

AUTO-AVALIAÇÃO DA SAÚDE DOS TRABALHADORES OCUPADOS NO SETOR AGRÍCOLA BRASILEIRO: UMA ANÁLISE REGIONAL A PARTIR DO SUPLEMENTO SAÚDE DA PNAD 1998

BRAZILIAN AGRICULTURAL WORKERS MORBIDITY SELF-ASSESSMENT: A REGIONAL ANALYSIS BASED ON HEALTH SUPPLEMENT OF PNAD 1998

Angela M. C. Jorge CORRÊA^a
Idemauro Antonio R. de LARA^b
Maria Imaculada Lima MONTEBELO^c
Francisco Constantino CRÓCOMO^d
Lineu MAFFEZOLI^e
Fabiola Cristina Ribeiro de OLIVEIRA^f

RESUMO

Neste trabalho analisam-se as condições de auto-avaliação de saúde dos trabalhadores ocupados no setor agrícola brasileiro, com base em informações disponíveis nos microdados da PNAD/1998, em seu Suplemento Especial de Saúde. Foram criadas categorias para a variável resposta (morbidade) e para as variáveis explicativas. Visando a estudar as condições de morbidade, ajustaram-se modelos lineares generalizados (Modelo Logístico) para modelar a probabilidade de uma pessoa declarar sua situação de saúde como sendo boa como função de covariáveis sócio-econômicas, para o Brasil e suas grandes regiões. Os modelos que melhor se ajustaram aos dados foram selecionados via análise de *Deviance*. Verificou-se que, entre as pessoas ocupadas no setor agrícola, as variáveis idade e educação são as de maior força explicativa na condição de morbidade. De modo geral, trabalhadores mais jovens e/ou com mais instrução tendem a declarar sua saúde como sendo boa ou muito boa. Os resultados também sinalizam para a necessidade de políticas públicas que visem a reformas estruturais não somente quantitativas, mas, sobretudo qualitativas na política educacional brasileira.

Palavras-chave: Morbidade, Pessoal Ocupado Agrícola, Modelo Logístico, Razões de Chance.

^a Pesquisadora associada - UNIMEP; CPA – Consultores e Pesquisadores Associados. e-mail: angelajcorrea@uol.com.br

^b FACEN-GAMEQ Universidade Metodista de Piracicaba e-mail: -mail: ialara@unimep.br

^c FACEN-GAMEQ Universidade Metodista de Piracicaba e-mail: milmonte@unimep.br

^d FGN – Curso de Ciências Econômicas - Universidade Metodista de Piracicaba e-mail: fcrocomo@unimep.br

^e Docente da Faculdade de Ciências Econômicas da PUC-Campinas - lineu@puc-campinas.edu.br

^f Bolsista PIBI/ CNPq - Universidade Metodista de Piracicaba - e-mail: fcr_oliveira@yahoo.com.br

ABSTRACT

In this paper, health conditions of worker's engaged in the Brazilian agricultural economic sector, according to self-assessment evaluation, are analyzed, based on available information from microdata database of PNAD/1998 (National Household Sample Survey), and in its Special Supplement on Health. Categories have been created to the variable response (morbidity) and to the explanatory variable. Aiming at studying the morbidity conditions, linear generalized models were adjusted (Logistic Model) to measure the probability of a person to declare his health condition as being good, standing as a function of some socioeconomic co-variables, for Brazil and its regions. The models which best adjusted to the data were selected by Deviance Analysis. It was verified that, among the people employed in the agricultural sector, age and education variables are of the greatest explicative force in the morbidity condition. Generally, younger and/or more educated workers tend to declare their health as being good or very good. The results also seem to indicate a need for public policies which aim at structural reforms not only quantitative, but above all qualitative, in the Brazilian education.

Key words: morbidity condition, agriculture worker, logistic model, odds ratio.

1. Introdução

O Brasil é um país de contrastes entre riqueza de recursos e situação de pobreza da população. Assim, uma das peculiaridades da pobreza no país refere-se ao fato de que, apesar de apresentar um enorme contingente de pessoas que vivem abaixo da linha de pobreza, não pode ser considerado um país pobre, já que a origem dessa pobreza não está associada à escassez de recursos. Os elevados níveis de pobreza que marcam a sociedade brasileira são determinados, principalmente, pela perversa desigualdade na distribuição da renda.

De acordo com Barros, Henriques e Mendonça (2000), em 1999, aproximadamente 14% da população brasileira vivia com uma renda familiar *per capita* inferior a linha de indigência, e 34% com renda abaixo da linha de pobreza. O que, em números absolutos significa de 53 milhões de pobres, dos quais 22 milhões são indigentes, o que certamente gera graves conseqüências sobre a saúde destes indivíduos.

No que se refere ao setor agrícola brasileiro, vários estudos empíricos apontam para o contínuo crescimento da desigualdade de rendimentos entre as pessoas ocupadas, em diferentes momentos econômicos. Além disso, o elevado patamar de concentração de rendimentos, aliado aos diferentes níveis de rendimento médio entre as regiões geográficas, traduz-se em elevados índices de pobreza, contribuindo para aprofundar os históricos desequilíbrios regionais que marcam o padrão de desenvolvimento econômico do país (Ver, entre outros, Corrêa 1998 e 2001; Hoffmann 1990).

Paralelamente a esse quadro de desigualdade e pobreza, nos últimos anos observa-se um crescimento expressivo das pesquisas na área da economia da saúde, podendo tal fato ser creditado, de uma parte, à instituição do Sistema Único de Saúde e ao crescimento do mercado de planos privados de saúde e, de outra, ao desenvolvimento de pesquisas domiciliares em que o tema da saúde encontra-se presente. Segundo Andrade (2002), o Suplemento Saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1998, constitui-se na primeira fonte de informações

sobresaúde individual de maior amplitude realizada no país, suplemento este que permitiu o desenvolvimento de vários trabalhos sobre condições gerais de saúde e acesso aos serviços de saúde no Brasil.

