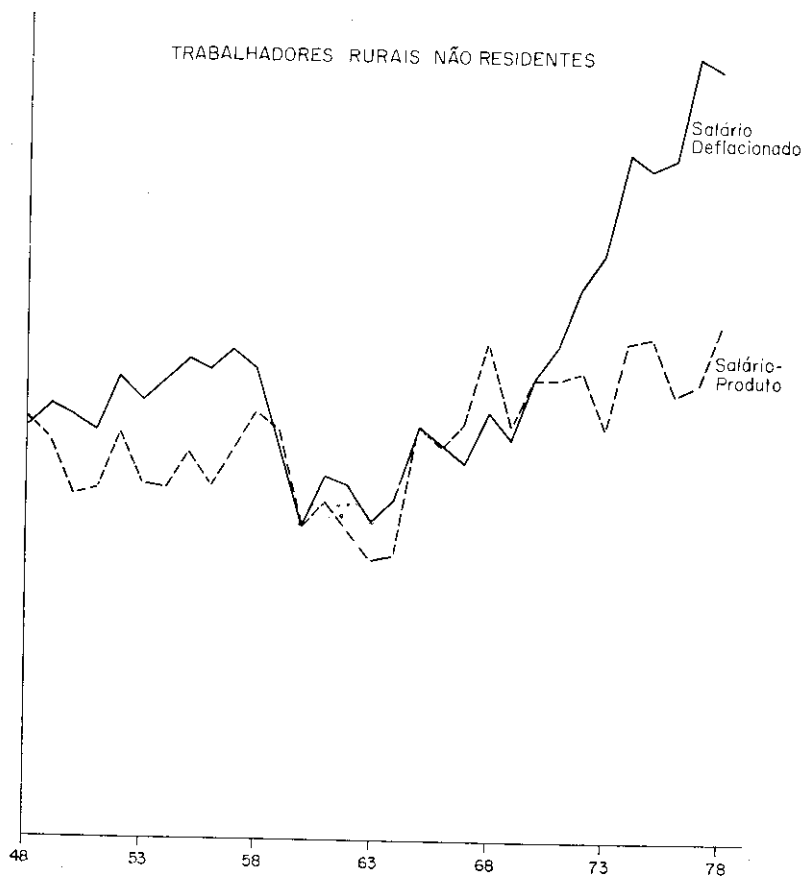
(1,7)      (2,7)

$$R^2 = 0,70; \quad d = 1,33; \quad Se = 7,38$$

onde  $\bar{u}$  é o índice de salário-produto e  $DUM$  é uma variável falsa igual a zero em 1948/66 e igual a 1 em 1967/78. Os números entre parênteses são os erros-padrão de estimativa dos coeficientes de regressão. O valor da estatística de Durbin-Watson é baixo, indicando que faltam variáveis explicativas na equação, mas em termos gerais o teste estatístico apóia a descrição do texto.

<sup>4</sup> P. V. Sendin, "Elaboração de um Índice de Salários Rurais para o Estado de São Paulo", in *Agricultura em São Paulo*, vol. 19, n.º 2 (1972), p. 181.

Gráfico 2  
ÍNDICES DE SALÁRIOS DIÁRIOS DOS TRABALHADORES  
RURIS NÃO RESIDENTES EM SÃO PAULO



dores residentes, e os salários dos não residentes incluem uma parcela mínima de ganhos em espécie; em segundo, a partir de 1968 a pesquisa de salários do IEA deixou de ser "objetiva" (com questionários aplicados ao empregador agrícola), passando a ser "subjetiva" (com respostas dadas pelos próprios agrônomos do Instituto,

situados nas diversas sub-regiões agrícolas) . Os agrônomos não têm por que falsificar a informação submetida ao Instituto e, no entanto, não se observa uma queda do salário rural após 1967. Finalmente, é possível que o impacto do Estatuto sobre os salários rurais se tenha dado menos em função do salário mínimo do que através da criação de um aparato legal de apoio às reivindicações trabalhistas dos assalariados rurais. Para evitar a ação dos “advogadozinhos do interior”, os proprietários rurais se viram diante da contingência de ter que pagar salários mais altos do que o valor alternativo da mão-de-obra na pequena propriedade agrícola. A perspectiva do desemprego na forma capitalista de produção torna-se, assim, mais custosa para o trabalhador assalariado (que em consequência deixa de pressionar por seus “direitos” através da recém-estabelecida Justiça do Trabalho), ou seja, a elevação dos salários rurais reais (com uma possível queda do emprego) é a forma pela qual o mercado de trabalho assalariado se ajusta ao aumento de poder de barganha do trabalhador em consequência da implementação do Estatuto do Trabalhador Rural.

A constância do salário-produto a partir de 1967 é particularmente impressionante, pois outras análises (por exemplo, os “Prognósticos” anuais do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo) só têm dado atenção ao comportamento dos salários deflacionados. Estes aumentaram em mais de 50% durante a última década. Note-se no Gráfico 1 que a tendência geral do salário deflacionado é descendente até 1963, quando se atinge um limite mínimo a partir do qual o salário se eleva dramaticamente até 1977/78. O comportamento dessa série após 1963 pode ser explicado em duas etapas. De 1963 a 1967, o aumento salarial parece ter sido devido à acomodação da agricultura de São Paulo à nova legislação trabalhista. Após 1968, foi o aumento espetacular nas relações de troca da agricultura que causou a expansão dos salários rurais. A alteração nas relações de troca pode ser visualizada nas Tabelas 3 e 4 e no Gráfico 4. O aumento nos preços relativos da agricultura a partir de 1968 foi comandado do exterior, mas os índices de custo dos alimentos no Rio de Janeiro e em São Paulo, apresentados no Apêndice 2, também indicam um melhoramento considerável na posição relativa da agricultura de consumo interno durante esse período.

É importante enfatizar que o aumento nos salários agrícolas deflacionados a partir de meados da década de 60 se deveu à alteração das relações de troca. Não implicou um aumento do poder aquisitivo do assalariado rural sobre seu próprio produto. O aumento do salário, assim, pode ser temporário, a menos que as condições do mercado mundial sejam de molde a estabelecer um nível permanentemente mais alto para os preços agrícolas no Brasil.

O aumento a longo prazo observado nos salários rurais não parece estar ligado à tendência ascendente da produtividade da mão-de-obra na agricultura de São Paulo. Não existem séries anuais, mas os censos agrícolas do IBGE estimam que a força de trabalho agrícola de São Paulo em 1950, 1960, 1970 e 1975 era composta de 1,5, 1,7, 1,4 e 1,5 milhão de pessoas, respectivamente. (O Instituto de Economia Agrícola de São Paulo diverge quanto a esta última estimativa e, num documento inédito, sugere que a força de trabalho rural em 1975 era composta de 1,3 milhão de pessoas; este número inclui trabalhadores residentes e diaristas.) Também se dispõe de um índice do valor real da produção rural de São Paulo, elaborado pelo Instituto de Economia Agrícola.<sup>5</sup> Supondo que o número de horas trabalhadas por homem empregado seja constante, podemos calcular um índice de produtividade da mão-de-obra rural em São Paulo para os anos dos censos. A Tabela 1 apresenta esse índice, juntamente com o índice de salário-produto para os anos relevantes.

O salário rural aumentou apenas 2,5% entre 1950 e 1960, apesar de a produtividade da mão-de-obra ter-se elevado em 26% no mesmo período. Entre 1960 e 1970, os salários subiram quase tanto quanto a produtividade, mas anteriormente vimos que o aumento salarial foi um fenômeno ligado à introdução da legislação trabalhista no setor rural. Em contrapartida, a produtividade da mão-de-obra deve ter aumentado muito mais uniformemente durante o período. Entre 1970 e 1975, o salário aumentou 5%, enquanto a produtividade ou permaneceu constante (segundo a estimativa do IBGE referente à força de trabalho) ou elevou-se em 15% (de

<sup>5</sup> As séries de produção do IEA em preços correntes incluem 21 produtos, os mesmos que constam das séries de preços da Tabela 3. O índice de produção real resulta da divisão das séries de valor da produção pelas séries de índice de preços.

acordo com a estimativa do IEA).<sup>6</sup> O quadro é muito incerto para permitir qualquer conclusão definitiva para esse último período.

Em resumo, um fenômeno institucional, o Estatuto do Trabalhador Rural, parece explicar a subida repentina na série de salário-produto. Não fosse por isso, poder-se-ia levantar a hipótese de que os salários rurais teriam continuado constantes ao nível de produtividade da agricultura familiar no País.

Permanece uma dúvida: como pode o salário subir quando os preços agrícolas aumentam e, ao mesmo tempo, continuar constante quando a produtividade se eleva? Se a oferta de mão-de-obra fosse fixa, isso realmente estaria em contradição com a teoria da demanda de mão-de-obra. Contudo, a prevalência no Brasil de modos de emprego pré-capitalistas garante uma oferta ilimitada de mão-de-obra à agricultura capitalista. Nesse contexto, um aumento dos preços agrícolas aumenta o salário rural porque aumenta também o valor do tempo de trabalho na pequena agricultura. Mas a mudança técnica que aumenta a produtividade da mão-de-obra na agricultura capitalista mantém o salário rural constante se não afetar o nível de produtividade da agricultura familiar. O progresso técnico também pode não aumentar o emprego rural capitalista se este for limitado por considerações ligadas não à produtividade marginal do trabalho, mas por restrições de demanda no mercado de produtos, como alguns economistas brasileiros acreditam ser o caso.<sup>7</sup> Portanto, conclui-se que as forças do mercado podem não operar no sentido de transferir os benefícios da modernização agrícola para os trabalhadores rurais, a não ser que alcance igualmente o pequeno produtor agrícola.

Os resultados empíricos são amplamente apoiados pelo comportamento das séries de salários dos trabalhadores rurais não residentes em São Paulo (ver Gráfico 2). A principal diferença é que os traba-

<sup>6</sup> Deve-se notar que 1975 foi o ano em que o salário-produto atingiu seu valor máximo. Uma média de três anos centrada em 1975 produz um salário médio ligeiramente mais baixo do que o que prevalecia em 1970.

<sup>7</sup> Ruy Miller Paiva, "Modernização e Dualismo Tecnológico na Agricultura", in *Pesquisa e Planejamento*, vol. 1, n.º 2 (dezembro de 1971), pp. 171-234, e "Modernização e Dualismo Tecnológico na Agricultura: Uma Reformulação", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 5, n.º 1 (junho de 1975), pp. 117-162.



lhadores temporários, devido à sua maior mobilidade, ganharam relativamente mais do que os trabalhadores permanentes com o aumento dos preços agrícolas a partir de 1968. Um padrão salarial semelhante ao do trabalhador permanente é revelado pelo comportamento dos salários dos tratoristas na agricultura de São Paulo (Tabela 2).

