

Área ANPEC: Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia

**OS IMPACTOS DA SUBNUTRIÇÃO SOBRE A PRODUTIVIDADE DO TRABALHO:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A ÁREA RURAL DO BRASIL**

Guaracyane Lima Campêlo, doutora em economia, professora do curso de graduação de
Economia
e Finanças – Universidade Federal do Ceará (UFC- Sobral).
Endereço: Rua Anahid Andrade, 471, Centro – Sobral/Ceará,
Tel: (88)3613.2603
E-mail: guaracyane@ufc.br

João Mário Santos de França, doutor em economia ,professor do Curso de Pós-Graduação em
Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC).
Endereço: Avenida da Universidade, 2700. 2º Andar – Benfica, Fortaleza/Ceará,
Cep: 60020-181, Tel: (85) 3366.7751/(85)3243-7750- Fax:3243-3645
E-mail: joao.franca@ufc.br

Emerson Luís Lemos Marinho, doutor em economia, professor do Curso de Pós-Graduação
em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC).
Endereço: Avenida da Universidade, 2700. 2º Andar – Benfica, Fortaleza/Ceará,
Cep: 60020-181, Tel: (85) 3366.7751/(85)3243-7750- Fax:3243-3645
E-mail: emarinho@ufc.br

OS IMPACTOS DA SUBNUTRIÇÃO SOBRE A PRODUTIVIDADE DO TRABALHO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A ÁREA RURAL DO BRASIL

RESUMO

Neste artigo investigam-se os impactos da subnutrição sobre a produtividade do trabalho, analisando a armadilha da pobreza nutricional (APN). Verifica-se o efeito da ingestão de micronutrientes (ferro e vitaminas A, B1 e B2) e de calorias sobre as rendas dos chefes de famílias para os setores agrícola, não agrícola, conta-própria e outros empregos. Utiliza-se uma variação do método de Durbin e McFadden (1984) para correção de viés de seleção baseado em modelos *logit multinomiais*. Os dados foram provenientes das Pesquisas de Orçamento Familiar/IBGE de 2002-2003 e 2008-2009 para a área rural do Brasil. Os resultados demonstram que embora as deficiências de micronutrientes ainda persistam como problemas de saúde pública no Brasil, ocorreu uma melhora no período analisado.

Palavras-chave: Armadilha da pobreza em relação à nutrição, privação de calorias e micronutrientes, Modelo Logit Multinomial

Classificação JEL: C24, I32, J43

Área ANPEC: Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia

ABSTRACT

This paper investigates the impact of poor nutrition on labor productivity, analyzing poverty nutrition trap (PNT). It is verified the intake effect of micronutrients (iron and vitamins A, B1 and B2) and calories on householder's income among the agricultural, non-agricultural self-employment and other jobs subtypes. We used a variation of the Durbin and McFadden (1984) method to correct for selection bias based on multinomial logit models. The data came from the Household Budget Surveys/BIGS from 2002-2003 and 2008-2009 for the rural area of Brazil. The results shows that although micronutrient deficiencies still persist as a public health problem in Brazil, there is an improvement in the analyzed period.

Keywords: poverty nutrition trap, calorie and micronutrients deprivation, Multinomial Logit Model

JEL Classification: C24, I32, J43

Área ANPEC: Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia

1 INTRODUÇÃO

Grande parte da literatura recente em desenvolvimento econômico tem se preocupado com os determinantes de bem-estar que compõem as Metas do Milênio. Um dos elementos chaves no cumprimento desses objetivos é a redução da subnutrição. Nesse sentido, a proposta central desse estudo é investigar os impactos da subnutrição sobre a produtividade do trabalho. Em países densamente povoados prevalece a situação em que a demanda por trabalho é menor do que a oferta de trabalho. A falta de oportunidades no mercado de trabalho resulta em baixos salários. Nesse contexto, os pobres são duplamente prejudicados: não recebem rendimentos de ativos, pois não os possuem, e têm acesso restrito as oportunidades de trabalho.

Os micronutrientes e as categorias salariais poderiam indicar que uma política para aumentar a ingestão nutricional da população desnutrida pode levar ao aumento das receitas do salário. Isto indicaria a importância de uma política de fornecer suplementos nutricionais para a população privada. A questão crucial a ser verificada é se a melhoria da ingestão de nutrientes pode ter efeitos significativos sobre os rendimentos rurais e, portanto, sobre a possibilidade de quebra da armadilha, bem como a redução da pobreza na área rural do Brasil. Assim, o foco principal da política pública deveria ser a conscientização das implicações nutricionais. Isso indicaria a importância de uma política de prestação direta de suplementos nutricionais, além de políticas de redução direta da pobreza.

O efeito da ingestão nutricional na produtividade do trabalho e nas taxas de salários tem sido uma importante área de pesquisa para os economistas da área da saúde e nutricionistas. A hipótese do salário eficiência postula que em países em desenvolvimento (no caso o Brasil) que possuem particularmente baixos níveis nutricionais, os trabalhadores são fisicamente

incapazes de fazer o trabalho braçal, devido a isso sua produtividade é baixa, o que implica em baixos salários, em baixo poder aquisitivo e, portanto, baixos níveis de nutrição, completando o ciclo vicioso de miséria. Isso reduz as chances desses trabalhadores escaparem da Armadilha da Pobreza em relação à Nutrição (APN).

Dentre os trabalhos que testam empiricamente a existência da APN pode-se citar os de Strauss (1986), Thomas e Strauss (1997), Deolalik (1988), Barret (2002) e Jha, Gaiha e Sharma (2009). E os trabalhos que analisam os efeitos da deficiência de micronutrientes e de calorias na produtividade do trabalhador, em qual a literatura especializada tem se concentrado (STAMOULIS, PINGALI e SHETTY, 2004). No âmbito nacional, não existe uma literatura econômica sobre a importância da quantificação da deficiência de micronutrientes e de calorias na formação da armadilha da pobreza em relação à nutrição, e consequentemente o impacto dessa privação na produtividade do trabalho. Nesse sentido, este artigo tem como finalidade principal analisar a armadilha da pobreza em relação à nutrição (APN), verificando o efeito da ingestão de micronutrientes (ferro e vitaminas A, B1 e B2) e de calorias sobre as rendas dos chefes de famílias.

Para a consecução desses objetivos, utiliza-se uma variação do método de Durbin e McFadden (1984) para correção de vies de seleção baseado em modelos *logit multinomiais*, de acordo com Bourguignon, Fournier e Gurgand (2004). O interesse principal é prever as probabilidades de participação do indivíduo no mercado de trabalho e utilizá-las como determinantes da renda salarial para verificar a existência da hipótese da Armadilha de Pobreza em relação à Nutrição (APN). A base de dados é construída a partir das Pesquisas de Orçamento Familiar (POF) 2002-2003 e 2008-2009 para a área rural do Brasil.

O restante do trabalho está organizado em sete seções. Nas seções 2 e 3, faz-se, respectivamente, uma revisão da literatura sobre a privação alimentar e a armadilha da pobreza em relação à nutrição. A quarta seção apresenta uma metodologia que corrige o problema de vies de seleção baseada em modelos *logit multinomiais*. Na quinta seção são apresentados a base de dados e os modelos econométricos a serem estimados. Na sexta e sétima seções são realizadas, respectivamente, as análises dos resultados das estimações e as considerações finais.

2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DA PRIVAÇÃO ALIMENTAR E A ARMADILHA DA POBREZA EM RELAÇÃO À NUTRIÇÃO

Os trabalhos pioneiros que relacionam salários, nutrição e produtividade do trabalho expressos na forma inicial de hipótese de salário eficiência são apresentados por Leibenstein (1957), Mirrlees (1975) e Stiglitz (1976) entre outros. Postulam que a produtividade depende não linearmente da nutrição e um aumento na ingestão calórica dos trabalhadores gera ganhos de produtividade marginal e consequentemente salários maiores.