A partir da Constituição de 1988, as políticas de saúde passaram a ser consideradas um “*dever do Estado e um direito do cidadão*”. Segundo o Artigo 196 da Constituição brasileira, a saúde é um direito de todos e um dever do Estado, devendo ser garantida por intermédio de políticas sociais e econômicas, que visem à redução do risco de doença e de outros agravos. Segundo Neri e Soares (2002), a questão da equidade em saúde, na Constituição de 1988, foi considerada em termos de igualdade no acesso aos serviços de saúde, considerando que a mesma garantiu “*a universalidade da cobertura e do atendimento, com o propósito de fornecer igual oportunidade de acesso aos serviços de saúde para indivíduos com as mesmas necessidades*”. O estabelecimento desse direito, entretanto, depende da sustentabilidade do sistema, o qual está atrelado a aportes financeiros que extrapolam a capacidade de financiamento do setor, fazendo com que a paridade do poder de compra dos serviços de saúde mantenha-se favorável aos indivíduos com maior poder aquisitivo. Dessa forma, apesar do estabelecimento do acesso universal a cobertura no atendimento, este não foi o bastante para impedir o crescimento do mercado de planos de saúde, a despeito do volume da produção das ações e serviços do Sistema Unificado de Saúde (SUS).

Como bem afirmam Andrade e Lisboa (2001), “*esse modelo misto, de provimento e financiamento, torna necessário o entendimento de diversas questões em economia da saúde que antes não eram importantes*”. Nessa direção, se durante os anos 80 e parte dos 90 o foco dos estudos em economia da saúde encontrava-se no financiamento e na gestão dos serviços públicos, nos últimos anos, as pesquisas buscam incorporar os aspectos relativos à questão de equidade, seja em respeito às condições de saúde dos distintos grupos sociais, seja tratando as diferenças do

acesso aos serviços de saúde – público “versus” privado – e as desigualdades nos gastos em assistência à saúde.

Nesse sentido, Lunes (2000) afirma em seu trabalho que existe uma relação bastante clara entre o desempenho econômico de uma sociedade e as chamadas doenças da pobreza, como as infecções e desnutrição, que são reflexos do impacto da situação econômica de um país e de seu estágio de desenvolvimento, sobre as condições de vida e o bem-estar da população. Entretanto, esse é apenas um dos aspectos de uma estrutura mais complexa de inter-relações entre as variáveis socioeconômicas e as relacionadas à saúde. Assim como o processo de desenvolvimento econômico implica em importantes modificações na estrutura e organização social de um país, as variáveis econômicas afetam também sua estrutura demográfica e a construção das políticas públicas.

Em se tratando de desenvolvimento econômico, é *mister* destacar que um dos seus principais objetivos é proporcionar melhorias no padrão de vida do cidadão médio de um país. Assim sendo, tais melhorias podem ser alcançadas através de aumentos na renda média *per capita*, o que exige um modelo razoável de distribuição de renda, mas também podem ser alcançadas através de políticas públicas que proporcionem à esse cidadão melhorias na sua saúde, nas condições de trabalho e na educação, dentre outros aspectos relevantes.

As intensas transformações de alguns indicadores de morbimortalidade da população brasileira nas últimas décadas, como destacam Barreto e Carmo (2000), em especial o aumento significativo da expectativa de vida e a redução nas taxas de mortalidade infantil e por doenças infecciosas, implicam na idéia de que houve melhorias significativas nos padrões de saúde dos brasileiros. Contudo, tais modificações ocorrem de forma heterogênea nos diferentes espaços sociais, onde se tem a consolidação de novos problemas e a persistências das grandes endemias, simultaneamente a uma crise generalizada do sistema de assistência à saúde.

Cabe ainda notificar que a perversa distribuição de rendimentos, associada à fragilidade da organização política dos segmentos excluídos, além dos elevados índices de desemprego e subemprego, que resultam em precárias condições de vida de expressiva parcela da população, são alguns dos problemas que determinam as condições de saúde e tornam complexo o desempenho dos serviços de saúde no Brasil (OPAS, 2001, p. 1).

Dentro desse contexto de desenvolvimento econômico, marcado por realidades regionais díspares, este presente trabalho pretende identificar algumas relações entre variáveis socioeconômicas e condições de saúde. As variáveis consideradas como explicativas para a condição de saúde, entre os ocupados na agricultura no país (Grandes regiões e estados, exceto a região Norte), neste estudo, foram sexo, escolaridade, idade, cor ou raça, renda e local de residência. Os dados são obtidos a partir de uma amostra de pessoas ocupadas no setor agrícola com base no Suplemento Saúde da PNAD 1998.

2. Metodologia

A PNAD é a maior fonte de informações para as pesquisas/estudos até o momento desenvolvidos na área de saúde. Além do mais, como se sabe, a pesquisa da PNAD é de qualidade reconhecida, extremamente confiável e tem sido utilizada por cientistas sociais, economistas e sociólogos, tanto para subsidiar o planejamento e a elaboração de políticas públicas de diversos setores, quanto em estudos sobre a situação socioeconômica geral da população brasileira. Uma de suas características é a adição de suplementos temáticos ao corpo básico da pesquisa para o estudo de assuntos específicos,

sendo que em 1981, 1986, 1988 e em 1998 o suplemento foi dedicado a questões de saúde¹. Ressalta-se, entretanto, que as questões introduzidas nos suplementos de 1981, 1986 e 1988 foram específicas a uma dada área de saúde, não possibilitando análises mais amplas sobre o tema. Na realidade, segundo Andrade (2002), o suplemento de 1998 foi efetivamente a primeira fonte de informações sobre saúde individual com maior amplitude realizada no país.