### 3 — Salários urbanos

Enquanto os salários rurais, em termos de produto, seguiram um padrão temporal simples, o salário urbano da mão-de-obra não-qualificada se comportou de modo bem mais complexo no período em questão. O Gráfico 3 apresenta as tendências dos salários medianos no setor industrial da cidade do Rio de Janeiro de 1952 a 1973.<sup>8</sup> Foram utilizados dois conceitos de salário. Os salários-produto resultam da divisão dos salários monetários pelo índice de preços por atacado da FGV para produtos industriais. Os salários reais são iguais ao quociente entre salários monetários e um índice do custo da alimentação no Rio de Janeiro.<sup>9</sup>

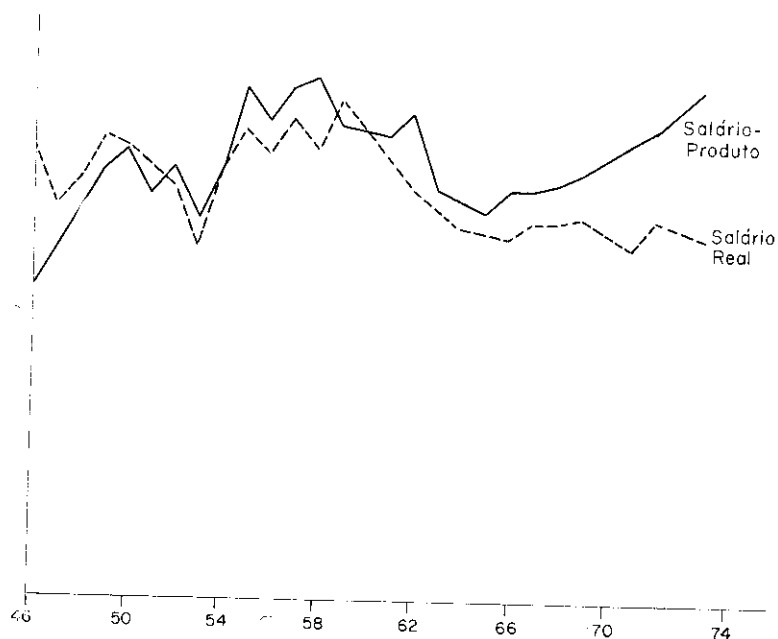
Apesar de algumas armadilhas estatísticas, que são discutidas no Apêndice 1, a série de salários medianos parece ser um índice mais adequado dos salários urbanos da mão-de-obra não-qualificada do que o salário mínimo ou o salário médio na indústria.

Em outro trabalho, argumentamos que o comportamento do salário mediano na indústria do antigo Estado da Guanabara poderia ser explicado pelas tendências do salário mínimo oficial, o PIB

<sup>8</sup> Foram utilizadas três fontes diferentes para elaborar essa série salarial para o período de 22 anos (para detalhes estatísticos, ver o Apêndice 1). Por falta de dados, não pudemos utilizar nem o salário modal nem o salário da mão-de-obra não-qualificada na indústria de São Paulo. Salários medianos para o setor industrial do Rio de Janeiro não estão disponíveis após 1973. Os salários no Gráfico 3 não incluem o 13.<sup>o</sup> salário, em vigor a partir de 1962.

<sup>9</sup> Para o período 1952/66, os custos de alimentos foram obtidos do índice da FGV do custo de vida no Rio de Janeiro. Os valores para 1967/73 são nossas próprias estimativas, apresentadas no Apêndice 2.

Gráfico 3  
 ÍNDICES DE SALÁRIOS MEDIANOS MENSAIS NO SETOR  
 INDUSTRIAL DO RIO DE JANEIRO



*per capita* e o índice da FGV do custo de vida do Rio de Janeiro.<sup>10</sup> A elasticidade do salário mediano com relação ao salário mínimo foi estimada em 0,5, enquanto as elasticidades com relação ao nível de preços e às *proxies* de produtividade foram calculadas em 0,3 e 0,2, respectivamente. Esses resultados confirmam que o salário mínimo era importante para a determinação do salário urbano da mão-de-obra não-qualificada e indicam, também, a presença de um deslizamento salarial (*wage drift*) no período em consideração, impedindo que os salários de mercado caíssem tanto quanto o salário mínimo durante a década de 60. Assim, o salário mínimo

<sup>10</sup> Edmar L. Bacha e L. Taylor, "Brazilian Income Distribution in the 1960's: 'Facts', Model Results and the Controversy", in *The Journal of Development Studies*, vol. 14, n.º 3 (abril de 1978), pp. 271-297.

superestima em alguma medida os efeitos do arrocho salarial após 1964 sobre os rendimentos dos trabalhadores urbanos não-qualificados.

Em dois outros trabalhos argumentamos que os salários urbanos médios constituem um índice fraco do nível salarial da mão-de-obra não-qualificada.<sup>11</sup> Em "Emprego e Salários na Indústria de Transformação, 1949/1969" mostramos que os salários industriais médios, em termos de produto, aumentaram 95,7% entre 1949 e 1969, enquanto que os salários médios dos operários elevaram-se em 66,3% no mesmo período. Em "Hierarquia e Remuneração Gerencial" a análise de uma amostra de grandes indústrias no Centro-Sul revelou que os salários reais dos trabalhadores não-qualificados diminuíram 8% entre 1966 e 1972, enquanto que, no mesmo período, os salários dos trabalhadores qualificados subiram 20% e, os dos dirigentes, 52%.

A tendência contínua no sentido da concentração da distribuição da renda no setor urbano do Brasil, que surge do exame desses e de outros dados,<sup>12</sup> impede a utilização do salário médio como uma aproximação ao nível salarial dos trabalhadores urbanos não-qualificados no Brasil no período após a II Guerra Mundial.

O quadro que emerge do comportamento a longo prazo do salário mediano parece razoavelmente compatível com as predições do modelo de Lewis. No período 1946/73, o salário real flutuou ciclicamente, com uma tendência descendente entre as décadas de 50 e 60. Quando, entretanto, se considera o 13.º salário, introduzido em dezembro de 1962, a diferença média nos níveis salariais entre as décadas de 50 e 60 diminui, e a longo prazo o salário urbano em termos de preços dos alimentos mostra-se relativamente constante.<sup>13</sup>

<sup>11</sup> Milton da Mata e Edmar L. Bacha, "Emprego e Salários na Indústria de Transformação, 1949/1969", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 2 (junho de 1973), pp. 303-340, e Edmar L. Bacha, "Hierarquia e Remuneração Gerencial", in *Estudos Econômicos*, vol. 4, n.º 1 (1974), pp. 142-176, ambos reproduzidos em *Os Mitos de uma Década* (Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1976), pp. 67-74 e 107-134, respectivamente.

<sup>12</sup> Para referências, ver Edmar L. Bacha e L. Taylor, *op. cit.*

<sup>13</sup> Os resultados de regressão são os seguintes: quando os salários reais são medidos excluindo-se o 13.º salário, temos:

$$\begin{aligned}v &= 101,2 - 10,2 \text{ SHIFT} \\ &\quad (17,2) \quad (2,7) \\ R^2 &= 0,38; \quad d = 1,35; \quad Se = 6,65\end{aligned}$$

Esse resultado esteve condicionado pela interação da luta política urbana com a evolução das relações de troca da agricultura. Com a introdução da legislação sobre salário mínimo em janeiro de 1952, a política populista, juntamente com uma queda nos preços relativos da agricultura, conseguiu aumentar tanto o salário-produto quanto o salário real até 1958/59. Seguiu-se um período de inflação acelerada e elevação das relações de troca na agricultura. Em termos de produto, os salários atingiram um valor máximo em 1962 (quando se considera o 13.º salário, que começou a ser pago em dezembro desse ano), mas em termos reais o salário seguiu um curso descendente contínuo a partir de 1959.

A espiral ascendente de preços e salários só parou em 1964, após a instituição de um governo sob o qual os sindicatos foram afastados do cenário político e a legislação do salário mínimo se tornou inoperante. A inflação, então, foi controlada e o salário real continuou a baixar até 1966, após o que se manteve constante até o final do período.<sup>14</sup>

A continuação da queda do salário real e a manutenção de seu valor a um nível relativamente baixo ocorreram num contexto político autoritário. A conclusão parece ser que a constância a longo prazo do salário urbano foi resultado de um ciclo político, e não consequência de ajustamentos no mercado de trabalho do tipo con-

onde  $v$  é o índice dos salários medianos reais (1969/71 = 100) e  $SHIFT$  é uma variável falsa igual a zero em 1946/61 e igual a 1 em 1962/73. A estimativa do coeficiente da variável  $SHIFT$  diminui em valor e se torna estatisticamente não-significativa quando o 13.º salário é adicionado ao salário mensal:

$$v^* = 101,2 - 2,55 SHIFT$$

$$(17,5) \quad (2,78)$$

$$R^2 = 0,04; \quad d = 1,34; \quad Se = 6,78$$

onde  $v^*$  é o índice dos salários medianos reais, incluindo o 13.º salário a partir de 1962.

<sup>14</sup> O comportamento do salário urbano da mão-de-obra não-qualificada após 1973 pode ser obtido de uma série salarial para a indústria de construção, publicada pelo IBGE. Segundo essa série, o salário real subiu lentamente a partir de 1973, mas sem atingir, até 1977, o valor observado em 1969 (para detalhes, ver o Apêndice 2). Acrescentando essa evidência ao Gráfico 3, pode-se dizer que o salário urbano básico permaneceu praticamente constante em termos reais a partir de 1966.

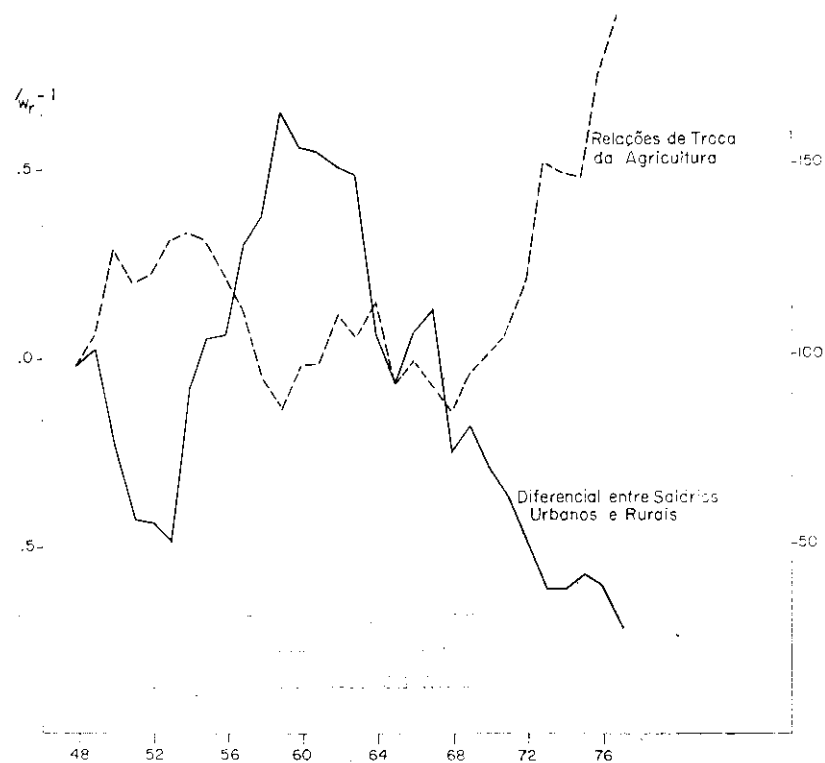
siderado na literatura do modelo dual de crescimento. Na seção seguinte discorreremos mais sobre esses temas, considerando, em primeiro lugar, a evolução da razão entre salários urbanos e rurais.

