

DETERMINAÇÃO DOS SALÁRIOS NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA*

Jefferson Andronio Ramundo Staduto

Doutor em Economia Aplicada pela Esalq/USP e professor adjunto da Unioeste/Toledo

Carlos José Caetano Bacha

Professor associado da Esalq/USP

Mirian Rumenos Piedade Bacchi

Professora doutora da Esalq/USP

Este trabalho analisa o comportamento dos salários agrícolas e estima modelos de determinação para esses salários no Brasil no período 1971-1996. Para tanto, os trabalhadores são desagregados em duas categorias (permanentes e temporários) e os seus salários são tomados em médias para todo o Brasil e para as regiões mais e menos tecnificadas. Um modelo teórico que considera a segmentação do mercado de trabalho e o papel do salário mínimo como indexador dos salários agrícolas é elaborado. A partir desse modelo, equações econométricas de determinação dos salários são definidas. As equações são estimadas utilizando-se os dados arrumados em *pooling* e o procedimento econométrico elaborado por Fuller e Battese. Observa-se, entre os resultados, que os salários agrícolas no Brasil e em suas regiões são fortemente determinados pelo salário mínimo. De outro lado, a produtividade do trabalho teve diferentes impactos sobre os salários agrícolas, dependendo da categoria do trabalhador e da região. O artigo termina por sugerir algumas políticas que permitam aos trabalhadores agrícolas obter maiores vantagens do grande aumento da produtividade que tem ocorrido na agropecuária brasileira nas três últimas décadas.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo central deste trabalho é analisar o comportamento dos salários agrícolas e estimar modelos de determinação de salário de equilíbrio dos trabalhadores temporários e permanentes no Brasil e nas regiões com o setor agropecuário menos e mais tecnificado. Para tanto, considerou-se o período 1971-1996, para o qual há dados sistemáticos, além de coincidir com os anos de intensificação do processo de modernização do setor agropecuário brasileiro.

Apesar da redução de importância do setor agropecuário na composição da renda nacional nas últimas décadas, a população economicamente ativa (PEA) agrícola ainda responde por cerca de 24% do total da PEA nacional [ver IBGE (1999)]. Trata-se de um setor que absorve número expressivo de trabalhadores não-qualificados na economia nacional.

As atividades não-agrícolas vêm assumindo maior importância na renda das famílias residentes no meio rural. No entanto, as atividades agrícolas e, em particular, os salários agrícolas ainda têm forte impacto na renda da PEA do setor

* Este artigo baseia-se na tese de doutorado do primeiro autor, que foi orientado e co-orientado pelos segundo e terceiro autores, respectivamente.

agropecuário. Segundo Kageyama (1997), em 1995 o subemprego agrícola, ou seja, os indivíduos da PEA agrícola com baixa renda, estava radicado em algumas formas familiares de trabalho: conta própria, autoconsumo e não-remunerados. Os trabalhadores assalariados estão em ocupações de melhor qualidade em relação aos não-assalariados. Esse problema agrava-se nas regiões de agropecuária mais atrasadas, como nos estados do Nordeste e em Tocantins. A região Sul também tem níveis altos de subemprego, apesar de não ser tão grave como nas demais regiões.

As ocupações não-agrícolas têm remunerações maiores do que as atividades agrícolas. Esse diferencial de salário deveria fazer com que os trabalhadores mudassem de ocupação, mesmo que houvesse algum tipo de custo de deslocamento de domicílio. No entanto, os trabalhadores agrícolas não encontram trabalho em outras ocupações ou enfrentam barreiras para entrar nesse mercado por falta de qualificação. Apesar de as pesquisas recentes quantificarem a importância da renda não-agrícola no meio rural, o trabalho na atividade agrícola assume papel vital no bem-estar das famílias que têm os seus membros empregados no setor agropecuário.

O trabalho está estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2 são examinados, brevemente, os principais estudos sobre o funcionamento do mercado de trabalho e os determinantes dos salários agrícolas e, além disso, são analisados os estudos sobre salário mínimo e sua relação com os salários da mão-de-obra não-qualificada. Na Seção 3 é apresentado um modelo que considera a segmentação do mercado de trabalho e o papel do salário mínimo na determinação dos salários agrícolas. Esse modelo teórico fundamenta os modelos econométricos formulados na Seção 4. Nessa seção há, também, procedimentos econométricos para estimar as equações de determinação dos salários agrícolas. Na Seção 5 são analisados os resultados das equações estimadas. Finalmente, na Seção 6 são formuladas as conclusões deste trabalho.

2 EVOLUÇÃO DA LITERATURA SOBRE OS SALÁRIOS AGRÍCOLAS

A literatura sobre os salários agrícolas no Brasil está dividida em dois grupos. O primeiro grupo é formado pelos estudos que interpretaram analiticamente o funcionamento do mercado de trabalho e os salários agrícolas. No segundo grupo estão as pesquisas de cunho econométrico que analisaram os salários agrícolas. Esses dois grupos são analisados nas Subseções 2.1 e 2.2, respectivamente. Na Subseção 2.3 são examinados os estudos sobre o salário mínimo e como ele afeta o salário da mão-de-obra não-qualificada.

2.1 Interpretação analítica sobre os salários agrícolas

Uma das primeiras polêmicas envolvendo o mercado de trabalho agrícola ocorreu a partir do modelo desenvolvido por Lewis (1969). Um dos pontos mais

controversos desse trabalho é a pressuposição de que o produto marginal do trabalho na agricultura nos países não-desenvolvidos é igual a zero ou, até mesmo, negativo. Dessa forma, supõe-se que no setor agropecuário deve ocorrer desemprego disfarçado. Outros autores concordam com a mesma hipótese, como, por exemplo, Furtado (1972), Leibenstein (1957) e Bacha (1979).

Lopez (1969) analisou os argumentos a favor e contra a hipótese levantada por Lewis. Segundo Lopez, considerando-se como válida a hipótese de que o produto marginal do trabalho na agricultura é igual a zero, fica a seguinte indagação: como um trabalhador que não tem nenhuma contribuição para o produto marginal obtém salário positivo?

O modelo de Lewis providencia resposta plausível à indagação feita anteriormente, partindo de algumas pressuposições básicas. No modelo de Lewis, o setor da agricultura que transfere mão-de-obra para a indústria é composto pelos estabelecimentos familiares de subsistência. O modelo tem a rigidez de estabelecer ausência de mobilidade entre os segmentos de subsistência, comercial e misto dentro da agricultura. Com isso, formam-se ilhas de produção. Nessas circunstâncias, não haveria alternativa dentro da agricultura para a mão-de-obra familiar, a não ser transferir-se para a indústria [ver Lopez (1969)]. Portanto, para que os indivíduos tenham meios de sobrevivência, cada membro da família recebe uma parcela da produção, não se levando em consideração a contribuição de cada um no processo produtivo. Não havendo salário alternativo fora do estabelecimento, e considerando a ausência de mobilidade, os salários se aproximam da produtividade média de cada membro da família.

Leibenstein (1957) formulou uma hipótese semelhante à de Lewis de que a produtividade marginal do trabalho é igual a zero. Entretanto, Leibenstein tinha objetivos diferentes. Conforme ressalta Lopez (1969), a preocupação de Leibenstein era justificar exatamente a indagação sobre a existência de salários positivos nas regiões onde o produto marginal do trabalho fosse igual a zero ou, até mesmo, negativo. Para tanto, o autor segue uma linha argumentativa, na qual, essencialmente, procura-se demonstrar que os salários determinam a produtividade do trabalho. Dessa forma, Leibenstein (1957) contraria a pressuposição da teoria neoclássica de que os salários são determinados pela produtividade do trabalho.

Segundo esse autor, caso ocorresse o declínio dos salários, haveria como consequência a redução na produtividade do trabalhador, uma vez que os salários guardam estreitas proporcionalidades com a produtividade da mão-de-obra empregada. A nutrição do trabalhador está relacionada com o salário, criando verdadeiros níveis de energia que, por sua vez, motivariam o trabalhador a empenhar-se mais ou menos no processo produtivo.

Schultz (1965) apresentava posição contrária à hipótese de o produto marginal do trabalho na agricultura ser igual a zero ou negativo. Esse autor supunha que essa produtividade era positiva, aceitando até a possibilidade de ela ser próxima de zero, mas nunca zero. Os resultados da pesquisa de Youmans e Schuh (1968) contribuíram para reforçar a posição de Schultz. Aqueles autores testaram a hipótese de o produto marginal do trabalho na agricultura ser igual a zero para cinco municípios de Minas Gerais (Ubá, Caratinga, Ituiutaba, Leopoldina e Montes Claros). Para tanto, usaram dados referentes aos anos de 1961 a 1963 e estimaram funções de produção do tipo Cobb-Douglas. Os resultados encontrados por Youmans e Schuh (1968) mostraram que os coeficientes da mão-de-obra nas funções de produção foram estatisticamente diferentes de zero para os municípios de Ubá, Ituiutaba e Leopoldina. Dessa forma, para esses municípios foi rejeitada a hipótese de o produto marginal do trabalho na agricultura ser igual a zero.

A controvérsia sobre o tema não deixa de ser interessante, mas outras discussões foram abertas também sobre o mercado de trabalho agrícola. Dentre elas se destaca a iniciada por Bacha (1979), que analisou o crescimento econômico e o comportamento dos salários urbanos e agrícolas no Brasil. Esse trabalho desencadeou uma série de debates e interpretações sobre o tema salário e mercado de trabalho agrícola na literatura nacional.

Bacha analisou mais especificamente os salários urbanos e agrícolas do antigo Estado da Guanabara e do Estado de São Paulo, respectivamente, e constatou que os salários agrícolas corrigidos pelos preços recebidos pelos produtores (salário-produto) mantiveram-se constantes ao longo do período 1948-1978, ocorrendo apenas mudanças de patamares nos anos de 1963 e 1964 com a mudança da legislação do trabalhador rural. Por outro lado, os salários agrícolas corrigidos pelos índices de inflação aumentaram espetacularmente a partir de 1968, acompanhando o aumento da relação de troca agricultura/indústria no mesmo período.

O aumento da relação de troca foi responsável pela redução da diferença entre salários agrícolas e urbanos. A suposição do autor para explicar o comportamento dessa diferença salarial se apóia no fato de a oferta do trabalho na agropecuária se encontrar, basicamente, acomodada dentro das pequenas propriedades, criando um mecanismo que reage à relação de troca da agricultura/indústria. Quando aumenta essa relação, a oferta de trabalho é reduzida, pois os indivíduos intensificam o trabalho em suas próprias propriedades para aproveitar a elevação dos preços agrícolas. Outros fatores de ordem institucional e conjuntural contribuíram para influenciar o comportamento dos salários urbanos e agrícolas, tais como o Estatuto do Trabalhador, o salário mínimo, o arrocho do salário urbano, o desmonte dos sindicatos urbanos e os ciclos econômicos, por exemplo.

O ponto de partida da análise de Bacha (1979) foi o modelo dual proposto por Lewis. No entanto, Bacha fez algumas restrições quanto à aplicação desse modelo: “(...) 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 considerado na literatura do modelo dual de crescimento” [ver Bacha (1979, p. 597)]. Por outro lado, esse autor utilizou algumas pressuposições do modelo de Lewis: a agricultura formada por um setor de subsistência e a remuneração dos membros das famílias pelo produto médio.