Esse estudo foi desenvolvido com base em informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – Suplemento Saúde, 1998. Destaca-se que as amostras constituídas para este estudo abrangem o Brasil em geral, a região Sul e seus estados. Todavia, a PNAD dispõe de informações para o Brasil e para as regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste, com exceção da área rural da região Norte.

Cabe notar que existem críticas importantes concernentes aos dados da saúde, as quais podem subsidiar a investigação dos aspectos da saúde entre as pessoas ocupadas na agricultura. Desse modo, uma das principais críticas destacadas pela literatura diz respeito à pergunta *“De um modo geral, considera o seu estado de saúde como: muito bom, bom, regular, ruim ou muito ruim?”*, acerca da auto-avaliação do estado de saúde, pois nela o entrevistado responde sobre as condições de sua saúde, desprovido de um laudo médico. Além disso, em casos em que o morador maior de 14 anos não se encontrava no domicílio no momento da aplicação do questionário, uma outra pessoa² do domicílio ou de fora dele prestou depoimento acerca da saúde desse indivíduo.

Sendo assim, em concordância com Andrade (2002), essa pergunta consiste numa medida subjetiva do estado de saúde individual,

¹ Após a conclusão deste trabalho foram divulgados os resultados da PNAD 2003, que também inclui um Suplemento Especial de Saúde.

² Na parte 13 do questionário, sobre as características de saúde dos moradores, a primeira variável preenchida pelo pesquisador é: “O informante desta parte é: parte não informada, a própria pessoa, pessoa não moradora do domicílio, outra pessoa moradora do domicílio”. (PNAD-IBGE, 1998)

porque a resposta de cada pessoa depende das expectativas e informações que esta possui sobre o seu próprio estado de saúde, e em certos casos, como discutido anteriormente, a avaliação da saúde passa a depender das informações que o indivíduo possui sobre o outro. Para complementar esse debate, Dachs (2002) contribui ao argumentar que esse tipo de pergunta sempre apresentará problemas, pois diferentes pessoas, grupos sociais e étnicos possuem concepções distintas para oferecer como resposta. Em virtude dessa discussão, como forma de superar a fragilidade dos dados, optou-se por analisar no presente estudo apenas os indivíduos que declararam o seu próprio estado de saúde, procurando com isso evitar maior grau de subjetividade nos resultados.

Contudo, embora existam críticas, a PNAD é uma coleta oficial de dados que abrange os perfis individuais e domiciliares, e seu suplemento saúde torna possível a abertura de um campo de pesquisa importante e pouco aprofundado no meio científico brasileiro.

Frente ao exposto, o passo inicial foi extrair uma amostra da população de pessoas ocupadas na agricultura, aplicando-se as restrições utilizadas nos trabalhos anteriores sobre desigualdade de rendimentos já desenvolvidos pelo grupo, ou seja:

- ocupados³ na agricultura brasileira, considerando o Brasil como um todo e nas grandes regiões (exceto região Norte), porém incorporando dados de Tocantins;

- com 15 anos ou mais de idade (para permitir que o indivíduo possa ter concluído o primeiro grau de ensino básico);

- que trabalham 15 horas ou mais por semana (procurando-se estabelecer um número mínimo semanal de horas trabalhadas de forma a representar, minimamente, ocupação em turno parcial) e

- que auto-declararam o seu estado de saúde .

A partir dessa amostra, realizou-se uma análise exploratória de suas características (faixa etária, educação, renda, local de residência) e das condições de saúde das pessoas, de acordo com as características extraídas do perfil desta população. Visando a estudar as condições de morbidade, ajustaram-se modelos lineares generalizados Mccullagh e Nelder (1989) para o país como um todo e para cada uma das grandes regiões, excluindo-se a região Norte. Para tanto, foram criadas duas categorias de resposta para estado geral da saúde (Y), categoria 1: boa ou muito boa e categoria 0: ruim ou muito ruim. Adotando-se procedimento análogo para algumas variáveis explicativas, qualificadas em variáveis binárias (0, 1).

Admitindo-se as pressuposições probabilísticas de independência e probabilidade do sucesso π (saúde boa) constante para cada uma das categorias ocupacionais, tem-se um modelo binomial, cuja variável resposta é membro da família exponencial em forma canônica, ou seja:

$$f(y, \pi) = \exp \left\{ y \ln \left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) + m \ln (1-\pi) + \ln \binom{m}{y} \right\}$$

que m , neste caso, denota o tamanho da amostra, utilizando-se dos fatores de expansão da PNAD/98. A independência entre as observações é garantida pelo processo de seleção (sorteio) da PNAD (As respostas dos indivíduos são independentes). Quanto à suposição de probabilidade constante (característica elementar e fundamental de um modelo Binomial), também é possível admiti-la, pois embora o processo de amostragem, em nível de entrevista na PNAD, seja sem reposição (um mesmo indivíduo não é