A hipótese dos modelos de salário eficiência baseados na nutrição conforme Mirrlees (1975) é que os altos salários poderiam aumentar a produtividade dos trabalhadores na medida em que estes com remunerações mais elevadas possam comprar mais alimentos, tornando-se mais nutridos e, portanto, mais dispostos e produtivos no trabalho.

Segundo Leibenstein (1957), a produtividade do trabalhador é determinada pelo seu salário, pois este possibilita a aquisição de alimentos que fornece energia ao trabalhador a qual permite ao trabalhador ser mais ou menos produtivo no trabalho. Nessa mesma perspectiva, o artigo teórico de Stiglitz (1976) relata a dependência da produtividade do trabalhador sobre o conteúdo nutricional de seu regime alimentar, isto é, o consumo de alimentos mais nutritivos tem impacto positivo na produtividade e, assim, nos salários. Em contrapartida, o estudo desenvolvido por Ahmed *et al.* (2007) constatou que não existiu um declínio significativo na privação de calorias na Índia no período de 1997 a 2003.

Existe uma literatura internacional que testa empiricamente a existência da APN. Usando dados de famílias da área agrícola de Serra Leoa na África no período de maio de 1974 a abril de 1975, Strauss (1986) quantificou os efeitos do status nutricional mensurado pela ingestão calórica na produção agrícola anual e produtividade do trabalho. Encontrou efeitos significativos e importantes da ingestão calórica no produto agrícola. Concluiu que uma ingestão adequada de calorias tinha correlação positiva com a produtividade das famílias.

Em uma pesquisa sobre o impacto de quatro indicadores na saúde (altura, índice de massa corporal, ingestão calórica per capita e a ingestão de proteínas per capita) nos salários dos trabalhadores brasileiros da área urbana, Thomas e Strauss (1997) usando a base de dados do Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF), entre agosto de 1974 e agosto de 1975, verificaram que esses quatro indicadores tiveram um efeito positivo e significativo nos salários, tal fato foi devido a melhora nas condições de saúde e nutrição dos pobres urbanos.

Em contraste, Deolalik (1988) utilizando uma regressão de dados de painel de efeitos fixos de uma equação de salários e produção agrícola rural do sul da Índia, no período de 1976 a 1978, descobriu que a ingestão calórica não afeta salários ou produtividade indicando que o corpo humano pode se adaptar a déficits no curto-prazo de ingestão calórica. Contudo, averiguou que o peso por altura afeta os salários e a produtividade e tal resultado indica que a subnutrição é um importante determinante da produtividade e dos salários.

Ao utilizar dados rurais da Índia no período de 1966 a 1969, Swamy (1997) comprovou que os salários fundamentados no modelo de salários eficiência baseados na nutrição são rígidos porque ao reduzi-los, se reduz a produtividade do trabalhador e aumenta o custo por unidade de eficiência do trabalho. Em um estudo teórico, Barret (2002) examinou que a deficiência de micronutrientes reduz a atividade física e cognitiva e, portanto a produtividade do trabalho. Tal deficiência reduz indiretamente a produtividade por aumentar a suscetibilidade do trabalhador a doenças e infecções.

Com o uso de dados do Banco Mundial de 1994 e 1996, Horton e Ross (2003) mostraram que a deficiência em ferro para dez países em desenvolvimento, como Honduras, Bangladesh, Nicarágua, Bolívia e outros é relacionada com a variedade de consequências funcionais com implicações econômicas, tal como a deterioração mental nas crianças e a baixa produtividade de trabalho nos adultos. Similarmente, Lorch (2001) mostra que a deficiência da vitamina A (caroteno) é uma séria forma de desnutrição que enfraquece o sistema imunológico e causa cegueira.

A deficiência de micronutrientes pode ter impactos profundos na produtividade e na performance do trabalhador conforme a argumentação teórica do estudo de Lukaski (2004). Especificamente, a deficiência da vitamina B1 pode causar fraqueza, diminuição da resistência, perda da musculatura e perda do peso; a deficiência da vitamina B2 pode conduzir a alterações na pele, na membrana mucosa e na função do sistema nervoso; a deficiência da vitamina A pode conduzir a perda de apetite e aumentar a propensão a infecções enquanto a deficiência de ferro conduz a anemia, deterioração cognitiva e anomalias do sistema imunológico. Logo, é importante examinar os efeitos da deficiência de micronutrientes e de calorias na produtividade do trabalhador, em qual a literatura especializada tem se concentrado (LAKDAWALLA, PHILIPSON e BHATTACHARYA, 2005).

Em uma análise sobre a deficiência de micronutrientes, Lakdawalla, Philipson, e Bhattacharya (2005) adotaram dados da Pesquisa Nacional de Nutrição e Saúde III (NHANES) que contém características demográficas, análises laboratoriais de amostras de sangue e informações nutricionais das famílias no período de 1988 a 1994 para os EUA. Estimaram modelos de probabilidade linear e conferiram como as deficiências nutricionais (vitaminas A e C, ácido fólico e anemia) variam com os preços dos alimentos, ou seja, preços menores melhoram a nutrição, visto que a obesidade é o efeito adverso do progresso econômico.

Uma lacuna existente na literatura especializada sobre nutrição, pobreza e salários é a negligência do impacto da privação de micronutrientes na produtividade do trabalho, ou seja, a possibilidade da existência da APN em relação aos micronutrientes. Uma importante contribuição nesse aspecto é dada por Weinberg (2003) que adotou o método de estimação dos mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) e examinou o impacto da deficiência de ferro na produtividade do trabalho na Índia rural no período de julho de 1993 a junho de 1994. Porém, o autor não modela o impacto da deficiência de micronutrientes aplicando o modelo da armadilha da nutrição em relação à pobreza.

No entanto, com o intuito de suprir essa lacuna, Jha, Gaiha e Sharma (2009) testaram a existência da armadilha da pobreza em relação à nutrição (APN) para o caso de calorias e quatro micronutrientes (caroteno, ferro, riboflavina e tiamina) para a Índia rural no período de janeiro a junho de 1994, para três categorias de salários (plantio, colheita e outros) para trabalhadores dos sexos feminino e masculino. Usaram um procedimento de seleção de amostra de Heckman (1976, 1979) e verificaram a existência da APN em dez casos, logo a deficiência de micronutrientes tem um impacto significativo na produtividade dos trabalhadores da área agrícola, principalmente os do sexo feminino.

Na literatura nacional especializada na área, destaca-se Castro (1932, 1946) como um dos pioneiros na temática da fome, pobreza, mortalidade e subnutrição infantil em que analisa as necessidades alimentares a partir de dados sobre o metabolismo dos brasileiros.

O referido autor realizou um estudo econômico da alimentação das classes operárias no Recife destacando as condições de vida dessa população, em que relata em seu livro *O Problema Fisiológico da Alimentação no Brasil* (1932). Concluiu que a maioria dos trabalhadores vivia com fome e morria de fome, dado o salário por eles recebido ser insuficiente para selecionar os alimentos de acordo com as calorias que forneciam e a quantidade que necessitavam. Em sua obra *Geografia da Fome* (1946), o referido autor apresentou o problema da subnutrição e da carência alimentar, ao demonstrar que o brasileiro apresentava deficiências alimentares (em proteínas, sais minerais e vitaminas) diversificadas nos mais diversos pontos do território do país.

No âmbito nacional, não existe uma literatura econômica sobre a importância da quantificação da deficiência de micronutrientes e de calorias na formação da armadilha da pobreza em relação à nutrição, e conseqüentemente o impacto dessa privação na produtividade do trabalho. O presente artigo visa suprir essa lacuna.

3 ARMADILHA DA POBREZA EM RELAÇÃO À NUTRIÇÃO

A curva de capacidade trata da relação entre a capacidade de trabalho que um indivíduo pode executar uma determinada tarefa e a quantidade de energia necessária para realizar determinado trabalho. A versão estilizada do relacionamento entre capacidade de trabalho e nutrição conforme Jha, Gaiha e Sharma (2009) é dada na Figura 1. Assume-se que a renda é sinônimo de nutrição, no sentido que toda a renda é convertida em nutrição, isto é, a renda obtida pelos pobres é gasta na sua totalidade com alimentos.