#### 4 — Relação entre salários urbanos e rurais

O Gráfico 4 apresenta uma estimativa aproximada da evolução do diferencial entre salários urbanos e rurais no Sul do Brasil durante

Gráfico 4

#### DIFERENCIAL ENTRE SALÁRIOS URBANOS E RURAIS E RELAÇÕES DE TROCA DA AGRICULTURA



o período após a II Guerra Mundial. O salário rural é o equivalente a 30 dias do salário do trabalhador diarista residente, apresentado no Gráfico 1, enquanto que o salário urbano é composto de duas partes. Para o período 1948/73, os dados foram derivados do salário mediano na indústria do antigo Estado da Guanabara na Tabela 5 (aplicando-se um processo geométrico de interpolação para centralizar as observações referentes a 1965/73 em junho de cada ano). O salário médio por hora dos pedreiros na indústria de construção no Brasil (apresentado no Apêndice 2) foi em seguida encadeado a essa série de salário mediano para completar a informação para o período 1974/77.

Se o diferencial entre salários urbanos e rurais em condições de equilíbrio for 30%, como sugere Lewis,<sup>15</sup> de acordo com o Gráfico 4 esse equilíbrio só começou a prevalecer no Brasil muito recentemente. No final da década de 40, o diferencial entre salários urbanos e rurais era aproximadamente de 100%. Diminuiu para 50% no início da década seguinte e então aumentou para 150% no final da década de 50 e início da de 60. Daí em diante, caiu regularmente através das décadas de 60 e 70, até atingir 28% em 1977.

O Gráfico 4 indica também que as relações de troca da agricultura estão intimamente associadas ao diferencial de salários. A relação entre essas duas variáveis está representada de modo mais claro no Gráfico 5. Três períodos podem ser identificados: 1948/62, 1963/68 e 1969/77. A sensibilidade da razão salarial às relações de troca é mais forte durante o primeiro período. A relação inexistente entre 1963 e 1968, mas reaparece no período 1969/77, sendo a razão salarial muito menos sensível às relações de troca do que antes.

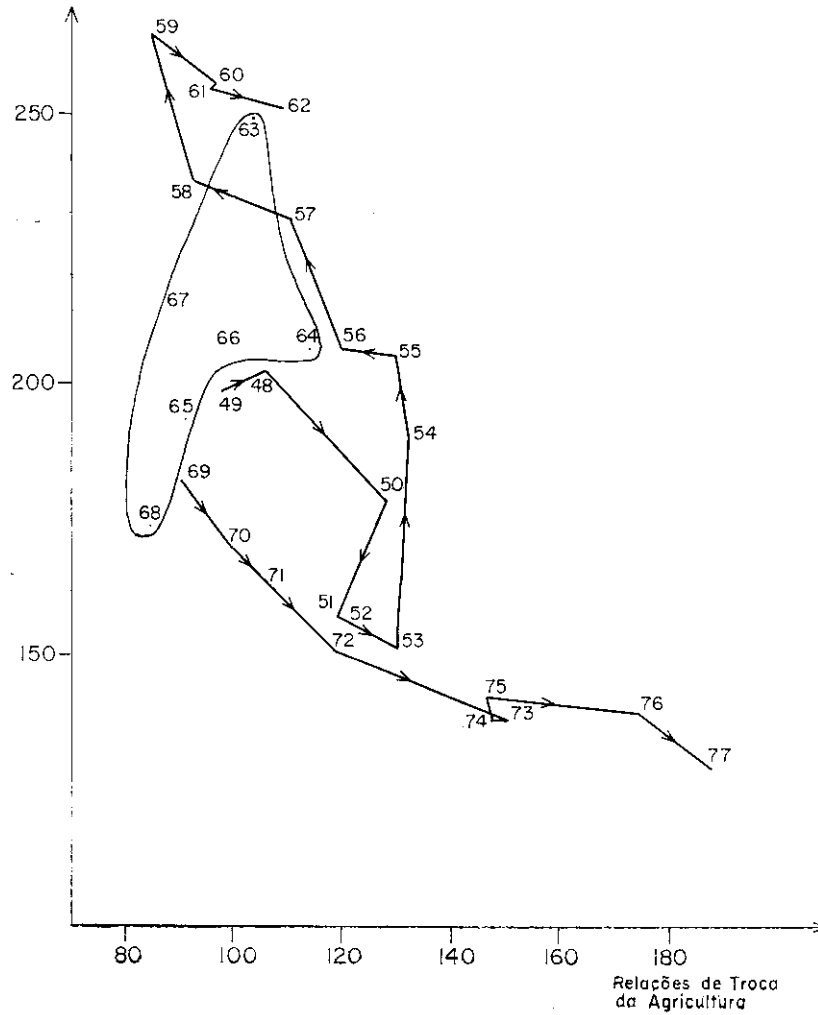
Quase não há dúvida de que fenômenos institucionais foram responsáveis pelo declínio observado no diferencial entre salários urbanos e rurais em 1963/68, período durante o qual as relações de troca da agricultura seguiram uma tendência descendente. Por um lado, a política trabalhista adotada após 1964 comprimiu o salário mínimo urbano. Por outro, o salário rural aumentou devido à extensão da legislação trabalhista ao setor rural a partir de 1963.

<sup>15</sup> W. Arthur Lewis, *op. cit.*

Gráfico 5

# RAZÃO SALARIAL E RELAÇÕES DE TROCA- 1948/77

Razão entre  
Salários Urbanos  
e Rurais



O efeito conjunto dessas políticas levou a uma redução substancial do diferencial entre salários urbanos e rurais.

A relação negativa entre as relações de troca da agricultura e a razão entre salários urbanos e rurais para os outros dois períodos no gráfico pode ser explicada se aceitarmos que a parcela salarial no setor urbano é fixada institucionalmente pelas condições predominantes da barganha social entre trabalhadores e capitalistas, sob a égide do Estado. O salário monetário no setor rural é determinado pelo valor da produtividade média da mão-de-obra na pequena agricultura. Um aumento na razão entre os preços dos produtos rurais e urbanos deve levar, então, a um declínio na razão entre salários urbanos e rurais. Mas, se isso é correto, qual a explicação para o declínio acentuado entre 1948/62 e 1969/77 da sensibilidade da razão salarial com respeito às relações de troca setoriais? Três hipóteses podem ser levantadas.

A primeira enfatizaria os fenômenos institucionais, negando validade causal à relação apresentada no Gráfico 5. De acordo com essa visão, o diferencial de salários aumentou na década de 50 porque o Governo era populista e os sindicatos urbanos eram relativamente fortes. E diminuiu nas décadas de 60 e 70 porque o Governo era autoritário e os sindicatos eram fracos. As mudanças nas relações de troca foram incidentais a essas modificações políticas, e sua relação com o diferencial de salários foi obra do acaso.

Essa hipótese afirma que o nível e a taxa de crescimento da razão entre salários urbanos e rurais é uma função de fatores políticos. Se estes forem representados por variáveis falsas, um possível teste econométrico da hipótese é fornecido por:

$$\ln w = 4,11 + 0,0639t + 2,85 D - 0,183 D.t$$

(0,13)    (0,0142)    (0,81)    (0,034)

$$R^2 = 0,82; \quad d = 0,73; \quad Se = 0,24$$

onde  $\ln w$  é o log natural do índice da razão entre salários urbanos e rurais,  $t$  é o tempo e  $D$  uma variável falsa igual a zero em 1948/62 e igual a 1 em 1969/77 (as observações para 1963/68 foram excluídas da equação pelos motivos expostos anteriormente). Os números entre parênteses são os erros-padrão de estimativa dos coeficientes de regressão.



A taxa de variação da razão de salários se comporta como previsto pela hipótese institucional: é positiva e igual a 6,4% ao ano no primeiro período e negativa e igual a 11,9% ao ano no segundo. Entretanto, o baixo valor da estatística de Durbin-Watson denota a existência de correlação serial nos resíduos e, portanto, a falta de variáveis explicativas adicionais na equação de regressão. A política pode explicar alguns mas não todos os movimentos salariais observados.

Uma segunda hipótese, apesar de aceitar o efeito das relações de troca sobre a razão salarial, argumentaria que falta uma variável no gráfico: a taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra no setor urbano. No primeiro período (1948/62), o fator de produtividade tendia a ampliar a diferença salarial, e as relações de troca operaram no mesmo sentido. Como consequência, o efeito do último fator foi ampliado pela exclusão da variável de produtividade. Por outro lado, na década de 70 as relações de troca agrícolas tendiam a reduzir o diferencial de salários, enquanto o fator de produtividade operava no sentido oposto. Assim, a exclusão da variável de produtividade é responsável por uma subestimação dos efeitos das relações de troca sobre o diferencial de salários durante a década de 70.

Supondo que a produtividade da mão-de-obra urbana seja uma função exponencial do tempo, a segunda hipótese pode ser representada econometricamente pela equação:

$$\ln w = 13,1 - 1,80 \ln P - 0,047t$$

$$(1,6) \quad (0,35) \quad (0,0072)$$

$$R^2 = 0,70; \quad d = 0,81; \quad Se = 0,302$$

onde  $P$  representa as relações de troca da agricultura e os outros símbolos são os mesmos da hipótese anterior.

Contrariamente à hipótese, o coeficiente da *proxy* de produtividade é negativo: com o passar do tempo, a razão entre salários urbanos e rurais diminui, em vez de aumentar, como havia sido previsto.

O sinal do coeficiente da variável tempo mais o fato de que o salário urbano era mais alto do que o salário rural no início do

período indicam a existência de um mecanismo de ajustamento, que tende a reduzir o diferencial de salários.

Uma terceira hipótese considera a existência desse mecanismo de ajustamento e tenta explicar a redução na sensibilidade da razão salarial às relações de troca em termos de taxas mais rápidas de mobilidade intersetorial da mão-de-obra. Um indicador desse fenômeno seria a expansão da mão-de-obra volante na agricultura, isto é, pessoas que trabalham indiferentemente nos setores rural e urbano, dependendo das oportunidades de emprego alternativas. Isso seria uma conseqüência da penetração de relações de produção puramente capitalistas no setor rural, provocando uma tendência no sentido de uma homogeneização da taxa de salário, independentemente do setor de atividade econômica.