³ Foram classificadas como ocupadas no período de referência especificado (semana de referência ou período de referência de 365 dias ou de menos de 4 anos) as pessoas que tinham trabalho durante todo ou parte desse período. Incluíram-se, ainda, como ocupadas as pessoas que não exerceram o trabalho remunerado que tinham no período especificado por motivo de férias, licença, greve etc. (PNAD-IBGE,1998)

entrevistado mais de uma vez, o que caracteriza a utilização de um modelo Hipergeométrico), quando a população é infinita do ponto de vista prático, esta probabilidade tende ser constante, pois o modelo Hipergeométrico aproxima-se consideravelmente do modelo Binomial. Esta

$$\eta = \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7$$

em que X_1, X_2, \dots, X_7 denotam as covariáveis adotadas neste estudo; idade (15 a 30 anos ou 30 anos ou mais); educação (menos de 3 de instrução ou 3 anos ou mais), local de residência (rural ou urbano), cor da pele (branca ou não branca), classes de renda familiar per capita (com duas classes: ≤ 1 s.m. ou mais de 1 s.m.), sexo (masculino ou feminino) e posição na ocupação (empregados e não empregados). O objetivo é modelar a probabilidade de uma pessoa declarar sua condição de saúde como sendo boa como função destas covariáveis. O modelo logístico também apresenta vantagens na interpretação da razão de chances (Paula, 2004). De fato, sabe-se que as probabilidades dos indivíduos classificarem a sua saúde como boa ou ruim podem ser vistas como as chances dos indivíduos pertencerem as categorias de morbidade 1 ou 0, respectivamente. Logo, a razão entre estas duas chances ou probabilidades (sucesso e fracasso) é definida como razão de chances. Particularmente, quando duas variáveis categóricas são independentes, esta razão é 1. O interesse, em geral, nestes casos é verificar se há ou não uma relação de dependência, a qual pode ser vista à medida que este quociente se afasta de 1. Ademais, como se visa à explicação desta razão de chances a partir das covariáveis, tem-se então:

$$\frac{\pi}{1-\pi} = \exp(\hat{\eta}),$$

que explicita a importância deste conceito em estudos envolvendo regressão logística.

Os modelos correntes que melhor se ajustaram aos dados foram obtidos a partir de uma

consideração é elementar e encontra-se em qualquer texto introdutório de Estatística Básica.

Nessas condições, admitindo-se ligação canônica (logarítmica), um modelo linear generalizado usual é o modelo de regressão logística:

seqüência de modelos encaixados (*stepwise, forward*), selecionados via análise de *Deviance* (Demétrio, 2002), a qual para o modelo proposto pode ser analiticamente expressa por:

$$S_p = \sum_{i=1}^n \left\{ y_i \ln\left(\frac{y_i}{\hat{\mu}_i}\right) + (m_i - y_i) \ln\left(\frac{m_i - y_i}{m_i - \hat{\mu}_i}\right) \right\} \sim \chi^2_{n-p}$$

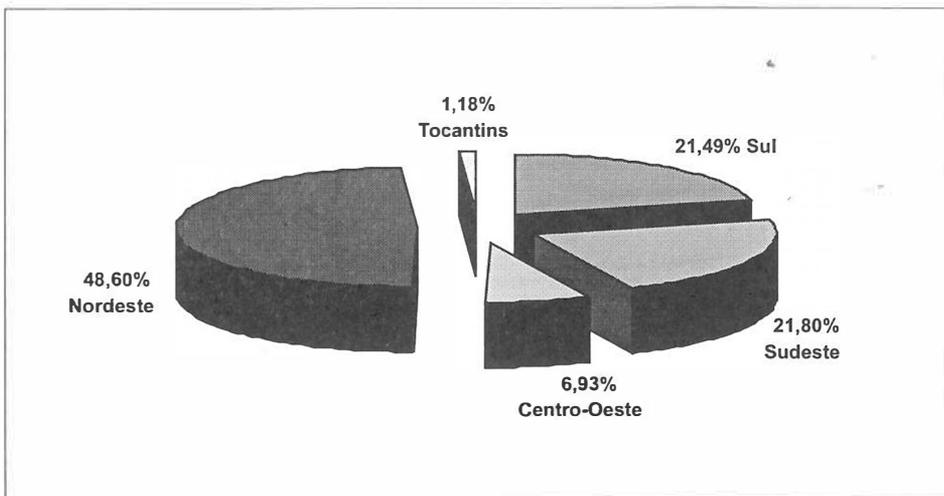
que assintoticamente tem distribuição de Qui-quadrado, com $n - p$ graus de liberdade, onde $\hat{\mu}_i$ e μ_i denotam os valores ajustados, no processo iterativo de *Newton-Rapson*, para os modelos corrente e saturado, respectivamente.

Nesse contexto, apresentam-se as estimativas dos parâmetros, bem como seus respectivos intervalos assintóticos de confiança. A análise é processada com auxílio dos *softwares SAS e R*, versão 2.0.1.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Ao assumir a restrição de trabalhar com as informações a respeito das condições e acesso à saúde daqueles ocupados agrícolas que se auto-avaliaram na PNAD 98, como forma de superar a fragilidade dos dados, verifica-se que havia no Brasil cerca de 6,3 milhões de pessoas ocupadas na agricultura que compunham a amostra em estudo. A Figura 1 mostra a distribuição da amostra de acordo com as macro-regiões, destacando a forte representatividade da região Nordeste.

Figura 1 – Amostra Brasil – PNAD 1998: participação percentual de Tocantins e grandes regiões.



Fonte: Microdados da PNAD 1998.

Com a relação à idade dos trabalhadores ocupados no setor agrícola brasileiro, registra-se sua forte assimetria negativa, ou seja, cerca de 73% têm mais de 30 anos, o que tem claras implicações com

a condição de morbidade. Este panorama é comum às grandes regiões, com maior incidência nas regiões Sul e Sudeste. Os valores dos percentuais por faixa etária encontra-se na Tabela 1.

Tabela 1 - Distribuição (%) das pessoas ocupadas na agricultura, segundo grupos selecionados de idade. Brasil, Tocantins e grandes regiões.