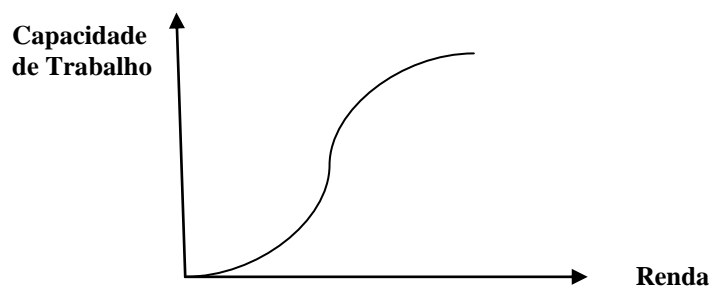
Para níveis muito baixos de renda, toda a energia ingerida de alimentos por um indivíduo vai para o *resting metabolism* que é a quantidade mínima de calorias que o corpo necessita para manter o corpo funcionando (respiração, temperatura do corpo, etc.). Segundo dados da (FAO, 2001), Organização das Nações Unidas para a Agricultura e Alimentação, a quantidade mínima dessa energia para um “homem de referência” brasileiro e com peso de 65 kg seria de 1.900 kcal/pessoa/dia. Durante essa fase, pouca energia é destinada ao trabalho, então a curva de capacidade de trabalho nesta região é próxima de zero. Quando o *resting metabolism* é preenchido, a energia adicional é direcionada para a energia requerida para

executar algum trabalho físico. A partir de certo nível de renda, a capacidade de trabalho aumenta rapidamente devido ao incremento da energia requerida para o trabalho.

Quando toda a energia do corpo humano obtida pela ingestão de alimentos está satisfeito, a capacidade de realizar trabalho aumenta a taxas decrescentes, devido ao limite natural imposto pelo corpo humano. Ou seja, para níveis muito baixo de renda, temos uma situação de rendimentos crescentes, e a partir de um certo valor de renda, temos a conhecida lei dos rendimentos decrescentes de escala. A não linearidade do gráfico representada por uma região convexa e uma região côncava representa a possibilidade de existência de desemprego involuntário, e a conseqüente persistência da pobreza.

O mercado de trabalho é um mecanismo de geração de renda e oportunidades para se adquirir uma boa saúde e nutrição. Segundo Dasgupta e Ray (1986) o movimento do mercado de trabalho pode ser prejudicado pelo problema da desnutrição, pois esta afeta a capacidade do corpo humano de realizar tarefas que geram renda. A pobreza pode conduzir à desnutrição, e esta provoca uma baixa capacidade de realizar trabalho o que acarreta em salários menores devido à sua baixa produtividade. Assim, boa parte da população pode estar presa em uma armadilha da pobreza devido ao problema da desnutrição.

Figura 1- Curva de Capacidade



Fonte: Jha, Gaiha e Sharma (2009)

4 CORREÇÃO DE VIÉS DE SELEÇÃO EM MODELOS LOGIT MULTINOMIAIS

Dentre as modalidades de seleção amostral existe aquela que surge quando a variável dependente é observada somente para um subconjunto definido da população, como, por exemplo, a variável renda que só é observada para os indivíduos com jornada de trabalho estritamente positiva. Nos casos mais simples, em que a observação da variável de interesse é determinada por uma variável binária, o problema de seleção endógena pode ser facilmente resolvido através do procedimento proposto por Heckman (1979), o qual consiste numa regressão de dois estágios sobre o sistema:

$$y_1 = x_1\beta_1 + u_1 \quad (1a)$$

$$y_2 = 1[x_2\delta_2 + v_2 > 0] \quad (1b)$$

em que (1a) é a equação que explica a variável de interesse em função de um vetor de características observáveis x_1 e de um distúrbio u_1 , chamada de equação estrutural; (1b) é a equação que explica a variável binária y_2 pelo vetor de características observáveis x_2 e pelas características não observáveis v_2 , chamada de equação de seleção; (x_1, x_2) são sempre observáveis e a variável y_1 é observada somente quando $y_2 = 1$.

Segundo Heckman (1979), estimadores consistentes de β_1 e γ_1 podem ser obtidos pela regressão de Mínimos Quadrados Ordinário (MQO) de y_{i1} sobre x_{i1} e $\hat{\lambda} \equiv \lambda(x_{i2}, \hat{\delta}_2)$, este

último um estimador de δ_2 obtido a partir da estimação prévia de um *probit* para (1b), em que

$$\lambda(\cdot) \text{ é a razão de Mills inversa, ou seja, } \lambda(x_2\delta_2) \equiv \frac{\phi(x_2\delta_2)}{\Phi(x_2\delta_2)},$$

Já em modelagens mais complexas, onde a seleção se dá em um processo de escolha discreta multinomial, segundo Bourguignon, Fournier e Gurgand (2004), a configuração do problema passa ter a seguinte estrutura:

$$y_1 = x\beta_1 + u_1 \quad (2a)$$

$$y_j^* = z\gamma_j + \eta_j, \quad j = 1, 2, \dots, M \quad (2b)$$

onde os distúrbios u_1 satisfazem $E(u_1/x, z) = 0$ e $V(u_1/x, z) = \sigma^2$; j representa uma variável categórica que descreve a escolha do agente entre as M alternativas baseadas nas “utilidades” y_j^* ; o vetores z e x contêm as variáveis que explicam as alternativas e a variável de interesse, respectivamente; e, sem perda de generalidade, assume-se que a variável y_1 é observada se, e somente se, a categoria 1 é escolhida, o que acontece quando: $y_1^* > \max_{j \neq 1}(y_j^*)$. Essa condição

equivale a $\varepsilon_1 < 0$ se definirmos: $\varepsilon_1 = \max_{j \neq 1}(y_j^* - y_1^*) = \max_{j \neq 1}(z\gamma_j + \eta_j - z\gamma_1 - \eta_1)$. Conforme demonstrado por McFadden (1973), assumindo-se que os (η_j) 's são independentes e identicamente distribuídos com a distribuição *Gumbel*, essa especificação leva ao modelo *logit multinomial*, com a probabilidade de resposta: $P(\varepsilon_1 < 0/z) = \frac{\exp(z\gamma_1)}{\sum_j \exp(z\gamma_j)}$.

Desta forma, partindo-se da expressão acima, estimativas consistentes dos (γ_j) 's podem ser facilmente obtidas por máxima verossimilhança, No entanto, o problema continua sendo como estimar o vetor de parâmetros β_1 levando-se em consideração que os distúrbios u_1 podem não ser independentes de todos os (η_j) 's, de forma que isso introduz alguma correlação entre as variáveis explicativas e o termo de distúrbios na equação de interesse (2a). Logo, estimativas por MQO de β_1 são inconsistentes.

Generalizando o procedimento de Heckman (1979), Bourguignon, Fournier e Gurgand (2004) mostram que a correção do viés de seleção pode ser baseada na média condicional de u_1 de maneira que $E(u_1/\varepsilon_1 < 0, \Gamma) = \int \int_{-\infty}^0 \frac{u_1 f(u_1, \varepsilon_1/\Gamma)}{P(\varepsilon_1 < 0/\Gamma)} d\varepsilon_1 du_1 = \lambda(\Gamma)$, onde,

$\Gamma \equiv \{z\gamma_1, z\gamma_2, \dots, z\gamma_M\}$ e $f(u_1, \varepsilon_1/\Gamma)$ é a densidade condicional conjunta de u_1 e ε_1 .

Concluem ainda que, como as relações entre os M componentes de Γ e as M probabilidades correspondentes podem ser invertidas, existe uma única função μ que pode ser substituída por λ tal que $E(u_1/\varepsilon_1 < 0, \Gamma) = \mu(P_1, \dots, P_M)$.