As implicações econométricas dessa hipótese são que a razão entre salários urbanos e rurais no tempo  $t$  depende negativamente das relações de troca agrícola, positivamente do crescimento da produtividade (relativa) da mão-de-obra urbana e negativamente da razão salarial no tempo  $t-1$ .<sup>16</sup> A mão-de-obra migrará tanto mais rapida-

<sup>16</sup> Escrevemos a razão salarial como uma função negativa das relações de troca e como uma função positiva das produtividades relativas de mão-de-obra:

$$w = AP^a Q^b L^{-b} \quad a < 0, \quad b > 0$$

onde  $Q$  é a razão entre a produção urbana e a rural e  $L$  é a razão entre o emprego urbano e rural. Medimos a migração como a razão entre  $L$  e  $L_{-1}$  e supomos que ela seja uma função do diferencial entre a razão salarial no tempo  $t-1$  e a razão salarial em condições de equilíbrio,  $w^*$ :

$$L/L_{-1} = B (w_{-1}/w^*)^c, \quad c > 0$$

Seja:

$$K = AB^{-b} w^{*bc}$$

e suponhamos (por falta de dados sobre  $Q$  e  $L_{-1}$ ) que:

$$(Q/L_{-1})^b = e^{ht}, \quad h > 0$$

Então, substituindo a equação para  $L$  na fórmula de  $w$  e simplificando, obtemos uma expressão que pode ser estimada:

$$w = KP^a e^{ht} w_{-1}^{-bc}$$

Uma mobilidade maior de mão-de-obra pode ser especificada como um aumento no valor de  $c$ , aumentando, assim, tanto o valor do termo constante,  $K$ , quanto o valor absoluto do coeficiente de  $w_{-1}$ .

mente das ocupações rurais para as urbanas quanto maior for a razão salarial no tempo  $t-1$ , e isso tenderá a reduzir a razão salarial no tempo  $t$ . Se a hipótese for correta, o coeficiente da razão salarial defasada aumentaria em termos absolutos entre 1948/62 e 1969/77 (o mesmo aconteceria ao termo constante, como está demonstrado na nota 16).

A equação estimada é:

$$\ln w = 9,62 + 0,11 D - 0,388 \ln P + 0,0271 t - 0,502 \ln w_{-1} - 0,151 D \cdot \ln w_{-1}$$

$$(2,00) (2,29) \quad (0,253) \quad (0,0059) \quad (0,518) \quad (0,437)$$

$$R^2 = 0,92; \quad d = 1,14; \quad Se 0,077$$

onde  $w_{-1}$  é o valor defasado da razão salarial.

Todos os sinais são como previstos, embora os erros-padrão sejam bem grandes.<sup>17</sup> Ademais, o teste de Durbin para autocorrelação dos resíduos na presença do valor defasado da variável dependente entre os regressores indica a existência de correlação serial nos resíduos.

Assim, nossos testes econométricos preliminares não são suficientes para distinguir entre as hipóteses alternativas que foram destacadas. Contudo, apontam para a importância dos preços relativos ao lado das variáveis políticas e emprestam algum crédito à terceira hipótese, segundo a qual a crescente mobilidade da mão-de-obra tende a diminuir o efeito das relações de troca sobre a razão entre salários urbanos e rurais.

## 5 — Conclusões

Nossos resultados experimentais levam a uma conclusão sombria: apesar do aumento espetacular no PIB *per capita* do Brasil após a II Guerra Mundial, em termos de alimentos os salários urbanos medianos hoje não são maiores e provavelmente são mais baixos do

<sup>17</sup> Numa comparação com a equação anterior, é particularmente interessante a inversão do sinal do coeficiente da variável tempo. Essa mudança justifica a expectativa teórica sobre o sinal desse coeficiente.

que há 30 anos. Como um grupo funcional, em termos das necessidades mais básicas, parece que os trabalhadores urbanos não-qualificados não se beneficiaram de modo algum do fato de a renda *per capita* do País ter mais do que triplicado no período sob consideração.

O assalariado agrícola no Sul ganhou com a extensão da legislação trabalhista ao setor rural a partir de 1963. Com exceção desse melhoramento, e apesar de aumentos significativos na produtividade do setor agrícola, o salário rural em termos do produto agrícola permaneceu relativamente constante durante esses 30 anos.

Pode-se indagar se isso não foi uma consequência necessária da condição de excesso de mão-de-obra que predominou no início do período após a II Guerra Mundial. A resposta parece ser negativa, por dois motivos independentes.

Primeiro, um programa de reforma agrária que permitisse a modernização agrícola sob um sistema de agricultura familiar teria forçado um aumento do salário da mão-de-obra não-qualificada tanto na agricultura capitalista quanto nas ocupações urbanas. Segundo,

TABELA I

*São Paulo: produtividade da mão-de-obra agrícola e salários rurais em anos selecionados — 1950/75*

(1970 = 100)

Anos	Índice de Produtividade da Mão-de-Obra	Índice do Salário-Produto
1950	58,2	75,5
1960	73,4	77,4
1970	100	100
1975	101 (115)	105

FONTES: IBGE; Instituto de Economia Agrícola de São Paulo (dados inéditos); e Tabela 2.

NOTA: O índice de produtividade da mão-de-obra está de acordo com as estimativas do IBGE para a força de trabalho agrícola (censos agrícolas). O número entre parênteses foi obtido utilizando-se a estimativa do Instituto de Economia Agrícola para a força de trabalho em 1975.

aparentemente para a maior parte do período em questão, a mobilidade intersetorial da mão-de-obra não foi suficientemente forte para vincular o salário urbano aos rendimentos rurais. À parte as relações de troca, o valor do salário urbano parece ter dependido mais da força política do proletariado urbano do que de qualquer outra coisa.

Nossos resultados indicam que uma atitude fatalista em relação à situação de excesso de mão-de-obra é imprópria. A política do Governo — particularmente a legislação sobre salário mínimo — é um determinante importante dos aumentos salariais dos trabalhadores não-qualificados. A eficácia dessa legislação seria intensificada se fosse acompanhada de medidas políticas destinadas a aumentar a produtividade da pequena propriedade agrícola, o que poderia ser alcançado através de um programa avançado de reforma agrária.

## Apêndice I — Dados estatísticos

Este apêndice consiste em cinco tabelas que contêm os dados discutidos no trabalho.

A Tabela 2 apresenta as séries para os salários rurais em São Paulo. Os dados para 1948/70 foram tirados de trabalho de Sendin,<sup>18</sup> que em 1968/69 aplicou um questionário a cerca de 20 fazendas em São Paulo que mantinham registros contábeis a partir de 1948. Começando em 1962, Sendin agregou a essa informação dados dos “Prognósticos” anuais do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo para a safra agrícola. A partir de 1968, os dados anuais sobre salário foram obtidos tirando-se a média das informações sobre salários para março e novembro de cada ano, coletadas pelas agências locais do IEA e publicadas nos “Prognósticos” anuais. Evidentemente, a informação para o último período é a mais fidedigna.

A deflação dos dados de salários foi feita utilizando-se as duas séries de preços da Tabela 3. A série de preços recebidos pelos

<sup>18</sup> P. V. Sendin, *op. cit.*, pp. 167-190.

TABELA 2

São Paulo: salários rurais — 1948/78

Trabalhadores Diaristas Residentes			Trabalhadores Diaristas Não-Residentes			Tratoristas Residentes		
Salário Monetário <sup>a</sup>	Salário Deflacionado <sup>b</sup>	Salário-Produto <sup>c</sup>	Salário Monetário <sup>a</sup>	Salário Deflacionado <sup>b</sup>	Salário-Produto <sup>c</sup>	Salário Monetário <sup>a</sup>	Salário Deflacionado <sup>b</sup>	Salário-Produto <sup>c</sup>
0,016	80,2	77,9	0,020	88,7	91,2	0,020	84,3	82,0
0,018	84,3	77,3	0,022	93,7	85,9	0,022	86,7	79,5
0,022	92,8	75,5	0,024	92,2	75,0	0,025	88,7	72,1
0,027	97,6	83,5	0,027	88,8	76,0	0,029	88,3	75,5
0,031	100	87,9	0,034	100	87,8	0,035	95,3	83,5
0,033	93,0	75,3	0,037	94,9	76,8	0,038	90,1	72,9
0,039	84,4	64,8	0,049	99,0	76,1	0,042	78,4	60,3
0,047	89,6	72,0	0,060	104	83,5	0,052	83,4	67,0
0,055	87,7	73,3	0,063	91,8	76,7	0,063	84,4	70,5
0,063	87,9	77,8	0,076	86,4	85,4	0,071	82,9	73,4
0,070	86,1	87,2	0,082	91,8	92,9	0,078	81,0	82,1
0,087	77,5	82,8	0,103	83,5	89,2	0,100	75,2	80,4
0,114	79,0	77,4	0,110	69,4	67,9	0,138	80,4	78,7
0,148	74,8	70,7	0,171	78,7	74,4	0,174	74,0	70,0
0,223	74,3	64,5	0,254	77,1	66,9	0,261	73,1	63,4
0,362	69,0	60,7	0,398	69,0	60,7	0,427	68,5	60,3
0,764	76,4	63,9	0,814	73,8	61,8	0,904	75,9	63,5
1,37	87,3	88,1	1,55	89,5	90,4	2,08	111	112
1,78	81,0	80,7	2,07	85,7	85,3	2,45	93,9	93,5
2,49	83,0	98,0	2,54	81,8	91,1	2,89	86,0	95,7
3,29	91,0	106	3,70	93,2	108	3,63	84,5	98,3
3,97	91,3	94,1	4,16	87,0	89,8	4,76	92,1	95,0
5,14	100	100	5,65	100	100	6,11	100	100
6,45	107	100	7,04	107	100	7,80	109	102
8,38	118	101	9,36	120	102	9,16	109	92,6
11,35	133	93,6	11,90	127	89,4	12,55	123	86,9
15,85	141	103	18,25	148	108	16,77	126	91,9
20,65	139	105	23,75	145	109	22,97	130	97,9
27,85	133	86,7	34,05	147	96,5	30,89	124	81,0
45,20	151	93,4	52,50	159	98,7	47,73	124	83,0
52,40	136	97,6	66,10	156	112,1	59,78	130	93,7

FONTES: P. V. Sendin, *op. cit.*; e Instituto de Economia Agrícola de São Paulo, *Prognóstico*, 1978 e 1979.

<sup>a</sup> Em Cr\$ por dia.

<sup>b</sup> Salários monetários/índice global de preços, sendo 1970 = 100.

<sup>c</sup> Salários monetários/preços recebidos pelos agricultores de São Paulo, sendo 1970 = 100.