Classes de idade	BRASIL	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Tocantins
15 a 19	7,68	5,86	6,75	6,13	9,15	6,56
20 a 25	9,97	7,76	10,54	12,18	10,42	8,21
26 a 30	9,53	9,13	8,25	12,60	9,79	11,49
31 a 40	21,08	21,55	22,99	24,1	19,45	26,68
41 a 50	19,49	21,92	19,37	17,46	18,80	17,41
51 a 60	16,92	18,30	15,92	14,96	17,03	17,58
61 ou +	15,33	15,48	16,17	12,56	15,37	12,08

Fonte: Microdados da PNAD 1998.

No tocante à escolaridade, tem-se que cerca de 65% dos trabalhadores têm até 3 anos de estudo no agregado Brasil. Isto caracteriza, com certeza, a baixa escolaridade entre as pessoas ocupadas no setor agrícola do país.

Porém, cabe destacar também a grande disparidade entre as regiões, pois na região nordeste esse percentual é de cerca de 81% contrastando com a região Sul que é de cerca de 39% (Tabela 2).

Tabela 2 - Distribuição (%) das pessoas ocupadas na agricultura, segundo o nível de escolaridade. Brasil, Tocantins e grandes regiões.

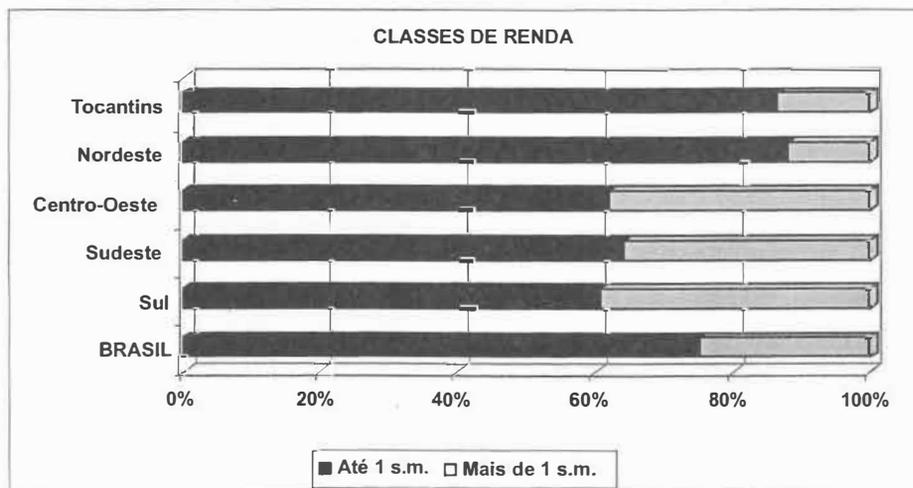
Nível de escolaridade (%)	BRASIL	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Tocantins
S/ instrução ou < 1 ano	37,23	14,59	27,63	28,07	52,72	42,68
1 a 3 anos	27,86	24,03	31,15	26,89	28,17	29,48
4 a 7 anos	28,31	49,79	31,87	35,40	16,32	23,16
8 a 10 anos	3,95	7,64	4,69	5,80	1,75	3,05
11 a 14 anos	2,21	3,54	3,72	2,83	0,87	1,64
15 anos ou mais	0,44	0,42	0,94	1,01	0,16	0,00

Fonte: Microdados da PNAD 1998.

Quanto ao perfil de distribuição de renda destes trabalhadores no Brasil, destaca-se a forte assimetria positiva, ou seja, o grande contingente com renda familiar *per capita* abaixo de 1 salário

mínimo, ou seja, 75%. Esse percentual se agrava nas regiões Nordeste e no Estado de Tocantins, com patamares de 88% e de 86% respectivamente (Figura 4).

Figura 4 - Distribuição (%) das pessoas ocupadas na agricultura, segundo as classes de renda consideradas. Brasil, Tocantins e grandes regiões.



Fonte: Microdados da PNAD 1998.

Ao investigar alguns determinantes nas desigualdades das condições de saúde dos ocupados agrícolas do país, através dos aspectos sócio-econômicos, verifica-se que existem variações conforme o sexo, a cor da pele, a posição ocupacional. Porém, as variações mais relevantes são constatadas segundo os grupos de idade e o nível de escolaridade, conforme apresentado na

Tabela 3. É natural que a situação de saúde de um indivíduo se torne mais precária conforme avance a idade, seguindo um ciclo natural da vida. Por isso, cerca de 92% dos ocupados agrícolas que se encontram na faixa etária de 15 a 20 anos consideram a situação de saúde boa e muito boa, ao passo que entre o grupo de mais de 61 anos esse percentual é de apenas 42%.

As discrepâncias da situação de saúde são de certa forma perversas entre os menos instruídos, pois em torno de 57% da população ocupada na agricultura brasileira sem instrução, ou que tenha freqüentado a escola num período menor do que

um ano, avaliou que seu estado de saúde é "normal", ao considerá-la muito boa e boa; entre aqueles que possuem de 11 anos a 14 anos de estudos esse universo se expande para 85% da população.

Tabela 3. Perfil da morbidade das pessoas ocupadas na agricultura brasileira segundo as características socioeconômicas, Brasil, 1998.