Gasques (1980) iniciou uma série de debates em torno das suposições formuladas por Bacha (1979). A argumentação central de Gasques baseia-se na constatação de que, com o crescimento econômico e a consequente generalização do trabalho assalariado no setor agropecuário brasileiro, o salário agrícola deixou de ser determinado pela produtividade média da mão-de-obra na pequena propriedade, e os fatores vinculados ao mercado de trabalho e os fatores institucionais passaram a prevalecer na determinação dos salários agrícolas. Segundo Gasques (1980), a hipótese levantada por Bacha (1979) de que o salário agrícola é determinado pela produtividade média do trabalho perde relevância na medida em que uma parcela significativa de trabalhadores assalariados depende do mercado de trabalho, pois eles não têm relação alguma com a posse da terra. Além disso, os empregadores remuneraram os trabalhadores assalariados por outros parâmetros e não pelo produto médio do trabalho.

Bacha (1980), em sua réplica a Gasques (1980), reafirma a sua suposição sobre a determinação dos salários, alegando que os dados empíricos a confirmam. No entanto, após alguns anos, o trabalho de Bacha (1979) voltava a ser contestado, agora por Rezende (1985), que criticou a forma de obtenção do índice salário-produto utilizada por Bacha.

Rezende (1985) fundamentou as suas críticas na constatação de que os produtos cultivados pelos pequenos agricultores, que são ofertantes de trabalho agrícola, são diferentes daqueles cultivados pelos grandes produtores rurais, que são os demandantes de trabalho agrícola. Dessa forma, o mais correto seria obter dois índices distintos de salário-produto para os pequenos e os grandes produtores. Os pequenos produtores teriam o índice salário-produto corrigido pelos preços dos produtos domésticos e os grandes teriam o índice salário-produto corrigido pelos produtos de exportação. O índice da relação de troca agricultura/indústria deveria também ser elaborado separadamente para os produtos domésticos e para os de exportação.

Rezende (1985) aplicou esses procedimentos e encontrou resultados que divergiam dos de Bacha (1979). Dessa forma, Rezende formulou uma explicação alternativa para a elevação dos salários agrícolas em relação aos urbanos após

1968. Bacha apontava a relação de troca agricultura/indústria e os fatores institucionais como sendo os grandes responsáveis por aquela elevação. Já para Rezende, essa elevação ocorreu em razão do ciclo de crescimento econômico, que estava em fase de rápida expansão, propiciando o aumento progressivo das oportunidades alternativas ao trabalho assalariado agrícola. A explicação sobre o comportamento dos salários agrícolas encontra-se no próprio dinamismo do mercado de trabalho agrícola.

Na literatura mais recente, esse debate sobre a evolução do salário agrícola não teve a mesma repercussão em relação aos anos anteriores, talvez porque o setor agropecuário ao longo dos anos tenha perdido sua importância na composição da renda nacional.

2.2 Pesquisas econométricas sobre os salários agrícolas

Uma das primeiras investigações econométricas sobre os determinantes dos salários agrícolas, encontrada na literatura, foi realizada por Schuh (1962). Esse autor estimou equações simultâneas de oferta e demanda de mão-de-obra de trabalhadores assalariados agrícolas nos Estados Unidos, no período 1927-1957.

No Brasil, uma das primeiras pesquisas econométricas sobre o produto marginal do trabalho e sua relação com os salários no setor agropecuário foi realizada por Youmans e Schuh (1968). Como citado na subseção anterior, esses autores fizeram uso de dados referentes aos anos de 1961 a 1963. Outras pesquisas sobre esse tema ainda ocorreram na década de 1960, tais como as de Nicholls e Paiva (1966 e 1967). Esses autores pesquisaram 99 fazendas em várias regiões do território nacional, as quais representavam uma amostra da situação da agropecuária brasileira no ano de 1963. Em algumas regiões, Nicholls e Paiva constataram que os salários eram superiores à produtividade marginal do trabalho (por exemplo, na região do Cariri, no Ceará) e, em outras, os salários rurais eram iguais à produtividade marginal do trabalho (por exemplo, na região do Agreste pernambucano).

Considerando uma série histórica de 1948 a 1970, Saylor (1974) estimou modelos de oferta e demanda de trabalho agrícola para o Estado de São Paulo. Para tanto, esse autor aplicou o método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios, utilizando os dados em seus valores anuais.

Bacha (1991) aponta algumas limitações no trabalho de Saylor (1974), que são centradas principalmente no agrupamento equivocado, em um único grupo, das categorias de trabalhadores permanentes, temporários e membros não-remunerados da família para estimar as equações propostas.

Gasques (1975) estimou um modelo de oferta e demanda de trabalho agrícola temporário (denominada pelo autor trabalhador volante não-qualificado) para o Estado de São Paulo. O autor procurou identificar variáveis que explicavam o comportamento desse mercado de trabalho, aplicando o método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios. Os dados utilizados na pesquisa foram mensais e correspondem aos meses de novembro de 1969; janeiro, março, junho e novembro de 1970, 1971, 1972 e 1973; e janeiro e março de 1974.

Bacha (1991) novamente aponta limitações no modelo de Gasques (1975) pelo fato de esse último considerar a mão-de-obra volante como uma categoria homogênea de trabalhadores. Segundo Bacha, nessa categoria poderia se distinguir até quatro tipos de trabalhadores.

Levando-se em conta as críticas apontadas por Bacha (1991) às pesquisas de Saylor (1974) e Gasques (1975) — que consideram em seus modelos que o mercado de trabalho agrícola é composto por trabalhadores homogêneos —, pode-se inferir que é mais preciso distinguir pelo menos dois segmentos no mercado de trabalho agrícola: os trabalhadores temporários e os permanentes. Segundo Bacha (1991), as tarefas dos trabalhadores temporários e dos permanentes são suplementares entre si, ou seja, um deles pode suprir a ausência do outro, mas eles não são substitutos entre si, ou mesmo complementares.

Os trabalhadores temporários apresentam uma relação trabalhista com os empregadores diferente da verificada para os trabalhadores permanentes. Do ponto de vista legal, os contratos de trabalho desses dois segmentos também são distintos. Além disso, os trabalhadores permanentes normalmente recebem salários indiretos, como moradia, água, luz, parte da produção, área para produção própria, entre outros.

Do ponto de vista analítico, a segmentação do mercado de trabalho pode ser definida segundo a abordagem levantada por Taubman e Wachter (1986). Esses autores afirmam que as fronteiras entre os segmentos poderiam ser estabelecidas à medida que fossem encontradas diferentes estruturas salariais dentro de um setor. O trabalho de Reich, Gordon e Edwards (1973) fortalece a possibilidade de distinguir os segmentos dentro do mercado de trabalho agrícola de acordo com o processo histórico de desenvolvimento do capitalismo. De fato, os trabalhadores temporários surgem com o desenvolvimento do capitalismo no setor agropecuário, conforme mostram vários estudos [ver Mello (1975), Cacciamali (1986) e Aguirre e Bianchi (1989)].

Não se deve omitir a contribuição de Saylor (1974) e Gasques (1975) ao incluírem nos seus modelos a produtividade da agricultura como determinante dos salários. No entanto, esses autores seriam mais precisos caso considerassem a

produtividade do fator trabalho. Provavelmente, eles não teriam utilizado a variável mais apropriada em razão da limitação dos dados existentes.

Na primeira metade da década de 1970 apareceram na literatura internacional novos modelos de determinação dos salários agrícolas, os quais evidenciavam os efeitos do salário mínimo sobre o emprego e salários agrícolas. Ressaltam-se, entre esses trabalhos, os de Gardner (1972), Lianos (1972) e Gallasch (1975).

Gasques (1981) propôs um modelo estrutural de equilíbrio do mercado de trabalho a partir da formulação proposta por Gallasch (1975). Gasques teve a mesma dificuldade de Gallasch quanto à existência de uma fonte de dados que fornecesse a quantidade de trabalho ofertado. Gasques adotou a abordagem de equações reduzidas para estimar o volume de emprego e os salários agrícolas, organizando os dados em *pooling* (*cross-section* e séries temporais). O autor estimou equações para três séries de dados, que são: *a*) para os estados do Brasil nos anos de 1970 e 1975; *b*) para todos os estados do Brasil nos anos de 1966 a 1976; e *c*) para as divisões regionais agrícolas de São Paulo nos anos de 1973 a 1976.

Gasques (1981) considera que os trabalhadores permanentes e temporários são uma categoria homogênea, sendo novamente criticado nesse aspecto por Bacha (1991). Além disso, a produtividade do trabalho não aparece como variável explicativa nos modelos de Gasques.

A inclusão da variável salário mínimo não tem sido uma regra nas equações de determinação de salário. Por exemplo, Palmer-Jones e Parikh (1998) analisaram os determinantes do salário na agricultura em Bangladesh aplicando a metodologia de co-integração e correção de erro de Johansen e Juselius, sem usar o salário mínimo como variável explicativa. Mas, de outro lado, Dickens *et alii* (1995) analisaram o impacto do salário mínimo sobre o mercado de trabalho agrícola na Inglaterra.

Cunha e Maia (1984) estimaram equações de equilíbrio para o total de mão-de-obra empregada na atividade agropecuária a partir das curvas de oferta e demanda expressas em função dos salários e também não consideraram o salário mínimo como variável explicativa. Eles propuseram um modelo admitindo a existência de dois submercados de trabalho agrícola: o composto por trabalhadores permanentes e o composto por trabalhadores temporários. Esses autores tinham como hipótese que os trabalhadores permanentes substituem os temporários, mas o inverso não ocorria. Cunha e Maia introduziram a idéia de que o mercado de trabalho agrícola não é tão homogêneo, havendo pelo menos duas categorias relativamente bem definidas — os trabalhadores temporários e os permanentes. Esses autores organizaram os dados em *pooling* para o período 1970-1980, considerando 74 microrregiões do Espírito Santo, Rio de Janeiro, Paraná,

Santa Catarina, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Bacha (1991) teceu críticas sobre a hipótese de complementaridade entre os trabalhadores temporários e permanentes que foi feita no modelo de Cunha e Maia (1984). Para Bacha, essas duas categorias de trabalhadores são suplementares, mas não substitutas ou complementares entre si.

Bacha (1991) propôs um modelo de equilíbrio do mercado de trabalho para determinar os salários agrícolas para a cafeicultura de Minas Gerais, usando dados do período 1969-1985. O modelo de Bacha (1991) incorporou as críticas que ele mesmo fez aos outros autores mencionados anteriormente. Bacha segmentou o mercado de trabalho agrícola em trabalhadores temporários e permanentes e identificou quatro tipos distintos de trabalhadores temporários, gerando quatro curvas de oferta de trabalho para essa categoria: uma para o pequeno produtor não-tecnificado e três curvas distintas para o bóia-fria — temporário, permanente e esporádico. Outro aspecto importante ressaltado por esse autor é a suplementaridade entre os trabalhadores temporários e permanentes. Bacha usou a média móvel bianual da produtividade de café como *proxy* para a produtividade do trabalho, em razão da ausência de dados mais adequados.

Istake (1999) analisou o mercado de trabalho agrícola do Paraná a partir dos modelos propostos por Bacha (1991), incorporando algumas alterações que contribuíram para aperfeiçoar o modelo originalmente proposto. Istake incluiu a produtividade do trabalho agrícola como variável explicativa dos salários, utilizando, para tanto, a produtividade do trabalho do setor agropecuário brasileiro como *proxy* da do estado paranaense. Usando dados para o período 1977-1996, a autora ajustou equações poligonais com a finalidade de captar a quebra de tendência detectada para os salários agrícolas.

De modo geral, os modelos que incorporam a produtividade do trabalho consideram, de forma implícita ou explícita, que a demanda de trabalho cresce até o limite em que o preço do produto multiplicado pela produtividade física do trabalho iguale-se ao salário. Isso está de acordo com os pressupostos da teoria neoclássica, ou seja, os salários são pagos segundo a produtividade marginal do trabalho.