TABELA 3

*Brasil e São Paulo: índices de preços selecionados — 1948/78*

(1970 = 100)

Anos	Índice Geral de Preços Vinculado ao Deflator Implícito do PIB (1)	Preços Recebidos pelos Agricultores de São Paulo (2)	Índice da Relação de Preços da Agricultura (100 x (2) / (1))
1948	0,388	0,399	103
1949	0,415	0,453	109
1950	0,461	0,567	123
1951	0,538	0,629	117
1952	0,601	0,686	114
1953	0,690	0,853	124
1954	0,876	1,14	130
1955	1,02	1,27	125
1956	1,22	1,46	120
1957	1,40	1,58	113
1958	1,58	1,56	98,7
1959	2,18	2,04	93,6
1960	2,81	2,87	102,1
1961	3,85	4,07	105,7
1962	5,84	6,73	115,2
1963	10,2	11,6	113,7
1964	13,5	23,3	119,5
1965	30,6	30,3	99,0
1966	42,7	42,9	100
1967	55,0	49,4	89,8
1968	70,3	60,4	85,9
1969	84,6	82,0	96,9
1970	100	100	100
1971	117	125	107
1972	138	162	117
1973	166	236	142
1974	218	298	137
1975	290	384	132
1976	409	625	153
1977	584	941	161
Abril de 1978	750	1 044	139

FONTES: FGV, *Conjuntura Econômica*; P. V. Sendin, *op. cit.*; IEA, *op. cit.*

agricultores de São Paulo é um índice publicado em *Conjuntura Econômica*, mas coletado pelo IEA. Trata-se de um índice de Laspeyres para os 21 produtos mais importantes da agricultura de São Paulo. Ao menos para o período mais recente, as ponderações para esse índice foram derivadas das quantidades médias produzidas em 1962/66. O índice global de preços é uma combinação do índice geral de preços da FGV (coluna 2, de *Conjuntura Econômica*) para 1948/64 e abril de 1978, com o deflator de preços do PIB para o período 1965/77. Evitou-se o uso do índice geral de preços da FGV durante a década de 70 porque sua elaboração envolve a computação do custo de vida no Rio de Janeiro, do índice de preços por atacado e do índice dos custos de construção no Rio de Janeiro e suspeita-se que nenhum deles reflita a verdadeira evolução dos preços nesse período.<sup>19</sup>

A Tabela 4 apresenta as estimativas para as relações de troca agrícolas. No numerador encontra-se a série de preços recebidos pelos agricultores de São Paulo, da Tabela 3. No denominador, o índice de preços por atacado da FGV para o setor industrial (coluna 18, de *Conjuntura Econômica*). Este último índice provavelmente também subestima a evolução dos preços industriais no País, como assinalou Bonelli,<sup>20</sup> mas infelizmente não dispomos de outras séries.

A Tabela 5 contém estimativas dos salários medianos mensais no setor industrial do antigo Estado da Guanabara (Cidade do Rio de Janeiro). As médias anuais para 1949/56 foram obtidas de *Conjuntura Econômica*, vol. 12, n.º 1 (janeiro de 1958). Trata-se de um índice salarial calculado pelo antigo Centro de Estudos Sociais da FGV, baseado numa amostra de 177 estabelecimentos industriais. As estimativas para abril de 1957 até abril de 1963 encontram-se nos *Anuários Estatísticos do Brasil*, do IBGE, e se referem ao salário mediano em estabelecimentos com cinco ou mais empregados no antigo Estado da Guanabara. Bacha, da Mata e Mo-

<sup>19</sup> Para um exame desse problema, ver Instituto dos Economistas do Rio de Janeiro, *Boletim* (outubro de 1978).

<sup>20</sup> Regis Bonelli, "Mais Dificuldades na Interpretação dos Dados da Indústria", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 8, n.º 2 (agosto de 1978), pp. 505-524.



TABELA 4

*Brasil, Centro-Sul: relações de troca da agricultura — 1948/78*  
(1970 = 100)

Anos	Preços por Atacado do Setor Industrial	Relações de Troca da Agricultura = Preços Recebidos pelos Agricultores de São Paulo/ Preços por Atacado do Setor Industrial
1948	0,406	98,3
1949	0,425	107
1950	0,441	129
1951	0,524	120
1952	0,563	122
1953	0,651	131
1954	0,856	133
1955	0,969	131
1956	1,21	121
1957	1,41	112
1958	1,66	94,0
1959	2,38	85,7
1960	2,93	98,0
1961	4,17	97,6
1962	6,07	111
1963	11,1	105
1964	20,3	115
1965	32,8	92,4
1966	43,4	98,8
1967	54,6	90,5
1968	71,2	84,8
1969	85,6	95,8
1970	100	100
1971	117	107
1972	136	119
1973	156	151
1974	202	148
1975	262	147
1976	357	175
1977	497	189
Abril de 1978	626	167

FONTE: FGV, *Conjuntura Econômica*.

TABELA 5

*Cidade do Rio de Janeiro: salários medianos mensais de empregados no setor industrial - 1948/72*

Datas	Salário Mediano		Preços por Atacado do Setor Industrial (1970 = 100) (3)	Custos dos Alimentos no Rio de Janeiro (1970 = 100) (4)	Salário-Produto (2)/(3) (5)	Salário Real (2)/(4) (6)
	Cr\$ por Mês (1)	Índice com 1969/71 = 100 (2)				
1946	0,789	0,305	0,409	0,290	74,6	105
1947	0,865	0,335	0,405	0,363	82,7	92,3
1948	0,950	0,368	0,406	0,381	90,6	96,6
1949	1,09	0,422	0,425	0,400	99,3	106
1950	1,17	0,453	0,441	0,435	103	104
1951	1,27	0,491	0,524	0,491	93,7	100
1952	1,45	0,561	0,563	0,592	99,6	94,8
1953	1,49	0,576	0,631	0,697	88,5	82,6
1954	2,19	0,847	0,856	0,844	98,9	100
1955	2,89	1,12	0,969	1,05	116	107
1956	3,40	1,32	1,21	1,30	109	102
4/1957	4,27	1,65	1,42	1,51	116	109
4/1958	4,69	1,81	1,53	1,76	118	103
4/1959	6,63	2,56	2,36	2,27	108	113
4/1961	19,69	4,10	3,87	4,03	106	102
4/1962	15,49	5,99	5,41	6,30	111	95,1
4/1963	24,50	9,51	10,0	10,4	95,1	91,4
4/1965	75,05	29,0	32,0	33,3	80,5	87,1
4/1966	102,70	39,7	41,9	46,8	94,7	84,8
4/1967	131,00	50,6	53,3	57,4 <sup>a</sup>	94,9	88,2
4/1968	169,50	65,6	68,1	67,2 <sup>a</sup>	96,3	97,6
4/1969	208,80	80,8	82,5	81,3 <sup>a</sup>	97,9	90,4
4/1971	308,20	119	113	128 <sup>a</sup>	105	93,0
4/1972	365,80	141	132	158 <sup>a</sup>	107	89,2
4/1973	453,40	175	175	207 <sup>a</sup>	116	84,5

FONTES: Salários medianos: para 1946/56, FGV, *Conjuntura Econômica* (janeiro de 1958), para 1957/63, IBCE, *Anuário Estatístico*, para 1965/73, MIT, Serviço de Estatística da Previdência do Trabalho, Lei dos 2/3; preços por atacado: FGV, *Conjuntura Econômica*; custos dos alimentos: para 1946/56, FGV, *Conjuntura Econômica*, para 1967/73, Apêndice 2.

<sup>a</sup>Estimativas.

denesi<sup>21</sup> apresentam um argumento mostrando que as duas séries anteriores são razoavelmente compatíveis entre si. As estimativas para abril de 1965 a abril de 1973 foram obtidas por interpolação linear das distribuições de salários para o setor industrial do antigo Estado da Guanabara. A informação é da Lei dos 2/3, que costumava ser publicada anualmente pelo Serviço de Estatística da Previdência do Trabalho do Ministério do Trabalho. Os dados da Lei dos 2/3 não se baseiam numa amostra fixa de empresas; portanto, a comparabilidade intertemporal é problemática. Ademais, não há como conferir o grau de compatibilização entre essa série e as duas anteriores.

O índice de preços por atacado para o setor industrial é o índice da coluna 18, de *Conjuntura Econômica*. Os custos de alimentos para o período 1949/66 foram obtidos do índice da FGV para o custo de vida no Rio de Janeiro publicado em *Conjuntura Econômica*. As estimativas para 1967/73 foram derivadas dos preços dos alimentos a varejo, coletados mensalmente no Rio de Janeiro, a partir de 1967, pelo IBGE. Foram considerados 23 produtos alimentares com ponderações derivadas da dieta de custo mínimo mais aceitável.<sup>22</sup> Embora as observações referentes aos salários sejam de abril de cada ano, as estimativas dos preços dos alimentos foram computadas como uma média anual. Para o encadeamento das duas séries de preços de alimentos utilizamos a razão entre as médias anuais dos dois índices em 1967.

A Tabela 6 apresenta a evolução do diferencial entre salários urbanos e rurais. O salário urbano mensal mediano foi, em parte, obtido da Tabela 5. As observações referentes ao período de abril de 1957 a abril de 1972 foram recentralizadas em junho de cada ano, através de um processo geométrico de interpolação. Obtiveram-se assim as estimativas *proxy* para as médias anuais dos salários medianos mensais. As observações para 1973/77 foram estimadas das

21 Edmar L. Bacha, Milton da Mata e Rui Lyrio Modenesi. *Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-Obra: Uma Interpretação do Problema e seu Debate*, Coleção Relatórios de Pesquisa (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1972), n.º 12.

22 Descrita em FGV, *Dietas de Custo Mínimo* (Rio de Janeiro, 1978). Para maiores detalhes, ver o Apêndice 2.

TABELA 6

*Brasil, Centro-Sul: diferenciais aproximados entre os salários urbanos e rurais — 1948/77*

Anos	Salário Urbano Mensal Mediano (1)	Salário de 30 Dias de um Trabalhador Rural Diarista Residente em São Paulo (2)	Diferencial entre Salários Urbanos e Rurais [(1) — (2)]/(1)
1948	0,950	0,480	97,9
1949	1,09	0,540	102
1950	1,17	0,660	77,3
1951	1,27	0,810	56,8
1952	1,45	0,930	55,9
1953	1,49	0,990	50,5
1954	2,19	1,14	92,1
1955	2,89	1,41	105
1956	3,40	1,65	106
1957	4,34	1,89	130
1958	4,97	2,10	137
1959	6,89	2,61	164
1960	8,72	3,42	155
1961	11,30	4,44	154
1962	16,70	6,69	150
1963	27,00	10,9	148
1964	47,20	22,9	106
1965	79,10	41,1	92,5
1966	110	53,4	106
1967	158	74,7	112
1968	172	98,7	74,3
1969	216	119	81,5
1970	262	154	70,1
1971	317	194	63,4
1972	379	251	51,0
1973	469 <sup>a</sup>	341	37,5
1974	657 <sup>a</sup>	476	38,0
1975	879 <sup>a</sup>	620	41,8
1976	1 163 <sup>a</sup>	836	39,1
1977	1 736 <sup>a</sup>	1 356	28,0

FONTES: Ver o texto.