Destarte, estimativas consistentes de β_1 podem ser obtidas através de uma das duas regressões seguintes: $y_1 = x_1\beta_1 + \mu(P_1, \dots, P_M) + w_1$ ou $y_1 = x_1\beta_1 + \lambda(\Gamma) + w_1$ onde w_1 é o resíduo independente em média dos regressores.

Contudo, na medida em que a estimação de uma grande quantidade de parâmetros se faz necessária quando se têm um amplo número de alternativas, restrições sobre $\mu(P_1, \dots, P_M)$ ou, equivalentemente, sobre $\lambda(\Gamma)$, precisam ser impostas para manter o problema tratável, e é justamente em torno dessas restrições que os métodos propostos de correção de viés na literatura diferem entre si.

¹ $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são, respectivamente, a função densidade e a função de distribuição acumulada da Normal padrão,

No método proposto por Durbin e Mc Fadden (1984), a hipótese que se assume é a de linearidade entre os distúrbios, expressa em termos da média de u_1 condicional aos (η_j) 's por:

$$E(u_1/\eta_1, \dots, \eta_M) = \sigma \sum_{j=1, \dots, M} r_j (\eta_j - E(\eta_j)), \text{ com } \sum_{j=1, \dots, M} r_j = 0 \quad (3)$$

Isso implica que $E(u_1/\eta_1, \dots, \eta_M) = \sigma \sum_{j=2, \dots, M} r_j (\eta_j - \eta_1)$. A partir dessa condição e com base no modelo *logit multinomial*, Durbin e Mc Fadden (1984) obtiveram: $E\left(\eta_j - \eta_1/y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma\right) = \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln(P_1)$, $\forall j > 1$. Assim propuseram que o modelo descrito em (2a) e (2b) pudesse ser estimado por MQO através da seguinte equação:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \sigma \sum_{j=2, \dots, M} r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln(P_1) \right) + w_1 \quad (4)$$

Ao analisarem tal procedimento, Bourguignon, Fournier e Gurgand (2004) observaram que a hipótese (3) impunha uma forma específica de linearidade entre u_1 e as distribuições *Gumbel* dos (η_j) 's, restringindo assim a classe de distribuições permitidas para u_1 . Sugeriram então uma variação da hipótese que tornasse u_1 linear num conjunto de distribuições normais, permitindo, em particular, que u_1 fosse também normal com: $E(u_1/\eta_1, \dots, \eta_M) = \sigma \sum_{j=1, \dots, M} r_j^* \eta_j^*$ ²

em que r_j^* são as correlações entre u_1 e as variáveis normais padronizadas $\eta_j^* = J(\eta_j) = \Phi^{-1}(G(\eta_j))$, $j = 1, \dots, M$,³ Ademais, dada uma seleção amostral os autores derivaram as seguintes esperanças condicionais: $E\left(\eta_1^*/y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma\right) = m(P_1)$ e $E\left(\eta_j^*/y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma\right) = m(P_j)P_j/(P_j - 1)$ onde $m(P_j) = \int J(v - \log P_j)g(v)dv$, $\forall j$. Com isso concluíram que, após a modificação na hipótese, a equação de regressão (4) poderia ser expressa como:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \sigma \left[r_1^* m(P_1) + \sum_{j=2, \dots, M} r_j^* m(P_j) \frac{P_j}{(P_j - 1)} \right] + w_1 \quad (5)$$

De acordo com a equação (5), os fatores ou variáveis que corrigem o viés de seleção são definidos como $m_0 = m(P_1)$ e $m_j = m(P_{j+1}) \frac{P_{j+1}}{(P_{j+1} - 1)}$ para $j=1, 2, \dots, M-1$ em que σ_1^* , σ_2^* , σ_3^* , ..., σ_M^* são os respectivos parâmetros a serem estimados.

Aplicando experimentos de Monte-Carlo para comparar a performance dos métodos para correção de viés baseados em modelos *logit multinomial* (MLM), os autores verificaram ainda que, na maioria das vezes, o método proposto por Dubin e Mc Fadden (1984) é preferível tanto ao mais comumente utilizado, Lee (1983), quanto à alternativa semi-

² Note que (3) é um caso especial de (4) para $J(\eta_j) = \eta_j - E(\eta_j)$ e uma normalização sobre as correlações, posto que Dubin e Mc Fadden (1984) normalizam os erros, enquanto em (4) não há esta normalização devido à transformação não linear J.

³ Observe que para cada j, Bourguignon *et al.* (2004) assumiram que os valores esperados de u_1 e η_j^* são linearmente relacionados, o que se mantém particularmente sob a hipótese clássica que u_1 é normal e (u_1, η_j^*) é normal bivariada para qualquer alternativa j.

paramétrica proposta por Dahl (2002). Os experimentos mostraram também que o desempenho do modelo de Durbin e McFadden (1984) é bastante sensível à restrição de normalização imposta, e que a variação sugerida, embora geralmente menos robusta que a versão original, apresenta melhor performance quando a hipótese de normalização é violada. Além do mais, aparenta ser mais capaz de capturar termos de seleção intensamente não lineares. Por último, concluíram com as simulações de Monte-Carlo que a correção do viés de seleção baseada no modelo *logit multinomial* fornece correções suficientemente boas na equação de seleção, mesmo quando a hipótese da independência das alternativas irrelevantes (IIA) é violada.

5 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DA BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 2002-2003 e 2008-2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para todos os estados da área rural do Brasil, a partir da qual foram extraídas variáveis relacionadas à categoria “pessoa de referência da família” que corresponde aos chefes de família. A variável precipitação média pluviométrica foi construída com base nas informações fornecidas pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET).

Inicialmente, faz-se uso de um modelo *logit multinomial* em que as variáveis dependente e explicativas se encontram discriminadas no Quadro 1. Esse modelo estima os efeitos marginais sobre as probabilidades de resposta $P(ocup = 0)$, $P(ocup = 1)$, $P(ocup = 2)$ e $P(ocup = 3)$. Os sinais estimados permitirão verificar de que forma as variáveis explicativas afetam a decisão ocupacional dos indivíduos no mercado de trabalho.

Quadro 1. Descrição das variáveis para o Logit Multinomial

Variável Dependente	Descrição	Situação
Ocup	Decisão ocupacional	0 se trabalha no setor agrícola 1 se trabalha no setor não agrícola 2 se trabalha por conta própria 3 se trabalha em outros empregos
Variáveis explicativas para as características familiares		
Idche	Anos de idade do chefe de família	Numérica
Idcheq	Anos de idade ao quadrado do chefe de família	Numérica
adultm	Nº de homens adultos na família	Numérica
tamfam	Nº de componentes da família	Numérica
adultf	Nº de mulheres adultas na família	Numérica
Dsexo	<i>Dummie</i> de sexo do chefe de família	0 se mulher, 1 se homem
Pluv	Precipitação média pluviométrica	Numérica
Litoral	<i>Dummie</i> de localização	0 se o estado não está localizado no litoral, 1 se o estado está localizado no litoral

Fonte: Dados elaborados pelos autores a partir das POFs (2002-2003) e (2008-2009).

Adicionalmente, essas probabilidades de respostas serão utilizadas para construir os fatores ou variáveis que corrigem o problema de viés de seleção na estimação da equação rendimentos (5) como foi demonstrado na seção anterior. Nesse segundo estágio a estimação dessa equação de rendimentos permitirá verificar a hipótese de existência da APN.

Quadro 2. Descrição das variáveis para a regressão de segundo estágio.