A maior parte das pesquisas econométricas sobre salários agrícolas no Brasil foi realizada em períodos anteriores ou nas fases iniciais do processo de aceleração da modernização do setor agropecuário [ver Nicholls e Paiva (1966 e 1967), Youmans e Schuh (1968), Saylor (1974), Gasques (1975 e 1981) e Cunha e Maia (1984)]. Poucas pesquisas foram realizadas abrangendo o período em que o setor já estava modernizado [ver Bacha (1991) e Istake (1999)]. No entanto, essas pesquisas mais recentes têm abrangência restrita às zonas produtoras de café, em Minas Gerais, e ao Estado do Paraná. Além disso, esses trabalhos não são enfáticos a respeito de como o salário mínimo e a produtividade do trabalho afetam os salários agrícolas.

Dessa forma, nota-se uma lacuna na literatura sobre a formação e o comportamento dos salários agrícolas no Brasil como um todo. Para tanto, este trabalho estima as equações de determinação dos salários dos trabalhadores agrícolas temporários e permanentes no Brasil e nas regiões menos e mais tecnificadas. Atenção especial é dada aos efeitos similares e diferentes das variáveis explicativas (como, por exemplo, o salário mínimo e a produtividade do trabalho) sobre os salários agrícolas segundo a categoria de trabalhador e sua localização regional.

2.3 Mercado de trabalho e salário mínimo

O papel do salário mínimo na formação do salário da mão-de-obra não-qualificada urbana foi o foco de grande debate nas décadas de 1970 e 1980. Macedo e Garcia (1978) iniciaram o debate. Esses autores julgavam que a relevância do salário mínimo vinha decrescendo em alguns segmentos do mercado de trabalho, perdendo, conseqüentemente, sua importância como referência na remuneração da força de trabalho não-qualificada. Portanto, a taxa salarial da economia como um todo sofria pouca influência de fatores institucionais, como o salário mínimo.

Por outro lado, Souza e Baltar (1979) apresentaram réplica ao trabalho de Macedo e Garcia (1978), argumentando que o salário mínimo desempenhava um papel fundamental na determinação da taxa de salários da mão-de-obra não-qualificada e, além disso, gerava um efeito “farol” sobre as demais categorias ocupacionais.¹ A idéia básica que estava por trás desse efeito era de que o salário mínimo funcionaria como uma espécie de indexador dos salários da economia. Um aumento do salário mínimo elevaria tanto o salário de trabalhadores não-qualificados quanto o dos trabalhadores que recebiam salário acima do mínimo. Os salários dos trabalhadores do setor informal também eram afetados pelo salário mínimo [ver Barros, Fogel e Mendonça (1997)]. Drobny e Wells (1983) e Sabóia (1985) reforçaram a hipótese institucionalista sobre o papel do salário mínimo na determinação dos salários da mão-de-obra não-qualificada.

A hipótese institucional foi empiricamente comprovada por outros trabalhos publicados, conforme constata Campos (1992). No entanto, não se pode excluir da análise as forças de mercado, representadas empiricamente pelo hiato do produto e pela taxa de desemprego aberto. Desse modo, é mais sustentável uma análise que comporte os dois argumentos como fatores determinantes da taxa de salário: o salário mínimo e as forças de mercado. Campos (1992) evidencia a necessidade da inclusão de outras variáveis institucionais como o processo de negociação coletiva.

1. A polêmica entre esses autores implicou mais dois artigos, um de comentário de Macedo e Garcia (1980) e outro de réplica, de Souza e Baltar (1980).

Além do efeito “farol”, Neri (1997) também se refere ao efeito “pobreza” do salário mínimo, cuja idéia central estaria associada à influência do salário mínimo sobre a cauda inferior da distribuição da renda. Esse autor aplicou em sua pesquisa o conceito de renda domiciliar *per capita*, encontrando uma relação inversa entre pobreza e salário mínimo. Com isso, ele confirmou a sua hipótese de que o salário mínimo tem maior impacto sobre as populações mais pobres.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

Os modelos de determinação dos salários agrícolas normalmente trataram o salário mínimo como uma variável *ad hoc* às equações de demanda ou oferta de trabalhadores, usando a abordagem de equações na forma reduzida [ver Gardner (1972), Gallasch (1975), Gallasch e Gardner (1978) e Dickens *et alii* (1995)]. No entanto, se o salário mínimo for utilizado pelos trabalhadores nas suas decisões de oferta de trabalho, ele deverá ser considerado como uma variável da curva de oferta de trabalho.

De outro lado, o mercado de trabalho agrícola também apresenta a segmentação entre os trabalhadores temporários e os permanentes. As empresas agropecuárias utilizam tecnologias que implicam diferentes demandas por trabalhadores permanentes e temporários. Esses dois tipos de trabalhadores têm diferentes qualificações e oportunidades. Isso, por sua vez, implica diferentes curvas de ofertas de trabalho. Esses trabalhadores não são substitutos entre si. Uma unidade agropecuária tem rotinas diárias de atividades, as quais demandam trabalhadores permanentes. No entanto, o processo produtivo tem picos de atividades, os quais demandam trabalhadores temporários. Estes são, de modo geral, menos qualificados que os trabalhadores permanentes.

A seguir, elaboram-se modelos de determinação dos salários considerando a segmentação do mercado de trabalho e a indexação através do salário mínimo.² Admitindo uma formulação neoclássica, a demanda de trabalho (DT) depende da tecnologia (Pmo), do preço do produto agrícola (Pe) e do salário do trabalhador agrícola (W).

$$DT^i = f^i(W^i, Pe, Pmo^i) \quad (1)$$

onde i refere-se ao trabalhador temporário (vo) ou permanente (pe).

2. Os modelos propostos de determinação dos salários dos trabalhadores temporários e permanentes foram formulados para os salários médios vigentes em cada região. Portanto, não são incluídas as características pessoais dos indivíduos e dos postos de trabalho.

A oferta de trabalhadores agrícolas (LT) depende do salário recebido (W), do salário mínimo (WM) e de outras variáveis que afetam cada uma das categorias de trabalhador (Z).

$$LT^i = g^i(W^i, WM, Z^i) \quad (2)$$

onde i refere-se ao trabalhador temporário (vo) ou permanente (pe).

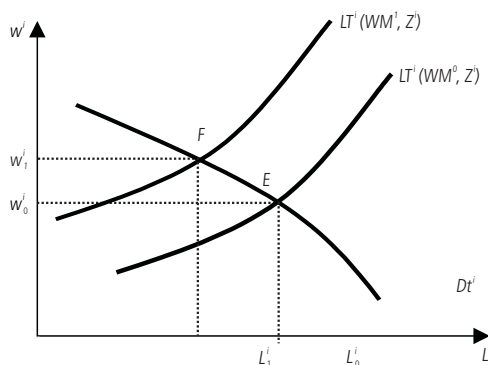
As variáveis explicativas colocadas nas equações (1) e (2) são as que se mostraram mais significativas nos trabalhos revistos na Subseção 2.2. Observa-se que as funções f^i e g^i são diferentes para cada categoria de trabalhador (temporários ou permanentes). Além disso, o vetor Z^i contém diferentes variáveis para cada categoria de trabalhador, tais como salário alternativo, preços recebidos pelos pequenos produtores, preços recebidos pelos produtores comerciais e preços pagos pelos agricultores por insumos agrícolas.

Em condições de equilíbrio, tem-se:

$$DT^i = LT^i \quad (3)$$

Essa equação permite a determinação do salário de equilíbrio, W^i . Considerando o Gráfico 1, onde w^i é o salário agrícola real e L^i o número de trabalhadores, observa-se que o equilíbrio é mostrado pelo ponto E. No entanto, uma variação do salário mínimo implica novo desejo salarial por parte dos trabalhadores. Considere que o salário mínimo aumente. Os trabalhadores terão novas pretensões para seus salários desejados, deslocando a curva de oferta de trabalho para a esquerda. Um novo ponto de equilíbrio surge (ponto F), havendo aumento do salário agrícola ($w_1^i > w_0^i$).

GRÁFICO 1
SALÁRIO MÍNIMO INDEXANDO O SALÁRIO AGRÍCOLA



Os trabalhadores temporários e permanentes têm diferentes curvas DT e LT ; em outras palavras, eles se defrontam com diferentes funções f^i e g^i . Assim, o salário mínimo pode ter diferentes intensidades de indexação sobre os salários agrícolas.

As equações (1), (2) e (3) inovam em relação aos modelos existentes na literatura por: *a*) tratar o salário mínimo como uma variável explicativa da oferta de trabalho; e *b*) adicionar a segmentação no mercado de trabalho agrícola, ou seja, elas reconhecem a existência de, pelo menos, duas estruturas salariais, definidas por diferentes funções de oferta e demanda de trabalho.

4 METODOLOGIA

4.1 Modelos empíricos de determinação do salário agrícola

Os modelos econométricos de determinação dos salários agrícolas dos trabalhadores permanentes e temporários foram formulados a partir das considerações realizadas na seção anterior e, em especial, tomando-se como referência os trabalhos de Bacha (1991) e Istake (1999).

Os pontos fundamentais que foram considerados nos modelos empíricos de determinação dos salários agrícolas dos trabalhadores permanentes e temporários são:

a) Distinguem-se os trabalhadores agrícolas em duas categorias: temporários e permanentes. Esses trabalhadores compõem dois submercados, ou seja, dois segmentos dentro do mercado de trabalho agrícola. Segundo Bacha (1991), essas duas categorias de trabalhadores são suplementares entre si, quer dizer, uma delas pode suprir a ausência da outra, mas não são substitutas entre si ou, mesmo, complementares.

b) A oferta de mão-de-obra temporária tem dois grandes componentes: o pequeno proprietário não-tecnificado e o bóia-fria. Esse último, por sua vez, é formado por três outros grupos de trabalhadores: bóia-fria permanente, bóia-fria esporádico e bóia-fria temporário. O primeiro grande componente foi discutido no trabalho de Bacha (1979) e o segundo foi proposto por Silva (1982). O somatório desses componentes forma a curva de oferta da mão-de-obra temporária.

c) Nos modelos de determinação dos salários agrícolas foi considerado o fator institucional do salário mínimo. Outros fatores institucionais nesse mercado de trabalho são pouco atuantes na determinação de salários em nível nacional, tais como a atuação dos sindicatos e associações.

d) Segundo os modelos da síntese neoclássica, a produtividade do trabalho deve ser uma variável bastante influente na determinação dos salários. Dessa forma, ela foi incluída nos modelos de determinação dos salários dos trabalhadores temporários e dos permanentes.

A oferta da mão-de-obra dos pequenos produtores não-tecnificados está relacionada com os salários dos trabalhadores temporários e com os preços recebidos pelos produtos gerados nas atividades dos pequenos produtores (Pp) e os custos dos insumos aplicados em suas atividades agropecuárias (Pi). Essas últimas duas variáveis são expressas em termos de preços relativos, isto é, $Pa = Pp/Pi$.

A alocação da força de trabalho dos pequenos produtores rurais depende, em parte, dos preços relativos (Pa). Caso os preços relativos sejam favoráveis aos produtos agrícolas, a força de trabalho familiar dos pequenos produtores alocada no mercado de trabalho será reduzida; neste caso, os indivíduos dessas famílias dedicarão a maior parte do tempo de trabalho em suas propriedades. Portanto, para uma determinada variação de Pa haverá uma variação no sentido oposto na oferta de mão-de-obra, considerando a mesma taxa salarial.