Característica socioeconômicas	Classificação de morbidade					Total
	Muito Bom	Bom	Regular	Ruim	Muito Ruim	
Grupos de idade						
15 a 19	40,10	51,81	7,47	0,62	0,00	100,00
20 a 25	38,17	50,28	10,41	1,04	0,10	100,00
26 a 30	29,07	51,02	18,22	1,54	0,14	100,00
31 a 40	22,65	49,91	24,71	2,63	0,10	100,00
41 a 50	13,92	45,43	34,86	5,30	0,49	100,00
51 a 60	8,56	38,64	43,18	8,78	0,83	100,00
61 ou mais	6,58	35,64	45,95	11,40	0,44	100,00
Posição na ocupação						
Empregado	25,78	49,59	20,52	3,90	0,21	100,00
Conta-própria	17,12	43,02	34,06	5,48	0,31	100,00
Empregador	21,33	42,44	31,94	3,24	1,05	100,00
Não remunerado	17,46	44,64	31,64	5,84	0,42	100,00
Sexo						
Masculino	22,25	45,65	27,05	4,74	0,31	100,00
Feminino	14,66	44,46	34,64	5,82	0,42	100,00
Cor ou raça						
Indígena	12,33	47,92	35,95	3,80	0,00	100,00
Branca	19,69	44,61	30,37	5,05	0,27	100,00
Preta	20,68	43,55	30,45	4,86	0,47	100,00
Amarela	27,79	54,45	13,90	0,00	3,86	100,00
Parda	19,36	45,93	29,07	5,27	0,37	100,00
Anos de estudos						
sem instrução / - 1 ano	15,53	41,61	34,82	7,48	0,55	100,00
1 a 3 anos	19,33	45,09	30,42	4,86	0,30	100,00
4 a 7 anos	22,62	48,53	25,40	3,27	0,17	100,00
8 a 10 anos	28,28	53,27	17,54	0,58	0,34	100,00
11 a 14 anos	32,94	52,29	14,15	0,62	0,00	100,00
15 ou mais	37,31	45,03	15,45	2,21	0,00	100,00
Regiões						
Sul	14,54	45,88	33,68	5,55	0,35	100,00
Sudeste	19,61	48,66	27,02	4,31	0,39	100,00
Centro-Oeste	19,41	50,49	26,01	3,42	0,67	100,00
Nordeste	21,90	42,91	29,43	5,48	0,28	100,00
Classes RFPC						
Até 1 s.m.	20,19	44,97	29,19	5,37	0,28	100,00
Mais de 1 s.m.	17,87	46,03	31,19	4,36	0,55	100,00
Local de Residência						
Urbano	19,71	42,73	31,03	6,09	0,44	100,00
Rural	19,59	45,87	29,35	4,87	0,33	100,00

Fonte: Microdados da PNAD 1998.

O modelo logístico ajustado para o Brasil como um todo foi:

$$\hat{\eta} = \ln \left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) = 3,76 - 1,99X_1 + 0,85X_2 + 0,37X_3 - 0,16X_4 + 0,12X_5 + 0,30X_6 - 0,46X_7$$

em que os coeficientes de Idade (X_1), Educação (X_2) e Posição na Ocupação (X_7), foram significativos ($p < 0,001$). Este modelo apresentou-se razoavelmente ajustado, já que a *deviance* obtida foi relativamente alta. A análise dos resíduos do modelo parece indicar a presença de superdispersão dos dados. Este fato provavelmente é causado pelas disparidades regionais características do Brasil como um todo e de suas macro-regiões. No entanto, o modelo obtido é suficiente para o estudo da razão de chances e a sua correlação com as covariáveis adotadas neste estudo. De fato, uma das questões centrais derivadas de um modelo de regressão logístico é a razão de chances.

Nesse contexto, trabalhando a partir deste modelo com as razões de chances, percebe-se que as variáveis com razão que mais se afastam de 1 são as que mais têm força explicativa na declaração da condição de morbidade (Tabela 4).

Para interpretá-la, é preciso considerar cada categoria de forma independente, mantendo fixos os demais fatores. O intervalo de confiança, obtido ao nível de confiança de 95%, constitui-se num instrumento de inferência importante para a razão de chances, pois em geral, tem-se interesse em investigar se ele contém ou não a razão 1, que indicaria independência entre as categorias. Como exemplo, temos a cor da pele, o intervalo é (0,718; 1,012), que inclui o valor 1, logo, podemos inferir que a probabilidade ou chance de declaração de saúde boa ou muito boa, independe da raça. Deste modo, entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira, de acordo com os dados da PNAD/1998, idade, educação, são variáveis indicadoras que mais interferem na probabilidade de uma pessoa declarar sua saúde como sendo boa ou muito boa. Há de se ressaltar ainda que estas variáveis, juntamente com a variável posição na ocupação, apresentaram significância estatística, a 1%, de acordo com o modelo logístico.

Tabela 4 - Razão de Chances a partir do modelo logístico ajustado para o Brasil e seus respectivos intervalos de confiança.

Saúde muito boa e boa	Razão de chances	Intervalo de confiança 95%	
Idade	0,136	0,098	0,190
Educação	2,340	1,890	2,897
Local de residência	1,443	1,189	1,750
Cor da pele	0,852	0,718	1,012
Classes de renda	1,122	0,917	1,372
Sexo	1,356	1,142	1,611
Posição na ocupação	0,633	0,514	0,778

Fonte: Microdados da PNAD 1998.

Esses indicadores de razão de chances estão na Tabela 3, na qual nota-se que a chance de uma pessoa declarar-se com saúde pior é relativamente maior nas faixas etárias mais elevadas, o que de certa forma reflete um ciclo natural da vida. Em particular, para a variável educação, registra-se que a chance de uma declaração positiva pelo

trabalhador agrícola é 2,34 vezes maior que a de um trabalhador com menos instrução. Há uma leve tendência de interferência do gênero, de local de residência e posição na ocupação, na qual, em geral, as pessoas do sexo masculino e/ou residentes na área rural e/ou empregados tendem a se auto declararem com estado de saúde melhor.

Tabela 5 - Razão de Chances a partir do modelo logístico ajustado para as Grandes Regiões e seus respectivos intervalos de confiança.