Variável Dependente	Descrição
	Renda do setor agrícola Renda do setor não agrícola, Renda do setor por conta-própria Renda do setor outros empregos
Variáveis Explicativas das características familiares	
idche	Anos de idade do chefe de família;
idcheq	Anos de idade ao quadrado do chefe de família
adultm	Nº de adultos homens na família;
adultf	Nº de adultas mulheres na família
tamfam	Nº de componentes da família
anest	Anos de estudos médio do chefe de família
Dsexo	<i>Dummie</i> de sexo do chefe de família 0 se mulher, 1 se homem
Outras Variáveis Explicativas	
caloria	Quantidade de caloria <i>per capita</i> consumida do chefe de família
caloriaq	Quantidade de caloria <i>per capita</i> consumida ao quadrado do chefe de família
vitamB1	Quantidade de vitamina B1 <i>per capita</i> consumida do chefe de família
vitamB1q	Quantidade de vitamina B1 <i>per capita</i> consumida ao quadrado do chefe de família
vitamB2	Quantidade de vitamina B2 <i>per capita</i> consumida do chefe de família
vitamB2q	Quantidade de vitamina B2 <i>per capita</i> consumida ao quadrado do chefe de família
vitamA	Quantidade de vitamina A <i>per capita</i> consumida do chefe de família
vitamAq	Quantidade de vitamina A <i>per capita</i> consumida ao quadrado do chefe de família
ferro	Quantidade de ferro <i>per capita</i> consumida do chefe de família
ferroq	Quantidade de ferro <i>per capita</i> consumida ao quadrado do chefe de família
pcer	Preço médio dos cereais (arroz, aveia, milho, trigo, centeio e derivados)
poleo	Preço médio do óleo comestível
pacuc	Preço médio do açúcar
pfeij	Preço médio do feijão
pleit	Preço médio do leite
pluv	Precipitação média pluviométrica;
litoral	<i>Dummie</i> de localização: 0 se o estado não está localizado no litoral, 1 se está.

Fonte: Dados elaborados pelos autores a partir das POFs (2002-2003) e (2008-2009).

Nestes termos, estimam-se quatro regressões de rendimentos utilizando a equação (5) em que as variáveis dependentes são as rendas dos setores *agrícola, não agrícola, por conta própria* e de *outros empregos*. Além dos fatores que corrigem o viés de seleção, as demais variáveis explicativas utilizadas na estimação da equação (5) estão descritas no Quadro 2.

A escolha dos micronutrientes foi baseada na relevância dos mesmos na dieta alimentar dos brasileiros, de acordo com a Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA). Os preços médios dos alimentos foram selecionados baseados na importância desses itens na categoria dos alimentos no orçamento familiar brasileiro: os cereais e o feijão são os principais itens consumidos, o óleo comestível e o açúcar são os bens intermediários e o leite é um bem relativamente luxuoso para o pobre.

As variáveis explicativas para características familiares são as comumente utilizadas na literatura, como a idade do chefe de família, os anos médios de estudo, gênero do chefe de família, número de adultos masculinos e femininos. Outra variável como a precipitação média pluviométrica possui uma relação direta com as atividades do setor rural, podendo gerar desde uma grande produtividade até perdas parciais ou totais de uma safra influenciando assim na procura de emprego nesse setor. A variável de controle de localização do estado no litoral ou não, reflete os efeitos do nível de crescimento ou atraso econômico. Tal variável tem influência na procura por emprego, conforme a literatura teórica (JHA, GAIHA E SHARMA, 2009).

É importante salientar que as Pesquisas de Orçamentos Familiares - POF permitem avaliar de forma indireta a tendência de o consumo alimentar, por meio da estimativa de despesas efetuadas com a aquisição de alimentos para consumo no domicílio e os preços

praticados no mercado. Tais pesquisas têm algumas limitações, uma vez que não permitem informações sobre o consumo individual (com exceção da POF 2008-2009), a distribuição intrafamiliar dos alimentos e a quantidade de alimentos consumidos fora do domicílio.

Assim, para construir a participação de cada micronutriente no total de alimento consumido de cada família e o total de calorias *per capita* ingeridas, utilizou-se a Tabela de Composição Nutricional de Alimentos disponibilizadas pelo IBGE que consolidam dados referentes à composição nutricional dos alimentos da pesquisa de orçamento familiar. Estudos sobre padrões de consumo de alimentos no Brasil, ainda são bastante escassos. As POFs 2002-2003 e 2008-2009 são as únicas com abrangência geográfica nacional, incluindo as áreas urbanas (Brasil, estados e grandes regiões) e rurais (Brasil e grandes regiões) do país.

6 ANÁLISE DOS RESULTADOS

6.1 Resultados para o Brasil utilizando a POF 2002-2003

6.1.1 Resultados do modelo logit multinomial

A Tabela 1 a seguir apresenta os efeitos marginais obtidos do modelo Logit multinomial estimado de acordo com a especificação descrita no Quadro 1.

Tabela 1: Efeitos marginais para a amostra dos chefes de família para área rural do Brasil (2002-2003).

variável	P(ocup=0)			P(ocup=1)			P(ocup=2)			P(ocup=3)		
	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z
idche	-0,0156	0,002	0,0000	0,0099	0,003	0,0000	0,0073	0,003	0,0090	-0,0016	0,002	0,3080
idcheq	0,0001	0,000	0,0000	-0,0002	0,000	0,0000	0,0000	0,000	0,8650	0,0001	0,000	0,0000
adultm	-0,0141	0,009	0,1050	0,0123	0,007	0,0990	0,0018	0,009	0,8460	-0,0001	0,004	0,9860
adultf	-0,0356	0,010	0,0000	0,0450	0,008	0,0000	-0,0076	0,011	0,4910	-0,0018	0,005	0,7310
tamfam	-0,0022	0,003	0,4640	-0,0199	0,003	0,0000	0,0158	0,004	0,0000	0,0063	0,002	0,0010
Dsexo*	0,1901	0,011	0,0000	-0,1726	0,019	0,0000	0,1171	0,020	0,0000	-0,1346	0,017	0,0000
pluv	1,42E-06	0,000	0,0000	-1,12E-06	0,000	0,0000	-2,43E-07	0,000	0,4200	-6,45E-08	0,000	0,7600
litoral	-0,0632	0,010	0,0000	-0,0068	0,009	0,4410	0,0334	0,012	0,0050	0,0366	0,006	0,0000

(*) Variável *dummy* e dy/dx representa uma mudança discreta na variável *dummy* de 0 para 1. Obs.: O nível de significância adotado foi de 5%.

Fonte: resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2002-2003.

Os resultados apontam que quanto maior a idade maior é a probabilidade de se trabalhar nos setores não agrícola e por conta-própria. Desde que se admita que a idade represente os anos de experiência, os valores negativos e significantes da idade ao quadrado nos setores agrícola e não agrícola caracterizam uma relação côncava entre a experiência e o aumento da probabilidade de se trabalhar nesses setores. Em outras palavras, à medida que a experiência vai aumentando maiores são as probabilidades de se trabalhara nesses setores até certo limite quando então se verifica uma diminuição das mesmas.

Nos setores agrícola e não agrícola o número de adultos femininos na família contribui para que a chance de se estar empregado no primeiro setor diminua em 3,6 % e no último aumente em 4,5%. Já o número de adultos masculinos na família não apresenta nenhuma

influência nas probabilidades de se trabalhar em qualquer dos setores considerados nesse estudo.

O tamanho da família colabora para que a chance de estar empregado no setor não agrícola diminua em 1,99% e aumente em 1,6% e 0,63%, nos setores por conta própria e outros empregos, respectivamente. O chefe de família do sexo masculino em relação à mulher apresenta um decréscimo de 17,3% e 13,5% na chance de estar empregado no setor não agrícola e outros empregos, respectivamente, e um aumento de 19,01% e 11,71% de estar trabalhando no setor agrícola e conta-própria, respectivamente.

A precipitação média pluviométrica indica uma maior probabilidade de trabalhar na agricultura e uma menor chance no setor não agrícola. Por último, os indivíduos que moram em estados localizados no litoral têm uma maior probabilidade de estarem empregados nos setores por conta própria e outros empregos e uma menor probabilidade de trabalharem na agricultura. Tal variável tem implicações na procura por emprego, pois em geral, estados litorâneos possuem uma melhor infraestrutura e acesso mais fácil ao mercado de trabalho.