A oferta de mão-de-obra do bóia-fria é composta por três tipos de trabalhadores: bóia-fria permanente, bóia-fria esporádico e bóia-fria temporário. Todos eles consideram o salário do trabalhador temporário nas suas decisões de oferta de trabalho. O bóia-fria permanente é um empregado permanente disfarçado. Ele se pauta pelo valor do salário mínimo quando decide qual é o salário demandado.³ Já o bóia-fria temporário encontra no mercado de trabalho urbano uma alternativa de emprego. Assim, o salário urbano da mão-de-obra não-qualificada é uma alternativa para ele.

Considerando os quatro componentes que formam a oferta de trabalhadores temporários, tem-se a seguinte função:

$$LTT = h(WT, Pa, WU, WM) \quad (4)$$

onde:

LTT = oferta de trabalhadores temporários;

WT = salário real do trabalhador temporário;

Pa = relação entre preços recebidos e preços pagos pelos pequenos produtores rurais;

3. É importante ressaltar que uma equação de oferta de trabalho é, também, uma equação de demanda de salário. Em outras palavras, em uma equação de oferta de trabalho se mede o salário desejado pelo trabalhador para cada quantidade de trabalho ofertado. No caso do bóia-fria permanente, o salário mínimo é tomado como referência para definir o salário demandado.

WU = salário real do emprego alternativo; e

WM = salário mínimo real.

Considerando a equação (4) na forma linear, encontra-se:

$$LTT = a_0 + a_1 \cdot WT + a_2 \cdot Pa + a_3 \cdot WU + a_4 \cdot WM \quad (5)$$

onde $a_1 > 0$, $a_2 < 0$, $a_3 < 0$ e $a_4 < 0$.

A demanda de trabalho temporário, além de ser função do salário real do trabalhador temporário (WT), é, também, influenciada pelos preços dos produtos comerciais (Pc), pelos custos dos insumos (Pi) e pela produtividade do trabalho agrícola (Pmo). Istake (1999) substituiu as variáveis (Pi) e (Pc) pela relação de preços recebidos e pagos pelos produtores rurais, isto é, $Pa = Pc / Pi$.

Note-se que foi adotada a mesma variável (Pa) para expressar a relação de preços recebidos e pagos pelos pequenos produtores na equação (4) de oferta de trabalho e na equação (5) de demanda de trabalho. Neste caso, está sendo considerada a abordagem analítica sob o ponto de vista dos sistemas agroindustriais, em que se torna pouco relevante distinguir o que é produção de grandes produtores (produtores comerciais) e pequenos produtores rurais, o que corresponderia, preponderantemente, à fabricação de produtos de exportação e de consumo doméstico, respectivamente. A abordagem analítica dos sistemas agroindustriais é amplamente aceita na literatura econômica atualmente.

No modelo proposto não foi considerada a variável volume da produção, como propõe Istake (1999). Essa variável teria uma interpretação mais precisa caso o modelo estimado se restringisse à análise dos salários relativos à fabricação de um único produto, como foi o estudo de Bacha (1991). Considerando-se que a análise deste trabalho é para os salários pagos no setor agropecuário como um todo, o aumento do volume físico de produção agrícola pode ser originado da expansão de área, da mudança de composição das culturas ou do aumento da produtividade. A soma desses três fatores pode resultar em uma relação pouco precisa entre o volume da produção agrícola e a demanda por trabalho. É importante ressaltar que Schuh (1962), Saylor (1974), Gallasch (1975), Lianos (1972) e Palmer-Jones e Parikh (1998) apresentaram modelos de demanda de trabalho agrícola para o setor agropecuário sem a variável volume da produção.

A partir das considerações realizadas, tem-se a seguinte função de demanda de trabalhadores temporários:

$$DTT = g(WT, Pa, Pmo) \quad (6)$$

onde:

DTT = demanda de trabalhadores temporários;

Pa = relação de preços recebidos e preços pagos pelos produtores rurais; e

Pmo = produtividade do trabalho.

Considerando a equação (6) na forma linear, tem-se:

$$DTT = b_0 + b_1 \cdot WT + b_2 \cdot Pa + b_3 \cdot Pmo \quad (7)$$

onde $b_1 < 0$, $b_2 > 0$ e $b_3 > 0$.

A seguinte condição de equilíbrio pode ser estabelecida:

$$DTT = LTT \quad (8)$$

As equações (5), (7) e (8) formam um sistema simultâneo onde WT , LTT e DTT são variáveis endógenas e WU , WM , Pa e Pmo são variáveis exógenas. Assim, obtém-se a seguinte equação:

$$WT = H_0 + H_1 \cdot Pa + H_2 \cdot WU + H_3 \cdot Pmo + H_4 \cdot WM \quad (9)$$

onde $H_0 = [(a_0 - b_0)/(b_1 - a_1)]$, $H_1 = [(a_2 - b_2)/(b_1 - a_1)]$, $H_2 = [a_3/(b_1 - a_1)]$, $H_3 = [-b_3/(b_1 - a_1)]$ e $H_4 = [a_4/(b_1 - a_1)]$.

Supõem-se $H_1 > 0$, $H_2 > 0$, $H_3 > 0$ e $H_4 > 0$.

A oferta de trabalho permanente é influenciada pelo salário agrícola do trabalhador permanente e pelo salário mínimo. Além disso, essa categoria de trabalhadores normalmente recebe salário indireto, que é um grande incentivo para estimular a oferta. No entanto, captar o salário indireto é extremamente difícil. O salário indireto também tem um papel importante em termos de reduzir a mobilidade desse tipo de trabalhador para outros setores da economia. Desse modo, tem-se a seguinte função de oferta de trabalhadores permanentes:

$$LTP = f(WP, WM) \quad (10)$$

onde:

LTP = oferta de trabalhadores permanentes;

WP = salário real dos trabalhadores permanentes; e

WM = salário mínimo real.

Considerando a equação (10) na forma linear, tem-se:

$$LTP = c_0 + c_1 \cdot WP + c_2 \cdot WM \quad (11)$$

onde $c_1 > 0$ e $c_2 < 0$.

A equação de demanda de trabalhadores permanentes, basicamente, difere-se do modelo adotado por Istake (1999) pela exclusão da variável volume da produção agrícola. A função de demanda de trabalhadores permanentes é a seguinte:

$$DTP = l(WP, Pa, Pmo) \quad (12)$$

onde:

DTP = demanda de trabalhadores permanentes;

Pa = relação entre preços recebidos e preços pagos pelos produtores rurais; e

Pmo = produtividade do trabalho.

Considerando a equação (12) na forma linear, tem-se:

$$DTP = e_0 + e_1 \cdot WP + e_2 \cdot Pa + e_3 \cdot Pmo \quad (13)$$

onde $e_1 < 0$, $e_2 > 0$ e $e_3 > 0$.

Tem-se a seguinte condição de equilíbrio:

$$LTP = DTP \quad (14)$$

As equações (11), (13) e (14) formam um sistema simultâneo, onde LTP , DTP e WP são as variáveis endógenas e WM , Pa e Pmo são as variáveis exógenas. Assim, obtém-se a seguinte equação:

$$WP = G_0 + G_1 \cdot Pa + G_2 \cdot Pmo + G_3 \cdot WM \quad (15)$$

onde $G_0 = [(e_0 - c_0)/(c_1 - e_1)]$, $G_1 = [e_2/(c_1 - e_1)]$, $G_2 = [e_3/(c_1 - e_1)]$ e $G_3 = [-c_2/(c_1 - e_1)]$.

Supõem-se $G_1 > 0$, $G_2 > 0$ e $G_3 > 0$.

4.2 Fonte de dados

As variáveis que compõem as equações (9) e (15) têm as seguintes definições:

WT = salário real dos trabalhadores agrícolas temporários. Os dados foram obtidos junto à Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro (FGV-RJ) — Centro de Estudos Agrícolas e correspondem à remuneração diária dos trabalhadores diaristas.

WP = salário real dos trabalhadores agrícolas permanentes. Os dados foram obtidos junto à FGV-RJ e correspondem à remuneração mensal da categoria dos trabalhadores permanentes.

WU = salário real do emprego urbano alternativo. Considerou-se como *proxy* a média anual do salário do servente de pedreiro da construção civil para as respectivas capitais das unidades da federação (UF). Os dados foram coletados no *Anuário Estatístico do Brasil* publicado pelo IBGE.

WM = salário mínimo real. Os dados foram coletados no *Anuário Estatístico do Brasil* publicado pelo IBGE, para cada estado ou região. Somente a partir de 1984 o salário mínimo foi unificado para todas as regiões.

Pa = índice de relação de preços recebidos e pagos pelos produtores rurais das UFs. Considerou-se como *proxy* a relação média anual entre os Índices de Preços Recebidos e os Índices de Preços Pagos pelos Produtores Rurais, elaborados pela FGV-RJ e publicados na revista *Conjuntura Econômica*.

Pmo = índice da produtividade do trabalho agrícola. Foi calculado a partir dos dados de Gasques e Conceição (2000). Esses autores calcularam o índice de Tornqvist para todas as UFs, utilizando os dados dos censos agropecuários publicados pelo IBGE dos anos de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995-1996. Entre os anos censitários o índice de produtividade do trabalho foi estimado pela taxa geométrica de crescimento.

Os valores de WT , WP , WU e WM foram corrigidos pelo IGP-DI, data-base agosto de 1994, e transformados em médias anuais. Esses dados estão em Staduto (2002).

4.3 Procedimentos econométricos para estimar os salários agrícolas

As equações (9) e (15) de determinação dos salários dos trabalhadores temporários e permanentes, respectivamente, são estimadas usando dados em *pooling* (*cross-section* e séries temporais) balanceados, ou seja, todas as unidades de *cross-section* têm o mesmo número de observações para os mesmos anos.

Essas equações foram estimadas para o Brasil considerando-se 18 UFs. As demais UFs não foram consideradas na análise em razão da ausência de informa-

ções para todo o período (1971 a 1996). As equações (9) e (15) também foram estimadas para as regiões com o setor agropecuário menos e mais tecnificado. A região menos tecnificada é formada por nove UFs: Acre e os estados da região Nordeste, exceto Piauí (isto é, Maranhão, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia). A região mais tecnificada é formada por nove UFs das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste (isto é, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Goiás).⁴

Segundo Greene (1997), Judge *et alii* (1988) e Kmenta (1990), os dados de painel ou *pooling* tendem a apresentar algumas violações dos pressupostos básicos do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Conforme esses autores e a literatura em geral, dados dessa natureza podem apresentar problemas de heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos. Esses problemas estão associados principalmente aos dados de *cross-section* e séries temporais, respectivamente. Nos dados em *pooling* normalmente estão presentes os problemas de correlação dos termos de erro entre as unidades de *cross-section*, ou seja, entre as UFs, o qual é denominado correlação contemporânea.

Segundo Kmenta (1990) e Baltagi (1995), deve-se, basicamente, verificar a estrutura do termo de erro da equação em *pooling* a ser estimada para se escolher o método mais adequado de estimação.

Com a finalidade de analisar a estrutura do termo de erro foram realizados testes estatísticos preliminares, que consistem em verificar se existe autocorrelação serial dos resíduos. Caso seja confirmado esse tipo de problema estatístico, o método de Parks (1967) será o mais adequado. Caso contrário, admite-se que o termo de erro tem uma estrutura de “componentes” ou “*two-way*”, sendo aplicado o método de Fuller e Battese (1974).