Regiões	Variáveis	Razão de Chances	Intervalo de Confiança 95%	
SUL	Idade	0,104	0,042	0,258
	Educação	2,995	2,059	4,356
	Local de residência	1,612	1,011	2,571
	Cor da pele	1,240	0,746	2,061
	Classes de renda	1,674	1,126	2,488
	Sexo	1,402	0,976	2,015
	Posição na ocupação	0,375	0,204	0,691
SUDESTE	Idade	0,233	0,115	0,471
	Educação	2,755	1,686	4,504
	Local de residência	1,868	1,230	2,839
	Cor da pele	0,908	0,611	1,351
	Classes de renda	1,199	0,775	1,857
	Sexo	1,386	0,913	2,104
	Posição na ocupação	0,647	0,422	0,992
NORDESTE	Idade	0,134	0,086	0,209
	Educação	2,091	1,404	3,115
	Local de residência	1,425	1,080	1,882
	Cor da pele	0,867	0,665	1,131
	Classes de renda	0,886	0,636	1,235
	Sexo	1,339	1,050	1,707
	Posição na ocupação	0,839	0,613	1,148
CENTRO-OESTE	Idade	0,076	0,018	0,317
	Educação	1,782	0,966	3,288
	Local de residência	0,934	0,474	1,841
	Cor da pele	1,021	0,573	1,819
	Classes de renda	0,936	0,519	1,685
	Sexo	0,715	0,326	1,570
	Posição na ocupação	0,483	0,261	0,895
TOCANTINS	Idade	0,263	0,127	0,546
	Educação	3,005	1,495	6,039
	Local de residência	1,907	0,938	3,878
	Cor da pele	1,105	0,574	2,129
	Classes de renda	0,961	0,414	2,232
	Sexo	2,109	1,051	4,233
	Posição na ocupação	0,651	0,348	1,219

Fonte: Microdados da PNAD 1998.

Ao considerar as grandes regiões brasileiras, registra-se um panorama muito similar ao do país como um todo, com algumas particularidades, explicadas por características intrínsecas ao contexto regional. Os resultados estão dispostos na Tabela 5. Assim, de um modo

geral, idade e educação se ratificam como covariáveis com grande força explicativa. Ademais, a região Nordeste do país retrata bem esta realidade nacional. Isto se deve ao fato de que ela representa cerca de 50% da mão de obra ocupada.

Em particular, nas regiões Sul e Sudeste, onde historicamente os índices em educação são mais elevados em relação às demais regiões, nota-se uma presença mais acentuada dessa variável para explicação da condição da morbidade. Na região Centro-Oeste, onde há uma predominância de pessoas ocupadas no setor agrícola com idade média maior, a idade foi a característica de maior peso explicativo na declaração da condição de saúde, seguida por educação. Como o único representante da região Norte, Tocantins apresenta algumas características particulares, pois, além das variáveis idade e educação, local de residência e sexo também parecem influenciar na morbidade.

4. Considerações Finais

A análise da auto-avaliação da saúde dos ocupados agrícolas brasileiros demonstra que há desigualdades socioeconômicas que se manifestam através do nível de escolaridade, da raça ou cor da pele dos indivíduos, da região geográfica, de gênero, da posição ocupacional e do local de residência. Destas variáveis, verifica-se que, entre as pessoas ocupadas no setor agrícola, idade e educação são as que mais têm “influência” para explicar a condição de morbidade, sendo os coeficientes do modelo logístico destas variáveis significativos a 1%. Estes resultados, a menos do fator renda, particularizam estudos já realizados acerca da condição de saúde através da PNAD, que indicam as covariáveis idade, educação e renda como significativas na explicação para a morbidade da população brasileira como um todo. Particularmente, entre os trabalhadores ocupados na agricultura brasileira, a renda não foi um fator preponderante com relação à morbidade dada a sua alta concentração. A importância destas variáveis pode ser observada também, pela razão de chances, tanto para o país como um todo (Tabela 4) como para as suas macro-regiões (Tabela 5).

Com base nestes resultados descritivos, de um modo geral, constata-se que trabalhadores mais jovens e/ou com mais instrução tendem a

declarar sua saúde como sendo boa ou muito boa. Esta dependência, em particular em relação à educação, fica explícita nas estimativas pontuais e intervalares para a razão de chances. Por outro lado, há de se destacar também que há uma variabilidade nestas estimativas de região para região. Tal fato certamente é determinado pelas disparidades regionais, sobretudo na questão da educação e renda. Como se sabe, as regiões Norte e Nordeste do país detêm os piores índices referentes às taxas de analfabetismo e desigualdade de distribuição de rendimentos, o que certamente tem correlação com a questão da saúde, pois educação pode implicar em renda média maior, o que, por sua vez, permite um maior acesso aos serviços de saúde.

Ainda com relação às disparidades regionais do Brasil, embora no presente trabalho não se tenham apresentado resultados das condições de acesso ao serviço de saúde, vale a pena ressaltar a correlação negativa e perversa que caracteriza a dependência dos trabalhadores ocupados na agricultura, pois enquanto o SUS propõe um sistema público único para todos os brasileiros, isto é, como direito de todos e dever do Estado, na prática observa-se que o SUS vem sendo cada vez mais destinado aos que não têm acesso ao sistema de saúde privado. Além disso, há uma tendência de que os recursos dos sistemas de saúde no país sejam maiores nas regiões Sul, Sudeste, o que é um paradoxo se admitirmos a necessidade de oferta maior para as regiões menos desenvolvidas, como a Norte e a Nordeste. Contudo, é preciso dizer que algumas ações importantes foram implementadas, como a criação do Piso de Atenção Básica (PAB), o aumento dos municípios habilitados à gestão plena de seus sistemas e na definição de critérios para descentralização da gestão de recursos para o desenvolvimento de vários programas e ações, entre os quais se destaca o Programa Saúde da Família (PSF), criado em 1993 e que vêm crescendo sistematicamente, especialmente a partir do final dos anos 1990, podendo refletir melhoras nas futuras estatísticas de saúde. Estas considerações acerca dos serviços de saúde são importantes, pois não dá para analisar uma variável

social, mesmo sendo uma variável latente, como é a morbidade, descontextualizada do momento econômico e político.