<sup>a</sup>Estimativas.

médias anuais dos salários por hora dos pedreiros na indústria de construção no Brasil. Esse índice encontra-se no Apêndice 2 e foi elaborado com informações publicadas em *Indústria de Construção*, do IBGE. Para o encadeamento das duas séries procedemos da seguinte maneira: primeiro, extrapolamos o salário

mensal mediano de abril de 1973 para junho de 1973, utilizando o fator de crescimento observado nessa série entre abril de 1972 e abril de 1973; então, utilizamos a razão entre o salário mediano na indústria em junho de 1973 como um multiplicador constante para unir as duas séries.

O salário rural na Tabela 6 é a mesma série apresentada na Tabela 2 multiplicada por 30 para converter o salário diário em mensal.

## Apêndice 2 — Custos de alimentos, salários urbanos e rurais no Brasil — 1966/77

Este apêndice aborda dois problemas: primeiro, há uma tentativa de medir o verdadeiro comportamento dos custos dos alimentos no Rio de Janeiro e em São Paulo durante a década de 70, em comparação com o quadro distorcido apresentado pelos índices "oficiais" de preços dessas duas cidades; segundo, índices salariais nacionais foram elaborados para o período, tanto para o setor urbano quanto para o setor rural, para verificar a extensão do processo de unificação salarial dos trabalhadores não-qualificados no País.

### A.2.1 — Custos de alimentos

Os índices de custos dos alimentos nas cidades do Rio de Janeiro e São Paulo foram derivados dos preços no varejo dos itens de alimentos coletados mensalmente pelo IBGE nessas e em outras capitais estaduais a partir de 1967. O preço mensal de cada item é estimado pelo IBGE com base em cerca de 15 informações de preços em cada cidade. No que se segue, só consideramos as médias anuais desses preços mensais.

As ponderações de cada item foram estimadas com base em um recente estudo da FGV sobre dietas de custo mínimo.<sup>23</sup> A dieta sele-

<sup>23</sup> FGV, *Dietas de Custo...*, *op. cit.*

cionada (denominada pela letra H no estudo da FGV) inclui 26 itens de alimentos que satisfazem não só certas exigências nutricionais mínimas, mas também 29 restrições associadas aos hábitos e preferências dos consumidores brasileiros. Essas restrições são de três tipos: a) quantidades fixas para produtos específicos; b) um teto máximo à participação de certos gêneros alimentícios que são nutricionalmente ricos, mas pobres em sabor; e c) quantidades mínimas de produtos específicos que fazem parte da dieta brasileira habitual.

Devido a considerações estatísticas, efetuamos as seguintes alterações na dieta H da FGV para que ela pudesse ser utilizada juntamente com o levantamento de preços de alimentos do IBGE, para elaborar os índices de custos de alimentos:

a) vinagre, pimenta e couve foram suprimidos da dieta, pois seus preços não foram investigados pelo IBGE; essas omissões pouco alteraram os resultados, pois a participação desses produtos equivale a menos de 4% da dieta original;

b) por falta de informações, substituiu-se o fígado na dieta original por uma quantidade equivalente em proteínas de carne de segunda; supusemos também que o preço do filé tenha acompanhado o da carne de primeira, e que o preço da sardinha fresca se comportou como o do peixe fresco; e

c) finalmente, a ponderação do café na dieta foi reduzida de 8 para 3%, pois os aumentos substanciais no preço desse produto durante a década de 70 estavam aumentando o índice de preços de alimentos de maneira anormal; 3% é a ponderação do café no valor do consumo doméstico de alimentos no novo índice da FGV do custo de vida no Rio de Janeiro.

A Tabela 7 apresenta a composição da dieta H da FGV e da dieta modificada que utilizamos para elaborar o índice de preços dos alimentos.

A Tabela 8 compara a evolução de índices alternativos de custos dos alimentos no período 1967/77. Para o Rio de Janeiro, comparamos o comportamento do índice da FGV com o da dieta modificada. Para São Paulo, a comparação foi feita entre a dieta modificada e o índice de preços de alimentos da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo (FIPE).

TABELA 7

*Composição da dieta H da FGV e da dieta modificada*

Produtos	Ponderação na Dieta H da FGV	Ponderação na Dieta Modificada
Arroz Japonês	0,1326 7	0,1474 8
Pão Francês	0,0645 9	0,0718 0
Farinha de Trigo	0,0144 8	0,0160 9
Batata-Inglesa	0,0192 9	0,0213 9
Farinha de Mandioca	0,0464 2	0,0516 0
Açúcar Cristal	0,0312 2	0,0347 0
Feijão Preto	0,0412 8	0,0458 8
Feijão Mulatinho	0,0291 9	0,0324 4
Couve	0,0288 1	—
Cebola	0,0130 3	0,0144 8
Tomate	0,0181 2	0,0201 2
Laranja	0,0137 9	0,0153 1
File	0,0680 8	—
Carne de 1. <sup>a</sup>	—	0,0756 7
Fígado	0,0398 3	—
Carne de 2. <sup>a</sup>	—	0,0312 9
Galinha	0,0792 5	0,0880 9
Carne Seca	0,0355 7	0,0395 4
Ovos	0,0320 0	0,0355 6
Sardinha Fresca	0,0130 3	—
Peixe Fresco	—	0,0144 8
Óleo de Soja	0,0630 8	0,0701 2
Café	0,0778 6	0,0293 0
Alho	0,0155 1	0,0172 3
Pimenta	0,0030 4	—
Sal	0,0034 6	0,0038 3
Vinagre	0,0054 5	—
Leite	0,0955 1	0,1061 6
Margarina	0,0154 6	0,0171 9

FONTES: FGV, *Diets de Custo...*, *op. cit.*; e texto.

Até 1970, as diferenças são mínimas entre as variações anuais da dieta modificada e as dos índices "oficiais". O mesmo acontece no período 1974/77 tomado como um todo, embora as diferenças nas variações dos preços anuais sejam significativas. Contudo, no período 1970/73, as discrepâncias são bastante acentuadas. Particularmente grandes são as diferenças nas variações proporcionais dos índices entre 1972 e 1973. Registraram-se aumentos de 30 e 34,8% nos índices da dieta no Rio de Janeiro e em São Paulo, respectivamente, em comparação com aumentos de apenas 14,6 e 20,3% nos índices "oficiais" para essas cidades.

TABELA 8

*Brasil: índices alternativos de custos de alimentos – 1967/77*

(1970 = 100)

Anos	Rio de Janeiro		São Paulo	
	FGV	Dieta	FIPE	Dieta
1967	57,3	75,4	56,4	57,1
1968	64,6	67,2	68,4	69,1
1969	79,7	81,6	85,3	83,8
1970	100,0	100,0	100,0	100,0
1971	122,0	128,0	124,0	128,0
1972	144,0	158,0	148,0	158,0
1973	165,0	207,0	178,0	213,0
1974	225,0	276,0	228,0	285,0
1975	283,0	363,0	295,0	377,0
1976	403,0	524,0	396,0	527,0
1977	587,0	715,0	551,0	699,0

FONTE: *Conjuntura Econômica*; e texto.

Esses resultados tendem a confirmar o sentimento, generalizado no País, de que os índices de preços no Rio de Janeiro e em São Paulo foram manipulados durante o início da década de 70 para manter baixas as taxas de inflação registradas.<sup>24</sup> Além disso, indicam que é apropriado utilizar os preços de alimentos desta pesquisa como deflatores para calcular o valor real dos salários de trabalhadores não-qualificados no Brasil durante a última década.

### A.2.2 — Salários urbanos

Os salários urbanos foram estimados com base nos dados do levantamento do IBGE para a indústria de construção em 20 Estados brasileiros. As séries mensais começam em 1969 e vão até 1977. Só apresentamos aqui as médias anuais dos salários.

<sup>24</sup> Sobre esse tema, ver a coletânea de trabalhos publicada pelo Instituto de Economistas do Rio de Janeiro, *op. cit.*



Consideramos os salários de três grupos de trabalhadores na construção civil: serventes, pedreiros e mestres-de-obras. Para obter índices salariais nacionais, os salários para essas categorias em cada Estado foram ponderados pela participação do Estado no total de empregados na construção civil do País.

As ponderações foram retiradas de trabalho de Dorothea Werneck,<sup>25</sup> e os salários monetários médios para o País como um todo são apresentados na Tabela 9, que também mostra o coeficiente de variação (razão entre a média e o desvio-padrão) das médias estaduais. Esses coeficientes são invariavelmente pequenos e não apresentam nenhuma tendência discernível.

TABELA 9

Brasil: médias ( $\mu$ ) e coeficientes de variação ( $\sigma/\mu$ ) dos assalariados por hora na indústria de construção — 1969/77

(Em Cr\$ Correntes)

Anos	Serventes		Pedreiros		Mestres-de-Obras	
	$\mu$	$\sigma / \mu$	$\mu$	$\sigma / \mu$	$\mu$	$\sigma / \mu$
1969	0,56	0,041	1,02	0,044	2,02	0,050
1970	0,67	0,035	1,21	0,044	2,41	0,051
1971	0,81	0,030	1,47	0,044	2,78	0,058
1972	0,97	0,029	1,72	0,040	3,46	0,052
1973	1,15	0,029	2,13	0,039	4,39	0,053
1974	1,55	0,042	2,98	0,041	6,38	0,055
1975	2,16	0,043	3,99	0,042	9,06	0,053
1976	3,06	0,041	5,28	0,045	13,41	0,055
1977	4,45	0,041	7,88	0,035	19,26	0,053

FONTE: IBGE, *Anuário Estatístico e Indústria de Construção*.

A Tabela 10 apresenta a evolução dos salários deflacionados, dos salários-produto e dos salários reais de serventes, pedreiros e mestres-de-obras no período 1967/77.

<sup>25</sup> Dorothea F. F. Werneck, *Emprego e Salários na Indústria de Construção*, Coleção Relatórios de Pesquisa (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1978), n.º 40.

TABELA 10

Brasil: índices de salários de poder aquisitivo constante na indústria de construção — 1969/77

Anos	Serventes			Pedreiros			Mestres-de-Obras		
	Salário Deflacionado <sup>a</sup>	Salário-Produto <sup>b</sup>	Salário Reale	Salário Deflacionado <sup>c</sup>	Salário-Produto <sup>b</sup>	Salário Reale	Salário Deflacionado <sup>a</sup>	Salário-Produto <sup>b</sup>	Salário Reale
1969	97,8	96,5	101	100	99,2	104	99,2	97,9	103
1970	100	100	100	100	100	100	100	100	100
1971	103	105	94,5	103	105	94,5	98,0	100	89,8
1972	105	107	99,1	103	105	89,9	105	107	91,1
1973	104	107	83,3	106	109	85,0	110	113	87,9
1974	105	111	82,3	113	119	89,5	121	127	95,7
1975	111	123	88,4	114	127	90,9	130	145	104
1976	111	121	86,8	106	116	83,6	133	145	104
1977	112	117	92,6	110	115	91,3	135	141	112

FONTES: IBGE, *Indústria de Construção*; e FGV, *Conjuntura Econômica*.