Segundo Greene (1997) e Sas Institute (1993), o procedimento estatístico para verificar a existência de autocorrelação serial para cada unidade de *cross-section* (neste caso para cada UF) consiste em estimar os modelos de determinação dos salários dos trabalhadores temporários e permanentes, equações (9) e (15), para cada unidade de *cross-section* (ou seja, para cada estado) pelo método MQO, com os dados em logaritmo neperiano, e verificar a significância estatística do teste Durbin-Watson.

Os resultados dos testes preliminares⁵ de Durbin-Watson para as estimativas das equações (9) e (15) para as 18 unidades de *cross-section* mostram que

4. Goiás agrega Tocantins, bem como Mato Grosso agrega o Mato Grosso do Sul. Esses ajustes foram necessários para se ter o número de observações igual para todas as UFs. Portanto, trata-se de um *pooling* equilibrado, ou seja, a quantidade e os anos das observações são os mesmos para todas as UFs.

5. Esses resultados estão em Staduto (2002, p. 75).

nenhuma delas apresentou problemas de autocorrelação serial do resíduo a 1% de significância estatística. Na estimação da equação (9), das 18 unidades de *cross-section* analisadas, oito não apresentaram autocorrelação serial e dez apresentaram resultados inconclusivos. Na estimação da equação (15), das 18 unidades de *cross-section* analisadas, 15 não apresentaram autocorrelação serial e três apresentaram resultados inconclusivos. Esses resultados não evidenciam a presença de autocorrelação serial nos resíduos no conjunto das equações estimadas.

Considerando-se os resultados dos testes realizados, acredita-se que o procedimento econométrico de Fuller e Battese seja o mais adequado. A seguir, é apresentada a formulação geral dos modelos em *pooling* com a estrutura de “componentes” do termo de erro e o procedimento metodológico de Fuller e Battese (1974). Considere a seguinte equação:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^p X_{itk} \beta_k + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (16)$$

onde:

N = número de unidades de *cross-section* (por exemplo, o número de UFs);

T = número de observações de cada *cross-section* (a série de anos considerados);

k = número de variáveis exógenas;

y = variável endógena;

X = variável exógena;

β = parâmetro; e

u = termo do erro.

Conforme Baltagi (1995), o termo de erro da equação (16) apresenta três componentes. Conseqüentemente, a variância de u_{it} é composta por três componentes, tal que:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T) \quad (17)$$

onde:

μ_i = características específicas não-observáveis de cada unidade de *cross-section*;

λ_t = eventos ocorridos em qualquer unidade de tempo que afetam todas as unidades de *cross-section*; e

v_{it} = resultante do erro estocástico.

Pode-se, inicialmente, supor que:

$$\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$$

$$\lambda_t \sim N(0, \sigma_\lambda^2)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

Essas condições implicam que u_{it} é homocedástico com variância dada por:

$$\text{Var}(u_{it}) = \sigma^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2 \quad (18)$$

Essa estrutura do termo do erro torna-se, particularmente, importante em função de considerar o componente tempo (λ_t). Segundo Baltagi (1995), o componente do termo de erro λ_t não varia individualmente, pois ele capta efeitos específicos no tempo que não são incluídos como parâmetro na equação de regressão. No caso da economia brasileira, os planos de estabilização monetária produziram efeitos sobre os níveis salariais da economia como um todo em determinados anos, ou seja, em determinadas unidades do tempo.

Como visto, uma primeira versão do modelo econométrico considera que o termo de erro é homocedástico. No entanto, conforme afirma Baltagi (1995), o modelo de Fuller e Battese (1974) admite que o componente do erro μ_i pode apresentar heterocedasticidade de grupo, o que nos conduz a relaxar a pressuposição apresentada inicialmente. Portanto, o componente do termo de erro dos efeitos específicos não-observáveis de cada unidade de *cross-section* (μ_i) deve apresentar a seguinte característica: $\mu_i \sim (0, w_i^2)$. Essa situação demonstrada por Baltagi (1995) é fundamental, pois remove uma restrição severa do modelo econométrico de Fuller e Battese (1974). Isso significa que cada unidade de *cross-section* pode ter uma variância do termo de erro distinta, podendo-se, por meio da aplicação do método de estimação dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), estimar parâmetros assintoticamente eficientes.

Portanto, μ_i na forma de vetor tem as seguintes características:

$$\mu_i \sim (0, \Sigma_\mu)$$

onde:

$$\Sigma_\mu = \text{diag}[w_i^2], \text{ sendo uma matriz diagonal com as dimensões de } N \times N.$$

Novamente efetuando testes preliminares,⁶ verificou-se a existência de heterocedasticidade de grupo proposta por Greene (1997). Segundo ele, o teste do multiplicador de Lagrange (LM) é o mais indicado para detectar heterocedasticidade de grupo. O LM apresenta a seguinte equação:

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \left[\frac{s_i^2}{s^2} - 1 \right]^2 \quad (19)$$

Os estimadores da variância (s^2) do LM podem ser calculados pelo método MQO. O teste LM tem $N - 1$ graus de liberdade e distribuição qui-quadrado.

Aplicando-se na equação (19) os dados que são utilizados nas estimativas das equações (9) e (15), foram obtidos os seguintes resultados: as equações de determinação dos salários dos trabalhadores temporários e permanentes no Brasil e nas regiões menos e mais tecnificadas são significativas ao nível de 1%, exceto para a equação dos salários dos trabalhadores temporários para a região mais tecnificada, que teve nível de significância de 5%. Dessa forma, segundo Greene (1997), confirma-se a existência de heterocedasticidade de grupo.

O melhor estimador não viesado de β é estimado pelo método MQG:

$$\hat{\beta} = (X' \cdot V^{-1} \cdot X)^{-1} \cdot X \cdot V^{-1} \cdot Y \quad (20)$$

o qual apresenta a seguinte variância:

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = (X' \cdot V^{-1} \cdot X)^{-1} \quad (21)$$

A matriz de co-variância do vetor do termo de erro u pode ser expressa:

$$V = E(uu') = \sigma_v^2 \cdot I_{NT} + \sigma_\mu^2 \cdot A + \sigma_\lambda^2 \cdot B \quad (22)$$

$$A = I_N \otimes J_T$$

$$B = J_N \otimes I_T$$

onde I_{NT} , I_N e I_T são matrizes identidades de ordem $N \times T$, N e T , respectivamente; J_N e J_T são matrizes com todos os elementos iguais a 1 e de ordem $N \times N$ e $T \times T$, respectivamente; e \otimes representa o produto Kronecker.

6. Esses resultados estão em Staduto (2002).

As matrizes M_s são quadradas e definidas como:

$$M_{**} = \frac{J_{NT}}{N.T}$$

$$M_{1*} = \frac{A}{T} - \frac{J_{NT}}{N.T}$$

$$M_{*2} = \frac{B}{N} - \frac{J_{NT}}{N.T}$$

$$M_{12} = I_{NT} - \frac{A}{T} - \frac{B}{N} - \frac{J_{NT}}{N.T}$$

Essas quatro matrizes M_s são idempotentes simétricas e mutuamente ortogonais.

Os elementos it -ésimos da k -ésima coluna das matrizes M_{**} , M_{1*} , M_{*2} e M_{12} são \bar{x}_{**k} , $(\bar{x}_{i^*k} - \bar{x}_{**k})$, $(\bar{x}_{*tk} - \bar{x}_{**k})$ e $(x_{itk} - \bar{x}_{i^*k} - \bar{x}_{*tk} + \bar{x}_{**k})$, respectivamente. Onde \bar{x}_{**k} é a média da variável x de $N \times T$ observações da k -ésima coluna; \bar{x}_{i^*k} é a média da variável x de T observações do i -ésimo *cross-section* da k -ésima coluna; e \bar{x}_{*tk} é a média da variável x de N observações do t -ésimo período da k -ésima coluna.

Considerando as propriedades das matrizes M_s , a matriz V pode ser expressa por:

$$V = \sigma_v^2 . M_{12} + (\sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2) . M_{1*} + (\sigma_v^2 + N\sigma_\lambda^2) . M_{*2} + (\sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2) . M_{**} \tag{23}$$

A matriz inversa de V é expressa da seguinte forma:

$$V^{-1} = \frac{M_{12}}{\sigma_v^2} + \frac{M_{1*}}{\sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2} + \frac{M_{*2}}{\sigma_v^2 + N\sigma_\lambda^2} + \frac{M_{**}}{\sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2} \tag{24}$$

Os três vetores do termo de erro são definidos como:

$$\hat{v} = C_1 . (I_{NT} - X . (X' . C_1 . X)^{-1} . X . C_1) . Y$$

$$\hat{\mu} = C_2 . (I_{NT} - X . (X' . C_2 . X)^{-1} . X . C_2) . Y$$

$$\hat{\lambda} = C_3 \cdot (I_{NT} - X \cdot (X' \cdot C_3 \cdot X)^{-1} \cdot X' \cdot C_3) \cdot Y$$

onde A^{-} — por exemplo, $A = (X' \cdot C_1 \cdot X)$ — denomina a inversa generalizada de A ; $C_1 = M_{12}$; $C_2 = M_{12} + M_{11}$; e $C_3 = M_{12} + M_{22}$.

Então, os estimadores não-viesados dos componentes da variância são expressos como:

$$\hat{\sigma}_v^2 = \frac{\hat{v}'\hat{v}}{(N-1)(T-1) - \text{rank}(X' M_{12} X)} \quad (25)$$

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{\hat{\mu}'\hat{\mu} - (T \cdot (N-1) - \text{rank}(X' \cdot M_{22} \cdot X)) \hat{\sigma}_v^2}{T \cdot (N-1) - T \cdot \text{traço}((X' \cdot C_2 \cdot X)^{-1} X' \cdot M_{11} \cdot X)} \quad (26)$$

$$\hat{\sigma}_\lambda^2 = \frac{\hat{\lambda}'\hat{\lambda} - (N \cdot (T-1) - \text{rank}(X' \cdot M_{11} \cdot X)) \hat{\sigma}_v^2}{N \cdot (T-1) - N \cdot \text{traço}((X' \cdot C_3 \cdot X)^{-1} X' \cdot M_{22} \cdot X)} \quad (27)$$

Os modelos em *pooling* podem assumir efeito fixo ou aleatório. Conforme Greene (1997), o modelo com efeito fixo capta as diferenças entre as unidades de *cross-section* por meio do termo constante. Desse modo, estima-se um termo constante para cada *cross-section*. O modelo com efeito aleatório pode ser aplicado quando as unidades de *cross-section* não apresentam diferenças entre si e, caso essas diferenças existam, elas são captadas apenas pelos parâmetros das variáveis explicativas. Nessa situação, o modelo econométrico tem apenas um único termo constante. As equações com efeito fixo acarretam enormes perdas de grau de liberdade, dependendo da dimensão da amostra.

Os testes estatísticos indicam qual é o modelo mais adequado para determinado conjunto de dados (o modelo com efeito fixo ou com efeito aleatório). Entretanto, segundo Greene (1997), deve-se, preferencialmente, aplicar os modelos com efeito fixo, a menos que haja impedimentos graves em termos de perdas de graus de liberdade, que é o caso dos *pooling* típicos (reduzido número de observações ao longo do tempo e grande número de unidades de *cross-section*).

No modelo Fuller e Battese (1974), segundo os próprios autores que o desenvolveram e Baltagi (1995), em vez de se inverter uma matriz de grandes proporções para obter o efeito fixo na estimação dos parâmetros das variáveis explicativas (β), é preferível aplicar as transformações propostas⁷ por Wallace e Hussain (1969), as quais podem captar o efeito fixo proporcionado pela utilização de constantes para cada unidade de *cross-section*.