6.1.2 Resultados da estimação da Armadilha da Pobreza em relação à Nutrição (APN).

Os resultados estimados do modelo (5) para verificar a hipótese de existência da APN para os quatro setores estão expostos nas Tabelas A1 a A5⁴. Um sinal positivo e estatisticamente significativo do coeficiente estimado da variável nutriente *per capita* e um sinal negativo e significativo do coeficiente dessa mesma variável ao quadrado indicam a existência da APN em relação a esse nutriente. Para efeito de significância dos coeficientes estimados se considera os níveis de significância de 5% e 10%.

Para a área rural do Brasil, de acordo com os resultados da Tabela A1, observa-se o fenômeno da armadilha da pobreza em relação à nutrição no caso das calorias para os setores agrícola, por conta própria e outros empregos. Segundo os resultados das Tabelas A2 e A3, percebe-se o fenômeno da armadilha da pobreza em relação à nutrição no caso das vitaminas B1 e B2 para os setores agrícola, por conta própria e outros empregos, visto que os coeficientes dessas variáveis foram positivos e estatisticamente significativos. Na Tabela A4, verifica-se que os trabalhadores dos setores não agrícola, por conta própria e outros empregos estão sujeitos à armadilha da pobreza em relação à vitamina A. Para o nutriente ferro, constata-se na Tabela A5 que os setores agrícola, por conta própria e outros empregos também estão sujeitos à armadilha da pobreza.

No que se refere aos outros determinantes, o sinal estimado do coeficiente da variável média de anos de estudo se mostrou positivo e significativo em todas as regressões. Esse é um resultado padrão observado na maioria dos trabalhos empíricos que correlacionam renda e educação. Os coeficientes dos preços do açúcar e do óleo obtiveram um sinal negativo e significativo para as regressões de vitamina B2 e ferro (setor agrícola, nas Tabelas A3 e A5). Já para as regressões de calorias (setor agrícola na Tabela A1), o coeficiente do preço do óleo apresentou o mesmo resultado. As deficiências nutricionais variam com os preços dos alimentos, ou seja, preços menores melhoram a nutrição. Para as demais regressões, a variável preço se apresentou com sinal contrário ao esperado.

As variáveis de características familiares, como o número de adultos masculinos apresentou um sinal positivo e significativo para as regressões de calorias, de vitaminas B1, B2, A e de ferro nos setores agrícola, por conta própria e outros empregos de acordo com os resultados das Tabelas A1, A2, A3, A4, e A5, respectivamente. Os resultados das Tabelas A1, A5, A2 e A4 indicam que a variável adultos femininos exibiu coeficientes positivos e significativos para as regressões de calorias, ferro, vitamina B1 e A no setor por conta própria

⁴ As tabelas de nomenclatura A1 a A10 estão localizadas no apêndice.

e para a vitamina B2 no setor agrícola (Tabela A3). Isso significa que quanto maior o número de adultos na família trabalhando nesses setores, maior será a renda dos chefes de família. A idade dos chefes de família apresentou um efeito negativo sobre a renda no setor agrícola e essa variável ao quadrado teve um impacto positivo para a regressão de vitamina B2 (setor agrícola-Tabela A3). Isso parece indicar que os trabalhadores na fase inicial de sua vida laborativa ganham em média menos do que quando a partir de certa idade adquirem maior experiência.

O coeficiente estimado da variável litoral foi positivo e significativo na regressão de calorias, vitaminas B1, B2 e A no setor outros empregos, conforme os resultados das Tabelas A1, A2, A3, e A4. Todavia, os resultados das Tabelas A3 e A5 indicam que a variável localização apresentou um coeficiente negativo e significativo na regressão para vitamina B2 e ferro no setor agrícola. Isso evidencia que os trabalhadores agrícolas situados em estados litorâneos tendem a obter rendimentos menores que os trabalhadores no setor outros empregos, possivelmente pelo fato dos estados situados no litoral apresentam um maior dinamismo econômico. A variável precipitação média pluviométrica não apresentou significância estatística para o setor agrícola em nenhuma das regressões analisadas.

Na maioria das regressões realizadas alguns dos coeficientes estimados das variáveis m_0 , m_1 , m_2 e m_3 foram estatisticamente significantes demonstrando assim que a correção do viés de seleção realmente se fazia necessária.

6.2 Resultados para o Brasil utilizando a POF 2008-2009

6.2.1 Resultados do modelo logit multinomial

A Tabela 2 a seguir apresenta os efeitos marginais obtidos do modelo *Logit multinomial* estimado de acordo com a especificação descrita no Quadro 1.

Tabela 2: Efeitos marginais para a amostra dos chefes de família para área rural do Brasil (2008-2009).

variável	P(ocup=0)			P(ocup=1)			P(ocup=2)			P(ocup=3)		
	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z
Idche	-0,0105	0,004	0,0090	0,0029	0,004	0,4860	0,0058	0,004	0,1420	0,0018	0,002	0,24000
Idcheq	0,0001	0,000	0,1570	-7,90E-05	0,000	0,0670	0,0000	0,000	0,7820	8,32E-06	0,000	0,54900
Adultm	0,0675	0,015	0,0000	0,0171	0,016	0,2810	-0,0655	0,016	0,0000	-0,0192	0,007	0,00400
Adultf	-0,0492	0,019	0,0080	0,1255	0,019	0,0000	-0,0796	0,020	0,0000	0,0033	0,007	0,61100
tamfam	0,0036	0,007	0,6220	-0,0349	0,008	0,0000	0,0313	0,008	0,0000	0,0001	0,003	0,98600
Dsexo*	0,0699	0,028	0,0130	-0,1106	0,031	0,0000	0,0478	0,029	0,0950	-0,0072	0,012	0,53500
Pluv	1,83E-06	0,000	0,0010	-4,27E-07	0,000	0,4610	-6,22E-07	0,000	0,2620	-7,80E-07	0,000	0,00400
litoral	-0,0571	0,021	0,0070	0,0308	0,021	0,1480	0,0174	0,022	0,4250	0,0089	0,009	0,29600

(*) Variável *dummy* e dy/dx representa uma mudança discreta na variável *dummy* de 0 para 1. Obs.: O nível de significância adotado foi de 5%.

Fonte: resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2008-2009.

De acordo com os resultados dessa tabela, no setor agrícola quanto maior a idade do indivíduo menor é a chance de estar empregado. Nesse setor os anos de vida diminui a probabilidade de trabalho em 1,05%. Isso demonstra que quanto maior a idade, menor é a possibilidade de trabalhar no setor agrícola, possivelmente por que as atividades agrícolas exigem maior esforço físico dos trabalhadores. Esse mesmo resultado não se verifica para os demais setores. Ainda nesse setor, o número de adultos masculinos na família contribui para que a chance de estar empregado aumente em 6,75%. Por outro lado, o número de adultos femininos na família contribui para que a chance de estar empregado se reduza em 4,92%. Isso talvez reflita o fato de que, como no setor agrícola se exige maior vigor físico, a demanda por trabalhadores do sexo masculino é maior.

Em direção oposta, o número de adultos masculinos na família indica a redução de 6,55% na probabilidade de trabalhar no setor por conta própria e em 1,92% nos outros empregos. O número de adultos femininos na família contribui para que a chance de estar empregado no setor agrícola se reduza em 4,92% e em 7,96% no setor por conta própria. Isso evidencia que o trabalho feminino está associado a atividades que demandam menor esforço físico. Em direção oposta, no setor não agrícola, a possibilidade de obter emprego para mulheres aumenta em 12,55%.

A variável tamanho da família colabora para que a chance de estar empregado no setor não agrícola diminua em 3,49% e aumente em 3,13% no setor por conta própria. O chefe de família do sexo masculino em relação à mulher apresenta um decréscimo de 11,06% na chance de estar empregado no setor não agrícola e um incremento de 6,99% no setor agrícola. A precipitação média pluviométrica indica maior probabilidade de trabalhar na agricultura e menor nos setores não agrícola e outros empregos. A variável litoral demonstra que indivíduos situados em estados litorâneos têm menor probabilidade de estarem empregados no setor agrícola, uma vez que os estados costeiros brasileiros apresentam uma estrutura econômica mais desenvolvida.