<sup>a</sup>Salário monetário/deflator implícito do PIB.

<sup>b</sup>Salário monetário/custo da construção no Rio de Janeiro.

<sup>c</sup>Salário monetário/custo da alimentação no Rio de Janeiro.

Os salários deflacionados são o resultado da divisão dos salários monetários pelo deflator de preços do PIB e constituem uma medida do poder aquisitivo dos salários sobre os bens em geral, na proporção em que esses fazem parte do PIB do País. Os salários-produto são os quocientes entre os salários monetários e o custo da construção no Rio de Janeiro (uma *proxy* dos preços de casas e outras edificações recentemente construídas).<sup>26</sup> Constituem uma medida do poder de compra dos assalariados em relação ao produto que eles ajudam a produzir. Os salários reais são a razão entre os salários monetários e os preços dos alimentos (da seção anterior) e indicam quanto o salário permite que os trabalhadores adquiram da dieta alimentar básica. Os vários deflatores são apresentados na Tabela 11.

Os Gráficos 6 e 7 resumem os resultados empíricos. O primeiro apresenta a evolução dos três conceitos de salário com poder aqui-

<sup>26</sup> Constatou-se que o índice da FGV referente aos custos de construção no Rio de Janeiro subestimava também os custos reais. Por isso, foi ele substituído na prática por um novo "índice nacional de preços da construção civil", com o objetivo de reajustar os contratos do Governo com a indústria de construção. Infelizmente, esse índice só está disponível a partir de 1974.

TABELA 11

*Brasil: deflatores alternativos de preços — 1966/77*

Anos	Deflator de Preços do PIB	Preços Recebidos pelos Agricultores <sup>a</sup>	Custos dos Alimentos no Rio de Janeiro	Custos da Construção no Rio de Janeiro
1966	42,7	44,2	46,8	39,0
1967	55,0	52,7	57,4	55,1
1968	70,3	61,9	67,2	72,7
1969	84,6	77,9	81,6	85,7
1970	100,0	100,0	100,0	100,0
1971	117,0	127,0	128,0	115,0
1972	138,0	158,0	158,0	135,0
1973	166,0	221,0	207,0	161,0
1974	218,0	314,0	276,0	208,0
1975	290,0	391,0	363,0	260,0
1976	411,0	588,0	524,0	376,0
1977	592,0	879,0	715,0	567,0

FONTES: FGV, *Conjuntura Econômica*; e texto.

<sup>a</sup> Coluna 274.

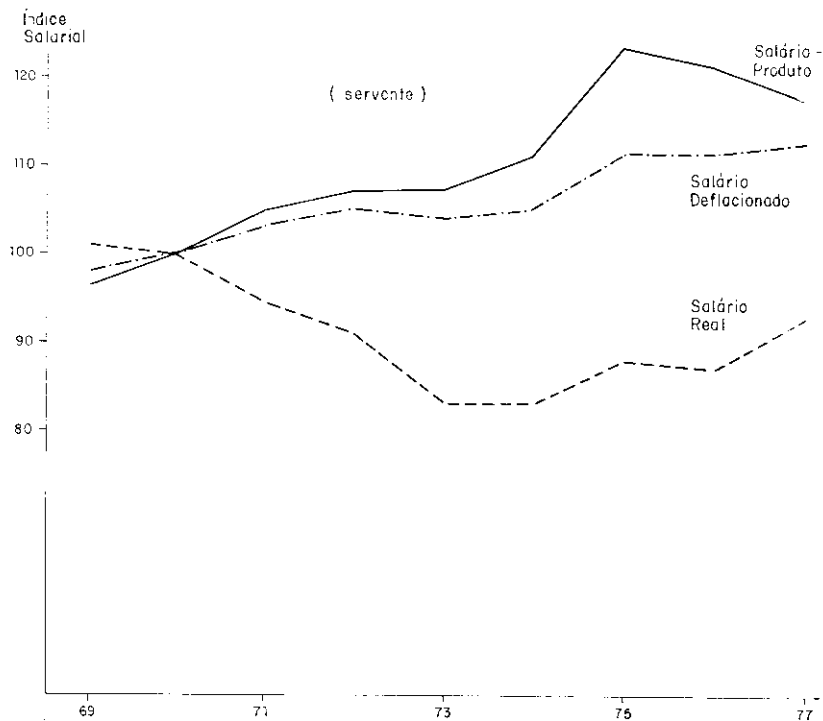
<sup>b</sup> Índice da FGV dos preços de alimentos no Rio de Janeiro.

<sup>c</sup> Coluna 17 (evitou-se o uso da coluna 274 para este ano devido a uma variação de ponderações, que afeta enormemente o índice).

sitivo constante para a categoria dos serventes na construção civil. O segundo compara o comportamento da razão entre os salários dos pedreiros e mestres-de-obras com os salários dos serventes.

Tanto em termos do preço do produto quanto em termos do deflator de preços do PIB, os salários dos serventes aumentaram significativamente durante a década de 70. Por exemplo, o salário deflacionado é 15% maior em 1977 do que em 1969. Contudo, quando medidos em relação aos custos dos alimentos os ganhos salariais desaparecem. Houve uma queda considerável nos salários reais de 1969 a 1973, seguida de uma recuperação até 1977. No final do período, o salário real era 8% mais baixo do que em 1969. O comportamento contrastante dos diversos conceitos de salário é explicado pelo aumento acentuado nos preços relativos dos produtos agrícolas a partir de 1968.

Gráfico 6

BRASIL: TENDÊNCIAS DOS SALÁRIOS DOS SERVENTES  
NA CONSTRUÇÃO CIVIL - 1969/77

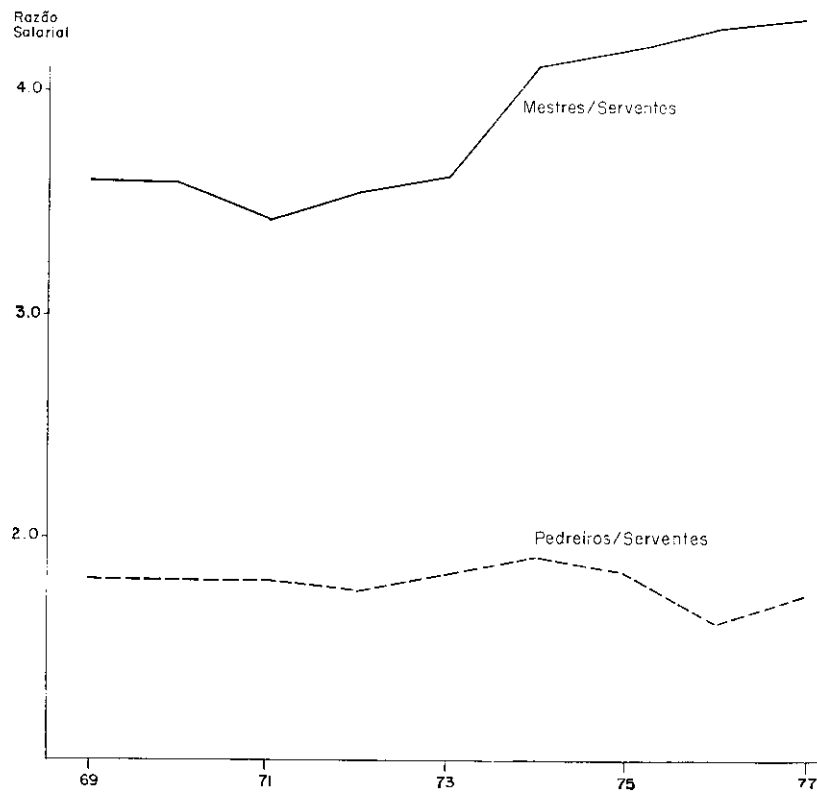
O Gráfico 7 mostra que os salários dos pedreiros seguiram o mesmo caminho dos salários dos serventes, e que os mestres-de-obras obtiveram os maiores reajustes salariais no período. Em 1977, os rendimentos dos mestres correspondiam a 4,3 vezes o salário dos serventes, em comparação com 3,6 em 1976.

### A.2.3 — Salários rurais

Desde 1966, a FGV vem realizando um levantamento semestral dos preços e salários rurais, inicialmente em 16 Estados e atualmente cobrindo praticamente todos os Estados da Federação. Neste trabalho,

consideramos as informações sobre salários de trabalhadores diaristas, trabalhadores permanentes, tratoristas e administradores agrícolas, referentes a 16 Estados, em junho de cada ano, durante o período 1966/77. Não incluímos os Estados de São Paulo e os do Norte do País. (Ao tempo da realização desta pesquisa, as informações sobre salários em São Paulo estavam disponíveis no Instituto de Economia Agrícola, mas não numa forma que pudesse ser imediatamente conjugada com as informações dos levantamentos da FGV.)

Gráfico 7  
BRASIL: RAZÕES SALARIAIS NA CONSTRUÇÃO CIVIL -  
1969/77



As ponderações de emprego para os índices de salários rurais foram retiradas de *Conjuntura Econômica*, 1971. A Tabela 12 reúne as informações sobre médias e coeficientes de variação dos salários nominais dos quatro grupos de trabalhadores de 1966 a 1977. Ao menos no caso dos trabalhadores diaristas, parece haver uma tendência definida no sentido de uma dispersão salarial decrescente entre os Estados da Federação.

A Tabela 13 apresenta a evolução dos salários deflacionados, dos salários-produto e dos salários reais para cada grupo de trabalhadores.<sup>27</sup> Os conceitos são semelhantes aos da seção anterior, com

TABELA 12

*Brasil, 16 Estados: salários rurais, médias e coeficientes de variação — 1966/77 (em junho de cada ano)*

Anos	Diaristas (Cr\$/Dia)		Trabalhadores Permanentes (Cr\$/Mês)		Tratoristas (Cr\$/Mês)		Administradores Agrícolas (Cr\$/Mês)	
	$\mu$	$\sigma/\mu$	$\mu$	$\sigma/\mu$	$\mu$	$\sigma/\mu$	$\mu$	$\sigma/\mu$
1966	1,53	0,092	46,0	0,041	85,2	0,041	83,2	0,118
1967	2,03	0,056	61,8	0,046	105,0	0,034	109,0	0,102
1968	2,51	0,054	73,6	0,043	132,0	0,043	123,0	0,085
1969	2,95	0,059	84,8	0,046	152,0	0,026	146,0	0,074
1970	3,44	0,061	98,9	0,045	177,0	0,022	186,0	0,069
1971	4,44	0,062	129,0	0,053	226,0	0,023	225,0	0,070
1972	5,36	0,061	155,0	0,055	281,0	0,019	272,0	0,072
1973	6,93	0,059	201,0	0,055	346,0	0,021	345,0	0,076
1974	12,0	0,046	303,0	0,041	478,0	0,028	529,0	0,078
1975	16,8	0,049	406,0	0,044	687,0	0,027	829,0	0,094
1976	22,7	0,049	551,0	0,045	909,0	0,032	1 084,0	0,086
1977	32,9	0,042	816,0	0,046	1 398,0	0,026	1 544,0	0,077

FONTE: FGV, *Conjuntura Econômica*.