7. Apresentadas pela expressão: $x_{itk} - \bar{x}_{i^*k} - \bar{x}_{*tk} - \bar{x}_{**k}$.

Ainda segundo Baltagi (1995), seria um grave problema nos modelos econométricos com estrutura “componentes” do termo de erro do tipo *two-way* (no qual o termo de erro u_{it} é formado por três tipos de erro, μ_i , λ_t e v_{it}) caso alguma das variâncias (σ_μ^2 , σ_λ^2 e σ_v^2) não fosse positiva. Conforme o autor, se alguma dessas variâncias for negativa, o problema residirá na impossibilidade de se distinguir entre a situação em que o modelo estimado está mal especificado, em virtude de pelo menos um dos componentes da variância ser zero, e aquela em que o modelo é devidamente especificado, em função de pelo menos um dos componentes da variância ser relativamente pequeno, mas diferente de zero. Diante dessa problemática, é preferível que as três variâncias sejam positivas e próximas de zero, pois, nessa circunstância, o modelo não apresentaria problemas de especificação.

5 RESULTADOS

Analisando os resultados das Tabelas 1 e 2, constata-se, de modo geral, que as regressões por regiões apresentaram melhores resultados econométricos do que para todo o Brasil. Isso se justifica porque as análises, a seguir, estão concentradas nas regressões por regiões.

Os valores de R^2 das regressões apresentadas nas Tabelas 1 e 2 são pequenos. No entanto, valores similares foram encontrados nos trabalhos de Krueger e Summers (1988), Neumark e Wascher (2000), Hay (2000) e Card e Krueger (2000), que utilizaram os mesmos tipos de dados (*cross-section* e séries temporais) adotados neste trabalho. Além disso, de acordo com Draper e Smith (1981), em regressões que procuram avaliar a influência das variáveis explicativas na determinação da variável dependente, a estatística-F deve ser priorizada em relação ao R^2 . Observando-se, novamente, as Tabelas 1 e 2, constata-se que as estatísticas-F foram significativas a 1% em todas as regressões.

As regressões foram calculadas com os dados transformados em logaritmo neperiano. Dessa forma, obtêm-se os coeficientes de elasticidade das variáveis explicativas.

Para todas as regressões estimadas nas Tabelas 1 e 2, as variâncias dos componentes do termo do erro (σ_μ^2 , σ_λ^2 e σ_v^2) são pequenas. Dessa forma, eles não evidenciam problemas de ajustamento.

A equação estimada de determinação dos salários dos trabalhadores temporários no Brasil não apresentou bons resultados, e os coeficientes do salário mínimo e da relação de preços recebidos e pagos pelos produtores rurais não foram estatisticamente significativos. Essa situação pode ser atribuída à agregação das regiões menos e mais tecnificadas em uma única grande região.

TABELA 1
RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DAS EQUAÇÕES DE DETERMINAÇÃO DOS SALÁRIOS DOS TRABALHADORES TEMPORÁRIOS PELO MÉTODO DE FULLER E BATTESE NO PERÍODO 1971-1996^a

	Brasil	Região menos tecnicada	Região mais tecnicada
Intercepto	1,3267* (3,18)	-1,6439*** (-1,88)	0,1593 ^{ns} (0,34)
<i>WM</i>	0,0086 ^{ns} (0,13)	0,5580* (3,44)	0,4470* (5,24)
<i>WU</i>	0,1699* (4,13)	0,1372* (2,35)	0,0925**** (1,53)
<i>Pa</i>	-0,0005 ^{ns} (0,0181)	0,0231 ^{ns} (0,63)	0,0379 ^{ns} (1,06)
<i>Pmo</i>	0,0668**** (1,91)	0,1090**** (1,51)	-0,0935** (-2,34)
σ_{μ}^2	0,0317	0,0114	0,0142
σ_{λ}^2	0,0238	0,0261	0,0184
σ_v^2	0,0079	0,0058	0,0065
<i>R</i> ²	0,0472	0,1439	0,1784
<i>F</i>	5,24*	9,24*	11,94*
Média <i>WT</i> ^b	5,37	4,49	6,25
DP <i>WT</i>	1,83	1,51	1,72

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs.: *WT* = salários dos trabalhadores temporários; *WM* = salário mínimo; *WU* = salário do trabalho alternativo (servente de pedreiro); *Pa* = relação de preços recebidos e pagos pelos produtores rurais; *Pmo* = produtividade do trabalho; σ_{μ}^2 = variância de

μ_i ; σ_{λ}^2 = variância de λ_i ; σ_v^2 = variância de v_{it} ; e DP = desvio-padrão.

^a Os valores entre parênteses são os t-student calculados.

^b Corrigido pelo IGP-DI de agosto de 1994.

* Significativo ao nível de 1%.

** Significativo ao nível de 5%.

*** Significativo ao nível de 10%.

**** Significativo ao nível de 20%.

^{ns} Não-significativo.

Nas equações estimadas para os salários dos trabalhadores temporários nas regiões menos e mais tecnicadas constata-se que o salário mínimo foi altamente significativo em termos estatísticos. Já o coeficiente da variável relação de preços recebidos e pagos pelos produtores rurais (*Pa*) também não foi significativo estatisticamente para essas equações estimadas. Entre as várias causas possíveis para a não-significância estatística do coeficiente de *Pa*, estão as falhas nos mecanismos de ajustamento do mercado de trabalho. Do ponto de vista da oferta de trabalho e, em particular, dos pequenos produtores, as variações da *Pa* não gerariam o deslocamento da curva de oferta em razão de problemas estruturais de excedente

TABELA 2
RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DAS EQUAÇÕES DE DETERMINAÇÃO DOS SALÁRIOS DOS TRABALHADORES PERMANENTES PELO MÉTODO DE FULLER E BATTESE NO PERÍODO 1971-1996^a

	Brasil	Região menos tecnificada	Região mais tecnificada
Intercepto	0,6849*** (1,80)	0,3083 ^{ns} (0,41)	-0,0329 ^{ns} (-0,09)
<i>WM</i>	0,6718* (11,36)	0,7525* (5,87)	0,8830* (15,15)
<i>Pa</i>	-0,0340 ^{ns} (-1,25)	0,0361 ^{ns} (-0,85)	0,0156 ^{ns} (0,48)
<i>Pmo</i>	0,1699* (4,87)	0,1544** (1,99)	0,1289* (3,64)
σ_{μ}^2	0,0218	0,0180	0,0035
σ_{λ}^2	0,0080	0,0122	0,0051
σ_v^2	0,0086	0,0071	0,0074
R^2	0,2602	0,1645	0,5538
<i>F</i>	52,29* (11,36)	14,05* (5,87)	91,43* (15,15)
Média <i>WP</i> ^b	125,31	110,71	139,91
DP <i>WP</i>	37,43	34,18	34,83

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs.: *WP* = salários dos trabalhadores permanentes; *WM* = salário mínimo; *Pa* = relação de preços recebidos e pagos pelos produtores rurais; *Pmo* = produtividade do trabalho; σ_{μ}^2 = variância de μ_i ; σ_{λ}^2 = variância de λ_i ; σ_v^2 = variância de v_{it} ; e DP = desvio-padrão.

^a Os valores entre parênteses são os *t-student* calculados.

^b Corrigido pelo IGP-DI de agosto de 1994.

* Significativo ao nível de 1%.

** Significativo ao nível de 5%.

*** Significativo ao nível de 10%.

**** Significativo ao nível de 20%.

^{ns} Não-significativo.

de força de trabalho. Esse excedente é provocado pela adoção de tecnologias poupadoras de mão-de-obra e pela concentração de terra. Do ponto de vista da demanda, os empregadores não estariam repassando para os salários as variações da *Pa*.

O coeficiente estimado do salário alternativo (*WU*) tem sinal positivo e foi significativo estatisticamente em todas as equações estimadas para o segmento do mercado de trabalho temporário. Tal resultado demonstra que há um certo grau de integração dos mercados de trabalho agrícola e urbano para a mão-de-obra não-qualificada. Essa integração tende a ser mais efetiva nas cidades menores, ou seja, fora da abrangência das regiões metropolitanas. Além disso, as ocupações

urbanas são, também, exercidas no meio rural. Elas são denominadas atividades não-agrícolas e devem contribuir para a integração dos mercados de trabalho agrícola e urbano.

O coeficiente estimado da produtividade do trabalho também foi significativo em termos estatísticos e com sinal positivo, exceto para a equação da região mais tecnificada, na qual o sinal foi negativo, isto é, contrário ao esperado. Esse sinal negativo do coeficiente da produtividade do trabalho (Pmo) implica que o seu crescimento reduziria o salário dos trabalhadores. Para explicar essa incoerência, deve-se fazer, inicialmente, algumas pressuposições. Primeiramente, considera-se que a produção do setor agropecuário possa ser representada por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas,⁸ e o expoente dessa função, que representa a parcela da renda pertencente ao capital ou trabalho, é fixo. Dessa forma, pode-se inferir que a variação da produtividade média do trabalho é igual à variação da produtividade marginal do trabalho. Assumindo essas pressuposições, e visto que a variável Pmo representa a produtividade média do trabalho no setor agropecuário, pode-se inferir que, no período da análise dessa pesquisa — de 1971 a 1996 —, a mão-de-obra temporária foi remunerada em intensidade muito inferior aos aumentos de sua produtividade.

O comportamento dessa variável está em consonância com a literatura que analisa a distribuição da renda no setor agropecuário. Constatou-se, em relação às pessoas ocupadas na atividade agrícola, que a desigualdade na distribuição de renda é mais acentuada nas regiões mais desenvolvidas [ver Langoni (1973), Hoffmann (1990) e Corrêa (1995)], o que corresponderia, neste estudo, à região mais tecnificada.

Corrêa (1995) ainda constatou que a “posição na ocupação” foi o fator⁹ que mais contribuiu para aumentar a desigualdade de rendimento no setor agropecuário brasileiro. Esse fator é uma *proxy* para captar as diferenças, no processo de formação de rendimento, individuais do trabalho, que estão associadas às diferenças de distribuição prévia da propriedade ou da acumulação de capital físico. Admite-se, para tanto, a hipótese de que as diferenças de acesso à propriedade são fortemente correlacionadas com a discriminação ocupacional, expressa no binômio empregado *versus* empregador. Em termos regionais, no Centro-Oeste e Sudeste a contribuição desse fator foi mais significativa para ampliar a desigualdade de rendimentos em relação às regiões Nordeste e Sul. Considerando-se que as regiões Centro-Oeste e Sudeste representam 2/3 dos estados da região mais tecnificada, elas devem contribuir para expressar e fundamentar o crescimento da desigualda-

8. Barros (1999) e Freitas (2001) ajustaram funções de produção do tipo Cobb-Douglas para o setor agropecuário brasileiro.

9. Outros fatores analisados são: educação, idade, sexo e religião.

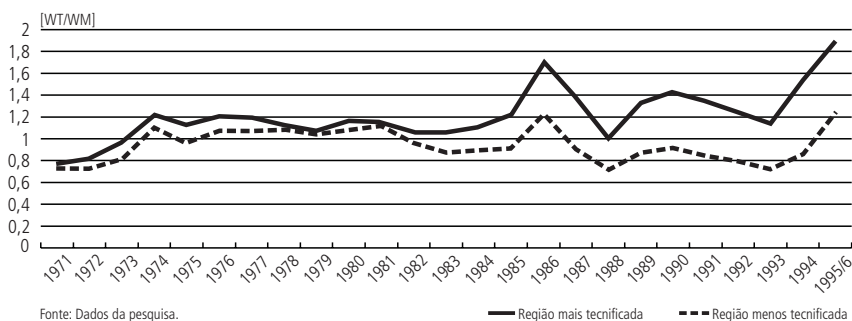
de da distribuição de renda associada à posse do capital na região mais tecnificada. Por sua vez, essa situação está em consonância com os péssimos índices da distribuição funcional da renda no período analisado (1971 a 1996), que são expressos no coeficiente negativo da produtividade do trabalho na equação estimada para a região mais tecnificada.