6.2.2 Resultados da estimação da Armadilha da Pobreza em relação à Nutrição (APN).

De acordo com os resultados das Tabelas A6 a A10, somente o setor não agrícola está sujeito à armadilha da pobreza em relação às calorias. Nesse mesmo setor a armadilha da pobreza também é verificada para o caso do micronutriente ferro, conforme os resultados da Tabela A10. Analisando os resultados da Tabela A7, constata-se que ocorre a armadilha da pobreza nos setores não agrícola e por conta própria em relação ao nutriente vitamina B1. Na área agrícola observou-se o fenômeno da armadilha da pobreza em relação à vitamina B2 e ao ferro, como mostram os resultados da Tabela A8 e A10, respectivamente. Na Tabela A9, verifica-se que os trabalhadores do setor outros empregos estão sujeitos à armadilha da pobreza em relação à vitamina A.

Em relação aos outros determinantes, novamente os anos médios de estudo se mostraram correlacionados positivamente com a renda em todas as regressões e a precipitação média pluviométrica não apresentou significância estatística em nenhum dos setores estudados em todas as regressões analisadas. O preço do óleo apresentou sinal negativo e significativo para as regressões de calorias, ferro, vitaminas B1 e A (setor conta-própria-Tabela A6, A10, A7 e A9), e vitamina B2 (setores agrícola e conta-própria, Tabela A8). O número de adultos femininos na família apresentou um coeficiente positivo e significativo para a regressão utilizando vitamina B2 no setor agrícola, conforme resultados da Tabela A8). Alguns coeficientes estimados das variáveis m_0 , m_1 , m_2 e m_3 foram estatisticamente significantes em várias regressões indicando que se fazia necessária a correção do viés de seleção.

6.3 Resumo dos resultados da Armadilha da Pobreza em relação à Nutrição

Tabela 3: Resumo da Armadilha da Pobreza Nutricional para a amostra dos chefes de família para área rural do Brasil

Setores	Micronutrientes e calorias	
	2002-2003	2008-2009
Agrícola	Calorias, vitaminas B1 e B2, ferro	Ferro e vitamina B2
Não agrícola	Vitamina A	Calorias, vitamina B1 e ferro
Conta-Própria	Calorias, vitaminas B1, B2 e A, ferro	Vitamina B1
Outros Empregos	Calorias, vitaminas B1, B2 e A, ferro	----

Fonte: resultados obtidos pelos autores a partir dos dados das POFs 2002-2003 e 2008-2009.

Para área rural do Brasil, no período de 2002-2003, constatou-se a existência da APN para os casos de calorias, ferro, vitaminas B1, B2 e A para os trabalhadores dos setores conta-própria e outros empregos. Os empregados na área agrícola obtiveram esse mesmo resultado, exceto para a vitamina A. Os trabalhadores do setor não agrícola estão sujeitos à armadilha da pobreza somente em relação à vitamina A. No período de 2008-2009, a APN foi verificada para os trabalhadores da área agrícola somente no caso do ferro e vitamina B2, enquanto que os trabalhadores do setor não agrícola estão sujeitos à armadilha da pobreza em relação a calorias, vitamina B1 e ferro. Os empregados por conta-própria apresentam a APN em relação à vitamina B1. Os empregados em outros empregos não apresentaram a APN no caso de calorias e dos micronutrientes analisados.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo desse artigo foi verificar a existência da armadilha da pobreza em relação à nutrição (APN), analisando o efeito da ingestão de micronutrientes (ferro e vitaminas: A, B1 e B2) e de calorias sobre a renda para a região rural do Brasil, corrigido para o problema de endogeneidade entre essas variáveis.

Embora as deficiências de micronutrientes ainda persistam como problemas de saúde pública no Brasil, vale salientar que ocorreu uma melhora da APN no período analisado para a maioria dos trabalhadores dos setores analisados, exceto para os empregados na área não agrícola. Esse progresso no padrão de consumo alimentar da população brasileira é possivelmente proveniente das transformações econômicas e sociais que acarretaram no impacto na diminuição da pobreza e desnutrição. Tal fato indica que o aumento na renda das famílias, sobretudo das mais pobres, e a redução de preços dos alimentos essenciais seriam formas efetivas de se elevar a participação desses alimentos na dieta das famílias brasileiras.

Esses resultados corroboram com a literatura econômica que ressalta que políticas nutricionais direcionadas são essenciais para a redução da pobreza extrema e a aceleração do crescimento econômico, visto que estudos especializados na área econômica e nutricional salientam que trabalhadores saudáveis e com um melhor estado nutricional apresentam maior produtividade do trabalho.

Além dessas políticas públicas, destaca-se a Política Nacional de Alimentação e Nutrição, aprovada em 1999 pelo Ministério da Saúde que tem como eixo fundamental a promoção da segurança alimentar e nutricional de toda a população brasileira. Os programas de nutrição e saúde pública do Ministério da Saúde que objetivam reduzir as deficiências de micronutrientes na população brasileira estão apoiados na suplementação de vitamina A e suplementos de sulfato ferroso para grupos de risco (bebês, crianças e gestantes), na fortificação de alimentos, como farinhas de trigo e milho com ferro e ácido fólico e na adição de iodo no sal para consumo humano, normatizados pela Agência Nacional de Vigilância Sanitária (Anvisa), tais como o Projeto Fome Zero e o programa de redução da anemia por carência de ferro no Brasil, firmado com a indústria de alimentos.

No que se refere às variáveis explicativas que afetam a decisão ocupacional dos agentes no mercado de trabalho, pode-se inferir que quanto maior a idade, mais alta é a probabilidade de trabalhar fora da agricultura e por conta-própria. Essa evidência confirma o que é tradicionalmente discutido na literatura que indivíduos mais velhos têm mais dificuldades de conseguir trabalho. A educação, medida pelos anos médios de estudo, contribui fortemente para o aumento da renda nos quatro setores estudados: agrícola, não agrícola, conta-própria e outros empregos.

Nesse contexto, ressalta-se a necessidade de políticas públicas nutricionais nacionais direcionadas a longo prazo, que envolvam múltiplos direcionamentos como o maior

conhecimento das populações-alvo, a regularidade de pesquisas de consumo alimentar, políticas de emprego e renda focalizadas nos segmentos de baixa renda, barateamento de alimentos, apoio a agricultura alimentar e ações educativas alimentares.

Constata-se, portanto, a relevância do presente estudo no sentido de contribuir para a literatura econômica e nutricional ao quantificar a deficiência de micronutrientes e de calorias na formação da armadilha da pobreza em relação à nutrição. E conseqüentemente o impacto dessa privação na produtividade do trabalho enfatiza a importância de políticas nutricionais direcionadas para a possibilidade de quebra dessa armadilha, assim como a redução da pobreza na área rural do Brasil.

8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMED, A. U.; HILL, R. V.; SMITH, L. C.; WIESMANN, D. M.; FRANKENBERGER, T. The world's most deprived: Characteristics and causes of extreme poverty and hunger. *Discussion Paper prepared for the Forum A 2020 Vision for Food, Agriculture, and the Environment*, n. 43, 2007.

BARRETT, C. Food security and food assistance programs, In GARDNER B.; RAUSSER, G, (Eds.), *Handbook of agricultural economics*, Amsterdam: Elsevier Science, p.2103–2190, 2002.

BOURGUIGNON, F.; FOURNIER, M.; GURGAND, M. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte-Carlo comparisons. *Journal of Economic Surveys*, v.21, p.174-205, 2007.

CASTRO, J. de. *O Problema Fisiológico da Alimentação no Brasil*. Editora Imprensa Industrial, Recife, 1932.

_____. *A geografia da fome. A fome no Brasil*. Rio de Janeiro, Empresa Gráfica O Cruzeiro, 1946.

DAHL, G. B. "Mobility and the Returns to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets". *Econometrica*, v.70, p.2367-2420, 2002.