Voltando à questão da auto-avaliação da saúde dos trabalhadores agrícolas, neste estudo, verificou-se a eficiência da modelagem estatística para explicar a condição de morbidade. Porém, as técnicas de diagnósticos para a análise dos modelos ajustados revelaram que os modelos estão razoavelmente ajustados, apresentado *deviance* (Desvios) altos. Há indicativos de que os dados têm uma superdispersão, problema caracterizado quando a variância amostral supera a variância esperada de acordo com o modelo proposto, o que de certa forma pode ser explicado pelo desenho amostral da PNAD (plano amostral complexo, baseado em estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais em seus estágios de seleção) e forma de coleta dos dados, haja vista que a saúde da pessoa não é diagnosticada, mas sim auto-declarada. Entretanto, os resultados sugerem que estudos sobre as condições de morbidade, que tenham como base as informações da PNAD de 1998, levem em consideração as variáveis educação e idade como indicativos de declaração de condição de saúde. Esta condição é importante ao se considerar necessidades de políticas públicas.

Considerando que a idade é, de fato, naturalmente um fator expressivo na condição de saúde, uma atenção especial deve ser dada a questão da educação. De fato, vários estudos sobre condições de desigualdade e pobreza no Brasil, nas últimas duas décadas, ratificam a importância da melhoria das condições de Educação, como uma medida que equalize os desequilíbrios e as desigualdades regionais. Nesse contexto, é fundamental a adoção de políticas públicas que visem a reformas estruturais não somente quantitativas, mas, sobretudo, qualitativas na Educação brasileira. A melhoria do nível educacional pode simultaneamente levar a uma redução nos diferenciais de rendimentos, elevação do bem estar da população e, conseqüentemente, contribuir para a qualidade de saúde. Adicionalmente as políticas públicas devem

priorizar o ensino básico, promover a educação dos adultos, sobretudo nas regiões menos favorecidas, como os estados da região Nordeste, que historicamente mantém os piores indicadores educacionais do país.

Referências Bibliográficas

ANDRADE, M. V. A saúde na PNAD. **Texto para discussão n. 170**. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2002.

ANDRADE, M. V. e LISBOA, M.s de B. A economia da saúde no Brasil. In: LISBOA, M. de B. e MENEZES-FILHO, N. A. (orgs). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Co-edição da Fundação Getúlio Vargas, Editora Contra Capa Livraria, 2001.

BARRETO, M. L. e CARMO, E. H. A. Mudanças em padrões de morbimortalidade: conceitos e métodos. In: MONTEIRO, C. (org.) **Velho e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças**. 2 ed. rev. e aumentada. São Paulo: Ucitec/ Usp, 2000.

BARROS, R.P., HENRIQUES, R. e MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo. **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.21-47.

CORRÊA, A. M. C. J. **Distribuição de rendimentos e pobreza na agricultura brasileira: 1981-1990**. Piracicaba: UNIMEP, 1998. 260 p.

CORRÊA, A. M. C. J. Evolução do rendimento médio, desigualdade e pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira: uma análise regional do período 1981-98. In: SEMINÁRIO "DESAFIOS DA POBREZA RURAL NO BRASIL", **Anais...** Rio de Janeiro, 2001. Disponível em: <www.ipea.gov.br>. Acesso em set. 2001 e CD Rom.

DACHS, N. W. Determinantes das desigualdades na auto-avaliação do estado de saúde no Brasil:

análise dos dados da PNAD/ 98. **Ciência e Saúde Coletiva**, ABRASCO, v. 7, n. 4, 2002. p. 641-670.

DEMÉTRIO, C. G. B. **Modelos Lineares Generalizados em Experimentação Agronômica**. Piracicaba: ESALQ/USP, 2002.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira. In: DELGADO, G. C., GASQUES, J. G. e VILLA VERDE, C. M. (orgs). **Agricultura e Políticas Públicas**. Brasília: IPEA, 1990.

IUNES, R. F. Mudanças no cenário econômico. In: MONTEIRO, C. A. **Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças**. São Paulo: Hucitec, 2000. p. 33-60.

McCULLAGH, P. NELDER, J.A. **Generalized Linear Models**. London: Capman and Hall, 2 ed, 1989.

MENDES, E. V. O Dilema do SUS. **Revista Radis: comunicação em saúde**. Rio de Janeiro, n. 25, p. 35, set. 2004.

NERI, M. e SOARES, W. L. Pobreza, ativos e saúde no Brasil. **Ensaio Econômicos da EPGE n. 465**. Rio de Janeiro: FGV, 2002. Disponível em www.fgv.br. Acesso em 12 set. 2004.

OPAS - Organização Pan-Americana da Saúde. **O perfil do Sistema de Serviços de Saúde no Brasil**. 2 ed., 2001, 35p. Disponível em <http://www.opas.org.br/>. Acesso em 20 de set. 2004.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS: Saúde. Rio de Janeiro: IBGE, **CD Rom**, 1998. Suplemento.

PAULA, G. A. **Modelos de Regressão com apoio computacional**. São Paulo: IME/USP, 2004.

Agradecimento: Os autores agradecem ao Dr. Fernando Gaiger Silveira - IPEA, pela sugestão e incentivos à investigação.