<sup>27</sup> Deve-se notar que os salários nominais são referentes a junho de cada ano, enquanto os índices de preços são médias anuais.

TABELA 13

*Brasil, 16 Estados: índices de salários rurais de poder aquisitivo constante - 1966/77*

(1970 = 100)

Anos	Diaristas			Trabalhadores Permanentes			Tratoristas		Administradores Agrícolas			
	Salário Deflacionado <sup>a</sup>	Salário-Produto <sup>b</sup>	Salário-Real <sup>c</sup>	Salário Deflacionado <sup>a</sup>	Salário-Produto <sup>b</sup>	Salário-Real <sup>c</sup>	Salário Deflacionado <sup>a</sup>	Salário-Produto <sup>b</sup>	Salário Deflacionado <sup>a</sup>	Salário-Produto <sup>b</sup>	Salário-Real <sup>c</sup>	
1966	104	101	95,2	109	105	100	113	109	103	105	101	95,5
1967	137	112	103	114	119	109	108	113	104	106	111	102
1968	104	118	109	106	120	111	106	120	111	93,6	107	98,2
1969	102	110	105	101	110	105	102	111	106	92,8	101	96,2
1970	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
1971	110	102	101	112	103	102	109	101	128	103	95,3	94,5
1972	113	98,7	99,7	114	99,4	99,4	115	101	101	106	92,4	92,4
1973	122	91,4	97,6	122	91,9	98,1	118	88,2	94,2	112	83,7	89,4
1974	160	111	126	140	97,5	111	124	85,0	97,8	130	90,4	103
1975	169	125	135	142	105	113	134	99,2	107	154	113	123
1976	161	112	126	136	94,7	106	125	87,2	97,9	142	99,0	111
1977	161	109	134	139	94,0	116	133	89,8	110	140	88,2	108

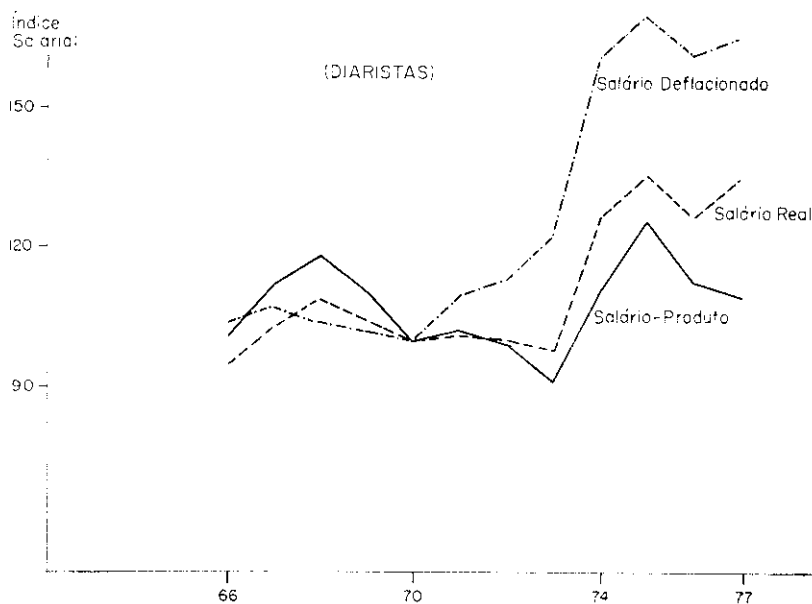
FONTE: FGV, *Conjuntura Econômica*.<sup>a</sup>Salário monetário deflator implícito do PIB.<sup>b</sup>Salário monetário preços recebidos pelos agricultores.<sup>c</sup>Salário monetário custo da alimentação no Rio de Janeiro.

exceção do salário-produto, que é o quociente entre o salário monetário e o índice de preços recebidos pelos agricultores.

As tendências dos salários dos trabalhadores diaristas e permanentes estão representadas nos Gráficos 8 e 9. O Gráfico 10 compara a evolução dos rendimentos dos diversos grupos de trabalhadores com os salários dos trabalhadores rurais diaristas.

Em termos de preços dos bens em geral, o comportamento dos salários rurais no período é bem marcante. Os salários deflacionados

Gráfico 8  
BRASIL: TENDÊNCIAS DOS SALÁRIOS DOS DIARISTAS  
RURALS-1966/77



baixaram moderadamente até 1970, mas subiram exponencialmente até 1975, quando os trabalhadores residentes atingiram um nível salarial aproximadamente 40% mais alto do que no final da década de 60. Para os trabalhadores diaristas, o nível é ainda mais alto: 60% acima do índice do final da década de 60.

A expansão espetacular das relações de troca da agricultura no período foi responsável por esses resultados quanto aos salários rurais. Em termos de produto agrícola, os salários dos trabalhadores permanentes de fato baixaram, enquanto que os rendimentos dos trabalhadores diaristas aumentaram apenas moderadamente entre o final da década de 60 e meados da de 70.

Os preços das lavouras de exportação aumentaram mais do que os dos produtos alimentares para o mercado interno. Conseqüente-



mente, em relação aos custos urbanos dos alimentos, entre 1966 e 1977 os salários rurais aumentaram mais 15% no caso dos trabalhadores residentes e cerca de 40% no caso dos diaristas.

Como mostra o Gráfico 10, a posição relativa dos trabalhadores diaristas melhorou consideravelmente. Em 1966, precisavam de 30 dias de trabalho para receberem o equivalente ao pagamento mensal dos trabalhadores rurais permanentes. No final do período, bastavam-lhes 24-25 dias. O melhoramento é mais impressionante quando medido em relação aos salários dos serventes na construção civil. Em 1969, os assalariados rurais, com a remuneração diária que recebiam, precisavam trabalhar 46 dias para atingir o salário mensal dos serventes na construção, em comparação com apenas 32 dias em 1977. A posição dos rendimentos dos trabalhadores diaristas também é mais satisfatória hoje do que anteriormente, quando comparada com os trato-ristas e administradores agrícolas.

Gráfico 9

BRASIL: TENDÊNCIAS DOS SALÁRIOS DOS TRABALHADORES RURAIS PERMANENTES-1966/77

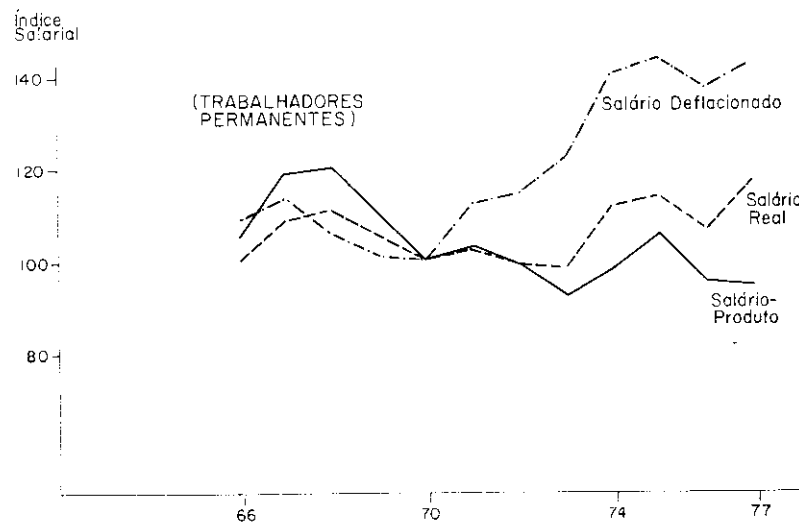
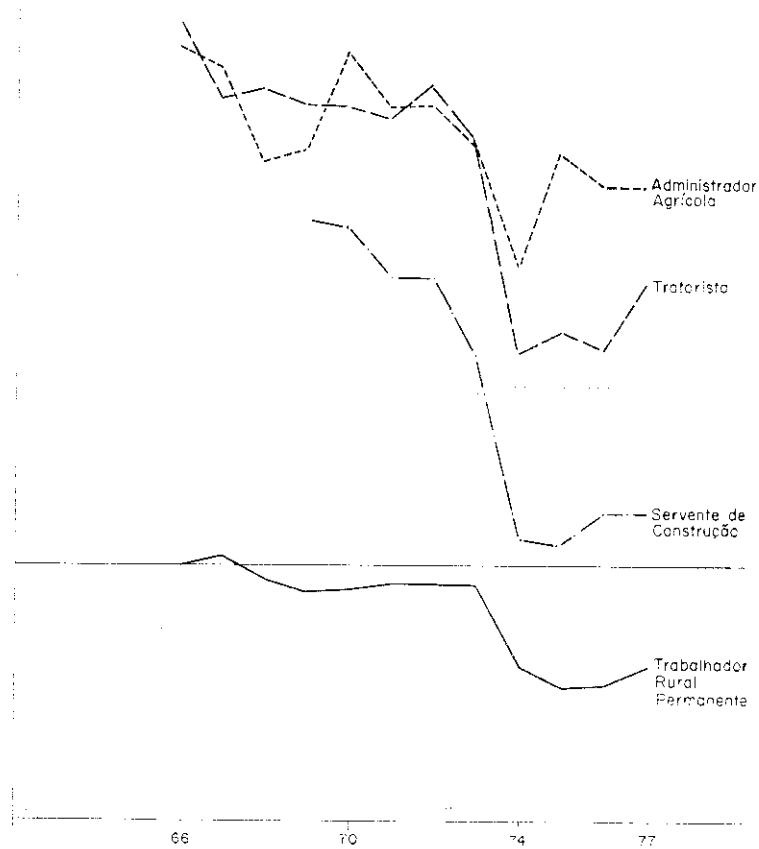


Gráfico 10  
 NÚMERO DE DIAS QUE UM DIARISTA RURAL PRECISA TRABALHAR  
 PARA ALCANÇAR OS SALÁRIOS MENSAIS DE OUTROS GRUPOS  
 DE TRABALHADORES - 1966/77



#### A.2.4 — Conclusões

O comportamento dos salários dos trabalhadores não-qualificados na última década foi fortemente afetado pela tendência ascendente das relações de troca da agricultura. O poder aquisitivo dos trabalhadores rurais definitivamente melhorou como uma consequência dos

aumentos nos preços, enquanto o padrão de vida dos trabalhadores urbanos não-qualificados provavelmente piorou, mesmo quando conseguiram se apropriar de uma parcela maior de seu próprio produto. A razão entre salários urbanos e rurais declinou substancialmente, e hoje provavelmente não é maior do que o necessário para compensar a diferença de custo de vida entre cidade e campo. O que acontecerá com os salários rurais se os preços relativos da agricultura voltarem aos seus níveis de meados da década de 60 é uma questão importante, mas as informações reunidas neste trabalho não fornecem uma resposta.