Além disso, segundo a constatação de Gonçalves (1996), os salários agrícolas decresceram entre os anos de 1987 e 1994, e nesse período foram apontados seguidos recordes de produção na agropecuária paulista, sugerindo que há grandes distorções funcionais na renda. Bacha (1979) analisou os salários agrícolas nas décadas de 1950 e 1960 e apontou na mesma direção: os salários a longo prazo aparentemente não estavam acompanhando a tendência ascendente da produtividade. Considerando as pesquisas de Bacha (1979) e os resultados encontrados neste estudo, pode-se afirmar que a disparidade entre os salários e a produtividade do trabalho agrícola já é uma tendência que persiste a quase meio século.

Considerando que o salário agrícola dos trabalhadores temporários é um importante componente da renda do setor agropecuário, o sinal negativo do coeficiente da produtividade do trabalho (Pmo) fica coerente com essa literatura. Mesmo nas equações do Brasil e região menos tecnificada em que o coeficiente estimado da Pmo foi de sinal positivo, a sua magnitude foi muito pequena em relação às demais variáveis, o que evidencia um certo grau de transferência de renda do trabalho para o fator de produção capital.

A importância do salário mínimo na determinação dos salários dos trabalhadores temporários, expressa nos resultados das estimações dos modelos, não deixa claro a magnitude dessa remuneração do trabalhador temporário em relação ao salário mínimo (WM). Para tanto, foi plotada no Gráfico 2 a relação média entre os salários dos trabalhadores temporários (equivalente a 25 dias de trabalho) e o WM . Observa-se que os salários dos trabalhadores temporários (WT) na região menos tecnificada, em grande parte do período analisado, foram inferiores ao WM , ou muito próximos. Os WTs foram superiores ao WM em boa parte da década de 1970. Nesse período, ocorreram taxas positivas de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro e o processo de convergência dos WMs regionais. O WM foi unificado em maio de 1984. Para cumprir tal meta, o governo federal implantou uma política de crescimento do WM em termos reais nas regiões Norte e Nordeste, onde os valores eram menores em relação às demais regiões. Por outro lado, tal política reduziu o WM em termos reais nas regiões Sudeste e Sul, com a finalidade de convergir e unificar os WMs adotados no país. Novamente, no início dos Planos Cruzado e Real, com a estabilização do valor de compra da moeda, os salários da economia como um todo tiveram abruptos crescimentos do poder de compra e a relação WT/WM foi superior a 1.

GRÁFICO 2
 RELAÇÃO MÉDIA ENTRE OS SALÁRIOS MENSAIS DOS TRABALHADORES TEMPORÁRIOS
 EQUIVALENTE A 25 DIAS DE TRABALHO E O SALÁRIO MÍNIMO DAS REGIÕES MENOS E
 MAIS TECNIFICADAS NO PERÍODO 1971-1996



Na região menos tecnificada, o salário mínimo até 1984 era menor do que na região mais tecnificada. Portanto, de modo comparativo, a relação WT/WM na região menos tecnificada relativamente à mais tecnificada está superestimada até essa data.

A institucionalização do salário mínimo, em 1963, para o mercado de trabalho agrícola no segmento dos trabalhadores temporários não foi suficiente para garantir que o salário médio desses trabalhadores fosse igual ou superior ao mínimo na região menos tecnificada. Os WTs em torno do WM (como foram constatados no Gráfico 2), nessa região, representam uma situação hipotética. De fato, em todo o período da análise, os WTs tendem a ser superestimados, pois, nessa situação hipotética, considerou-se a renda de um indivíduo que dedica 25 dias do mês na atividade agropecuária. Tratando-se de atividade temporária, com caráter sazonal, dificilmente se encontra trabalho o ano todo para garantir uma renda mensal equivalente a 25 dias de trabalho. Já na região mais tecnificada, verifica-se que os salários tiveram melhor desempenho.

Além disso, alguns direitos trabalhistas para o trabalhador temporário não são resguardados ou são, freqüentemente, violados. Com efeito, a renda média anual de um trabalhador que ganha salário mínimo na economia formal é muito maior do que a de um trabalhador temporário, pois esse último não tem direitos trabalhistas resguardados por lei, como férias remuneradas. Quando esse trabalhador temporário está na informalidade, o problema é muito mais grave. Também ficam ausentes outros direitos, como a licença-saúde remunerada e a aposentadoria por tempo de serviço.

As estimativas das equações de salário dos trabalhadores permanentes no Brasil e nas regiões menos e mais tecnificadas apresentaram comportamentos

semelhantes (Tabela 2). Das três variáveis explicativas (WM , Pa , Pmo) consideradas no modelo, apenas a Pa não foi significativa em termos estatísticos. Nesse caso, dentre as várias explicações possíveis está o mecanismo de ajustamento do ponto de vista da demanda, no qual as variações de Pa não estão afetando a curva de demanda por trabalho. O WM nas três equações estimadas para essa categoria de trabalhador foi a variável com o coeficiente de maior magnitude. Por outro lado, a Pmo teve coeficiente positivo e estatisticamente significativo, mas muito inferior ao coeficiente do WM .

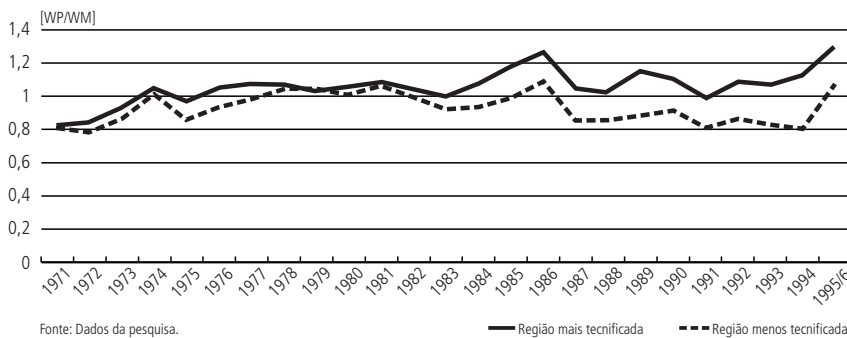
No Gráfico 3 foi plotada a relação média entre os salários dos trabalhadores permanentes (WP) e o salário mínimo (WM), com a mesma finalidade descrita anteriormente, ou seja, obter uma melhor dimensão da remuneração dos salários médios recebidos pelos trabalhadores permanentes em relação ao WM . Nesse gráfico, observa-se que, em grande parte do período analisado, na região menos tecnificada os WPs foram inferiores ao WM , ou muito próximos. Os WPs foram superiores ao WM em alguns anos da década de 1970, período em que ocorreram persistentes taxas positivas de crescimento do PIB e o processo de convergência dos WMs regionais, até sua unificação em 1984. No início dos Planos Cruzado e Real, com a estabilização do poder de compra da moeda, os salários da economia como um todo tiveram abruptos crescimentos do poder de compra e a relação WP/WM foi superior a 1. Já os salários dos trabalhadores da região mais tecnificada apresentaram melhor desempenho.

Na região menos tecnificada, o WM até 1984 era menor do que na região mais tecnificada. Portanto, a relação WP/WM na região menos tecnificada em comparação à mais tecnificada está superestimada até esse ano.

A institucionalização do salário mínimo para o mercado de trabalho agrícola no segmento dos trabalhadores permanentes não foi suficiente para garantir

GRÁFICO 3

RELAÇÃO MÉDIA ENTRE SALÁRIOS DOS TRABALHADORES PERMANENTES E SALÁRIO MÍNIMO DAS REGIÕES MENOS E MAIS TECNIFICADAS NO PERÍODO 1971-1996



Fonte: Dados da pesquisa.

— Região mais tecnificada - - - Região menos tecnificada

que os salários médios fossem iguais ou superiores ao salário mínimo na região menos tecnificada. De modo geral, a legislação vigente sobre o *WM* para os trabalhadores agrícolas não foi completamente respeitada no período analisado (1971-1996). De fato, a efetivação de qualquer dispositivo legal depende, em grande parte, da eficiência das instituições jurídicas¹⁰ e das reivindicações dos interessados, por meio de sindicatos e associações. Provavelmente, essas duas situações não ocorreram com muita efetividade.

Mesmo considerando a grande informalidade no segmento do mercado de trabalho agrícola como um todo, políticas econômicas de deterioração do *WM* no período analisado provavelmente tiveram efeitos diretos nos salários dos trabalhadores temporários, bem como sobre os salários dos trabalhadores permanentes em razão da política salarial implícita de indexação dos salários agrícolas ao *WM*. Os desdobramentos da pobreza rural tendem a ser menores nos trabalhadores permanentes em relação aos temporários em decorrência do recebimento de salário indireto por aqueles. Mas, de qualquer maneira, políticas de redução do valor do salário mínimo tiveram implicações no crescimento da desigualdade de renda. Hoffmann (1998) constatou, no período 1979-1997, uma correlação negativa do salário mínimo com as medidas de desigualdade de renda.

Os salários dos trabalhadores permanentes foram, preponderantemente, determinados pelo salário mínimo. A produtividade do trabalho teve influência positiva, mas, devido à pequena magnitude do coeficiente associado a essa variável, pode-se inferir que deve estar ocorrendo transferência de renda do trabalho para o fator capital, naturalmente, em intensidade muito menor do que o constatado para os trabalhadores temporários da região mais tecnificada, para a qual o sinal do coeficiente estimado foi negativo.

6 CONCLUSÕES

Este trabalho analisou o comportamento dos salários agrícolas e estimou modelos de determinação de salário de equilíbrio para os trabalhadores temporários e permanentes no Brasil e nas regiões com o setor agropecuário menos e mais tecnificado. Para efeito de análise, tomou-se em consideração o período 1971-1996.

O salário mínimo foi a variável que mais se destacou na determinação dos salários agrícolas nas equações estimadas, com exceção da equação para todo o Brasil para os trabalhadores temporários. Portanto, o salário mínimo tem funcionado como um indexador dos salários agrícolas, tal como demonstra a literatura para a mão-de-obra não-qualificada do setor urbano. No entanto, a institucio-

10. Ver mais a respeito em Staduto (2001).

nalização do salário mínimo no mercado de trabalho agrícola, em 1963, não foi suficiente para garantir que os salários dos trabalhadores temporários e permanentes na região menos tecnificada fossem iguais ou superiores ao salário mínimo em todo o período analisado neste trabalho. Ainda em relação ao salário mínimo, deve-se destacar que as políticas de redução do mínimo têm efeito direto sobre os salários agrícolas brasileiros.

A produtividade do trabalho cresceu ao longo dos anos, principalmente na região mais tecnificada. No entanto, essa não foi a variável mais importante na determinação dos salários agrícolas. Nessa região deve estar ocorrendo grande transferência de renda do trabalho para o capital, tal como foi claramente constatado para os trabalhadores temporários (em que o coeficiente associado a Pmo foi negativo). A determinação dos salários agrícolas, de modo geral, tem um forte componente institucional e os fatores de mercado têm papel secundário.

Uma vez constatado que o salário mínimo é o principal determinante dos salários na agropecuária brasileira e que isso tem, em alguns casos, impedido que o grande aumento da produtividade do trabalho se reflita em aumentos de salários, novas políticas econômicas e formas de atuação dos trabalhadores poderiam ser visualizadas para a agropecuária. Em regiões onde é persistente o pagamento de salários abaixo do mínimo, a maior fiscalização e a punição deveriam ser intensificadas de modo que garantissem o pagamento do salário mínimo ao trabalhador agrícola. Em outras regiões, onde o crescimento da produtividade é muito grande e o salário mínimo é forte indexador dos salários agrícolas, os trabalhadores deveriam aprimorar sua organização para reivindicar melhores salários.

ABSTRACT

This paper analyzes the performance of rural wages in Brazil as well as it estimating equations for their determination. The period analyzed is from 1971 to 1996. Rural workers are grouped into two categories, temporary and permanent, and wages are considered for the whole of Brazil and for two regions: one with less technified agriculture and another with more technified agriculture. A theoretical framework is elaborated considering the segmentation of labor force and the role of minimum wage as a price index for the rural wages. Basing on this model, econometric equations are elaborated. By using the Fuller and Battese procedures, the econometric equations are estimated on a pooled data set. Among the results, one of the most relevant is that the minimum wage has a very important role in determining rural wages in Brazil. However, labor productivity has different impacts on rural wages depending on the workers' category and their regional location. The paper ends by suggesting some policies that may enhance the ability of rural workers to take advantage of the huge increase of Brazil's agricultural labor productivity that has happened during the last three decades.

BIBLIOGRAFIA

- AGUIRRE, B. M. B., BIANCHI, A. M. Reflexões sobre a organização do mercado de trabalho agrícola. *Revista de Economia Política*, v. 9, n. 1, p. 31-46, 1989.
- BACHA, C. J. C. Determinação dos salários na agricultura. *Revista Brasileira de Economia*, v. 45, n. 3, p. 441-471, 1991.
- BACHA, E. Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 585-628, 1979.
- . Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil — réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 2, p. 645-646, ago. 1980.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley, 1995.
- BARROS, A. L. M. *Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 1999 (Tese de Doutorado).
- BARROS, R. P. de, FOGEL, M. N., MENDONÇA, R. Salário mínimo I: nível do salário mínimo no Brasil. *Anais do XI Encontro Brasileiro de Econometria*. Recife: SBE, v. 1, p. 383-401, 1997.
- CACCIAMALI, M. C. A legislação trabalhista no campo e sua aplicação entre os “bóias-frias” no estado de São Paulo: uma contribuição para o debate. In: DUARTE, D. (org.). *Emprego rural e migrações na América Latina*. Recife: Massangana/Fundação Joaquim Nabuco, 1986.
- CAMPOS, S. H. O salário mínimo e a determinação da taxa de salários na economia brasileira: uma revisão da literatura existente. *Ensaio FEE*, v. 13, n. 1, p. 316-340, 1992.
- CARD, C., KRUEGER, A. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply. *The American Economic Review*, v. 90, n. 5, p. 1.397-1.420, 2000.
- CORRÊA, A. M. C. J. *Distribuição de rendimento e pobreza na agricultura brasileira: 1981-1990*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 1995 (Tese de Doutorado).
- CUNHA, A. M., MAIA, M. M. Modernização, tecnologia e emprego rural: evidência da década de 70 na região Centro-Sul do Brasil. *Anais da Conferência Latino-Americana de Economia Agrícola*. Piracicaba: Esalq, v. 3, p. 1-53, 1984.
- DICKENS, R., MACHIN, S., MANNING, A., METCALF, D., WADSWORTH, J., WOODLAND, S. The effect of minimum wage on UK agriculture. *Journal of Agricultural Economics*, v. 46, n. 1, p. 1-19, 1995.
- DRAPER, N. R., SMITH, H. *Applied regression analysis*. New York: John Wiley & Sons Inc., 1981.
- 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. 2, n. 13, p. 415-464, 1983.
- FREITAS, C. A. *Contribuição do capital humano para o crescimento da agropecuária brasileira: período 1970 a 1996*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2001 (Tese de Doutorado).

- FULLER, W. A., BATTESE, G. E. Estimation of linear models with crossed-error structure. *Journal of Econometrics*, v. 2, p. 67-78, 1974.
- FURTADO, C. *Análise do modelo brasileiro*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 1972.
- GALLASCH, H. F. Jr. Minimum wages the farm labor market. *South Economic Journal*, v. 41, p. 480-491, 1975.
- GALLASCH, H. F. Jr., GARDNER, B. Schooling and agricultural minimum wage. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 60, n. 2, p. 264-268, May 1978.
- GARDNER, B. Minimum wages and the farm labor market. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 54, n. 3, p. 473-476, Aug. 1972.
- GASQUES, J. G. *Oferta e demanda de mão-de-obra volante no estado de São Paulo*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 1975 (Dissertação de Mestrado).
- . Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil — comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 2, p. 637-664, 1980.
- . *Uma análise dos fatores que afetam os salários na agricultura*. São Paulo: Instituto de Pesquisa Econômica, Universidade de São Paulo, 1981 (Tese de Doutorado).
- GASQUES, J. G., CONCEIÇÃO, J. C. P. R. *Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores*. Brasília: IPEA, 2000 (Texto para Discussão, 768).
- GONÇALVES, J. S. Salário, emprego, modernização e sazonalidade na agropecuária: as contradições do progresso excludente do desenvolvimento brasileiro. *Informações Econômicas*, v. 26, n. 1, p. 23-37, 1996.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. Third ed. Englewood: Prentice-Hall, 1997.
- HAY, D. A liberalização comercial brasileira após 1990 e o desempenho das grandes empresas industriais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, p. 183-210, 2000.
- HOFFMANN, R. Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira. In: DELGADO, G. C., GASQUES, J. G., VILLA VERDE, C. M. (orgs.). *Agricultura e políticas públicas*. Brasília: IPEA, 1990 (Série IPEA, 127).
- . Vinte anos de desigualdade e pobreza na agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 30, n. 2, p. 97-113, 1992.
- . Desigualdade e pobreza no Brasil 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade*, n. 11, p. 199-221, 1998.
- IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro, 1999.
- ISTAKE, M. *Transformações na agropecuária paranaense e suas implicações sobre o emprego e salários rurais: 1977-96*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 1999 (Dissertação de Mestrado).
- JUDGE, G. G., HILL, R. C., GRIFFITHS, W. E., LUTKEPOHL, H., LEE, T.-C. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. Second ed. New York: John Wiley & Sons, 1988.
- KAGEYAMA, A. *O subemprego agrícola nos anos 90*. Campinas: IE/Unicamp, mar. 1997 (Texto para Discussão, 57).

- KMENTA, J. *Elementos de econometria*. São Paulo: Atlas, 1990.
- KRUEGER, A. B., SUMMERS, L. H. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. *Econometrica*, v. 56, n. 2, p. 259-293, Mar. 1988.
- LANGONI, C. G. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- LEIBENSTEIN, H. The theory of underemployment in backward economies. *The Journal of Political Economy*, n. 2, p. 91-103, Apr. 1957.
- LEWIS, A. O desenvolvimento econômico com oferta ilimitada de mão-de-obra. In: AGARWALA, N. A., SINGH, S. P. (coords.). *A economia do desenvolvimento*. São Paulo: Companhia e Editora Forense, 1969.
- LIANOS, T. P. Impact of minimum wages upon the level and composition of agricultural employment. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 54, n. 3, p. 477-484, Aug. 1972.
- LOPEZ, M. R. O desemprego disfarçado na agricultura. *Revista Brasileira de Economia*, v. 23, n. 4, p. 23-44, 1969.
- MACEDO, R. B. M., GARCIA, M. E. *Observações sobre a política brasileira de salário mínimo*. São Paulo: IPE/USP, 1978 (Texto para Discussão, 27).
- . Salário mínimo e a taxa salarial no Brasil: comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 1.013-1.044, 1980.
- MELLO, D. M. C. *Bóia-fria: acumulação e miséria*. Petrópolis: Vozes, 1975.
- NERI, M. O reajuste do salário mínimo de maio de 1995. *Anais do X Encontro Brasileiro de Econometria*. Recife: SBE, v. 2, p. 645-666, 1997.
- NEUMARK, D., WASCHER, W. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: comment. *American Economic Review*, v. 90, n. 5, p. 1.363-1.396, 2000.
- NICHOLLS, W., PAIVA, R. M. *Ninety-nine fazendas: the structure and productivity of Brazilian agriculture, 1963: the Cariri Region of Ceará*. Nashville: Graduate Center for Latin American Studies, Vanderbilt University. Rio de Janeiro: FGV, 1966.
- . *Ninety-nine fazendas: the structure and productivity of Brazilian agriculture, 1963: the Agreste Region of Pernambuco: Caruaru*. Nashville: Graduate Center for Latin American Studies, Vanderbilt University. Rio de Janeiro: FGV, 1967.
- PALMER-JONES, R., PARIKH, A. The determination of agricultural wage in Bangladesh. *Journal of Agricultural Economic*, v. 49, n. 1, p. 111-133, 1998.
- PARKS, R. W. Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially contemporaneously correlated. *Journal of the American Statistical Association*, v. 62, p. 500-509, 1967.
- REICH, M., GORDON, D. M., EDWARDS, R. C. A theory of labor market segmentation. *American Economic Review*, v. 63, n. 2, p. 359-365, 1973.
- REZENDE, G. C. Interação entre mercados de trabalhos e razão entre salários rurais e urbanos no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 15, n. 1, p. 47-67, 1985.

- SABÓIA, J. L. M. A controvérsia sobre o salário mínimo e a taxa de salários na economia brasileira — novas evidências. *Revista de Economia Política*, v. 5, n. 2, p. 39-66, 1985.
- SAS INSTITUTE. *SAS/ETS software applications guide 2: econometrics modeling, simulation and forecasting*. Version 6, Cary, 1993.
- SAYLOR, R. G. Procura e oferta de mão-de-obra agrícola no Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, v. 21, n. 3, p. 129-146, 1974.
- SCHUH, G. E. An econometric investigation of the market of hired labor in agriculture. *Journal Farm Economic*, v. 44, n. 2, p. 307-321, May 1962.
- SCHULTZ, T. W. *A transformação da agricultura tradicional*. São Paulo: Zahar, 1965.
- SILVA, J. G. O “bóia-fria”: entre aspas e com os pingos nos is. *A mão-de-obra volante na agricultura*. Botucatu: FCA/Departamento de Economia Rural, 1982.
- SOUZA, P. R., BALTAR, P. E. Salário mínimo e a taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 629-659, 1979.
- . Salário mínimo e taxa salarial no Brasil: réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 1.045-1.058, 1980.
- STADUTO, J. A. R. Contratos no mercado de trabalho agrícola: o caso das cooperativas de trabalhadores rurais. *Anais do III Congresso Internacional de Economia e Gestão de Negócios/Networks Agroalimentares*. Ribeirão Preto: Pensa, 2001.
- . *Determinação dos salários na agropecuária brasileira — período de 1971 a 1996*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2002 (Tese de Doutorado).
- TAUBMAN, P., WACHTER, M. L. Segmented labor markets. In: ASHENFELTER, O. C., LAYARD, R. *Handbook of labor Economic*. Amsterdã: North-Holland, 1986.
- WALLACE, T. D., HUSSAIN, A. The use error components models in combining cross-section and time-series data. *Econometrica*, v. 37, p. 55-72, 1969.
- YOUMANS, R., SCHUH, G. E. An empirical study of the agricultural labor market in a developing country, Brazil. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 50, n. 4, p. 943-961, Nov. 1968.

(Originais recebidos em fevereiro de 2002. Revistos em junho de 2002.)