DASGUPTA, P.; RAY, D. Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Theory. *Economic Journal*, v.96, n.384, p.1011–1034., 1986.

DEOLALIKAR, A. Nutrition and labour productivity in agriculture: Estimates for rural south India. *Review of Economics and Statistics*, v.70, p.406–413, 1988.

DURBIN, J. A; MCFADDEN, D. L. An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption. *Econometrica*, v.52, n.2, p.345-362, 1984.

FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. *Food Insecurity; when People Live with Hunger and Fear Starvation*. Rome, 2001.

HADDAD, L.; BOUIS, H. The Impact of nutritional status on agricultural productivity: Wage evidence from the Philippines. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* v.53, n.1, p.45-68.

HECKMAN, J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v.5, p.475–492, 1976.

_____. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v.47, p.153–161, 1979.

HORTON, S.; ROSS, J. The economics of iron deficiency. *Food Policy*, v.28, p.51–75, 2003.

JHA, R.; GAIHA, R.; SHARMA, A. Calorie and micronutrient deprivation and poverty nutrition traps in rural India. *World Development*, v.37, n.5, p.982-991, 2009.

LAKDAWALLA, D.; PHILIPSON, T.; BHATTACHARYA, J. Welfare enhancing technological change and the growth of obesity. *American Economic Review*, v.95, p.253–257, 2005.

- LEE, L. F. "Generalized Econometric Models with Selectivity". *Econometrica*, v.51, p.507-512, 1983.
- LEIBENSTEIN, H. Economic backwardness and economic growth: Studies in the theory of economic development. New York: Wiley & Sons, 1957.
- LORCH, A. Is this the way to solve malnutrition? *Biotechnology and Development Monitor*, v.44, p.18–22, 2001.
- LUKASKI, H. Vitamin and mineral status: Effects on physical performance, *Nutrition*, v.20, p.632–644, 2004.
- MCFADDEN, D. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, In: ZAREMBKA, P, (ed.), *Frontiers of Econometrics.*, p.105-142, New York: Academic Press, 1973.
- MIRRLEES, J. A pure theory of underdeveloped economies. In L. Reynolds (Ed.), *Agriculture in development theory*, p. 84–108, New Haven: Yale University Press, 1975.
- STAMOULIS, K.; PINGALI, P.; SHETTY, P. Emerging challenges for food and nutrition policy in developing countries. *Electronic Journal of Agricultural and Development Economics*, v.1, p.154–167, 2004.
- STIGLITZ, J. E. The efficiency wage hypothesis, surplus labour and the distribution of income in LDCs. *Oxford Economic Papers*, New Series, v.28, n.2, p.185-207, 1976.
- STRAUSS, J. Does better nutrition raise farm productivity? *Journal of Political Economy*, v.94, p.297–320, 1986.
- SWAMY, A. A simple test of the nutrition-based efficiency wage model. *Journal of Development Economics*, v.53, p.85–98, 1997.
- THOMAS, D.; STRAUSS, J. Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, v.77, p.159–185, 1997.
- WEINBERGER, K. The impact of micronutrients on labour productivity: Evidence from rural India. Paper presented at the 25th international conference of agricultural economists, 16 August, p.16-22, Durban, South Africa, 2003.
- WORLD BANK. Repositioning nutrition as central to development: A strategy for large-scale action. Washington DC, 2006.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. Macroeconomics and health: Investing in health for economic development. Report of the commission on Macroeconomics and Health, Geneva, 2001.

APÊNDICE

RESULTADOS DAS REGRESSÕES UTILIZANDO A POF 2002-2003

Tabela A1. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de calorias per capita por categoria de renda para a área rural do Brasil (2002-2003).

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
caloria	2,10E-04	0,0000	9,94E-05	0,5220	1,18E-04	0,0000	2,00E-04	0,0000
caloriaq	-1,23E-11	0,0710	0,00	0,9000	-3,62E-12	0,2580	-2,84E-11	0,0030
anest	66,59	0,0000	270,36	0,0000	70,39	0,0000	31,21	0,0000
pcer	146,49	0,0000	48,99	0,5480	95,62	0,0020	15,65	0,7340
pfej	19,28	0,8110	156,89	0,3750	-2,83	0,9560	96,08	0,0670
poleo	-177,09	0,0750	-97,09	0,7410	-131,78	0,1240	172,27	0,1670
pacuc	-83,37	0,1420	254,75	0,0220	85,53	0,0090	123,02	0,0270
pleit	443,73	0,0000	211,56	0,2760	133,11	0,0430	65,06	0,3790
idche	-75,50	0,1670	5,29	0,9440	-0,09	0,9970	1,29	0,9230
idcheq	1,05	0,0290	0,94	0,5300	0,04	0,8070	-0,02	0,7550
adulm	225,56	0,0010	50,66	0,6280	92,43	0,0010	93,06	0,0000
adulft	-60,69	0,5510	112,94	0,6480	175,10	0,0000	26,20	0,3780
tamfam	22,87	0,6850	166,34	0,3990	8,00	0,7310	7,27	0,6070
pluv	0,00	0,8460	0,01	0,2790	0,00	0,1340	-0,00	0,3700

litoral	-251,34	0,2620	205,53	0,6650	18,05	0,8520	306,74	0,0010
_m0	-1284,24	0,2180	-3055,95	0,5330	-2459,09	0,1420	446,86	0,6960
_m1	-5223,85	0,0160	-1651,54	0,5310	-2394,49	0,1040	516,26	0,5010
_m2	-6063,85	0,0950	-1165,98	0,7640	-1333,35	0,0600	-1,56	0,9980
_m3	-3204,35	0,4290	2784,75	0,4130	-2983,08	0,044	-26,459	0,931
_cons	-2691,80	0,011	-3889,5	0,027	-1483,1	0,389	-872,23	0,25
	Nºobs.= 1875	R ² = 0,12	Nºobs.= 1736	R ² = 0,27	Nºobs.=3953	R ² = 0,09	Nºobs.=914	R ² = 0,21

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2002-2003.

Tabela A2. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de vitamina B1 per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2002-2003)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
vitamB1	0,06	0,0400	0,02	0,7300	0,06	0,0020	0,18	0,0000
vitamB1q	-1,49E-06	0,0410	5,71E-08	0,9870	-1,20E-06	0,0620	-1,00E-05	0,0000
anest	54,30	0,0000	270,27	0,0000	69,88	0,0000	31,36	0,0000
pcer	163,64	0,0000	41,54	0,6110	85,40	0,0060	22,49	0,6200
pfej	53,42	0,5300	150,75	0,3930	0,55	0,9910	95,48	0,0650
poleo	-130,55	0,1570	-107,88	0,7130	-130,92	0,1270	143,45	0,2400
pacuc	-66,81	0,2760	258,40	0,0200	89,86	0,0060	88,15	0,1130
pleit	429,97	0,0010	210,08	0,2790	135,23	0,0400	25,30	0,7280
idche	-86,94	0,1210	5,20	0,9440	0,78	0,9740	-0,94	0,9430
idcheq	1,12	0,0230	0,96	0,5190	0,04	0,8160	-0,01	0,8920
adulm	226,82	0,0010	53,48	0,6080	92,12	0,0010	92,76	0,0000
adulf	-74,93	0,4710	100,84	0,6830	170,81	0,0000	22,83	0,4390
tamfam	0,31	0,9960	163,50	0,4070	1,53	0,9480	1,67	0,9050
pluv	-0,00	0,7690	0,01	0,2690	0,00	0,0920	-0,00	0,4280
litoral	-202,21	0,3860	191,46	0,6860	0,75	0,9940	255,99	0,0040
_m0	-1072,48	0,3100	-3058,10	0,5330	-2529,13	0,1320	631,28	0,5810
_m1	-4690,03	0,0360	-1674,83	0,5240	-2411,54	0,1020	649,10	0,3970
_m2	-6444,13	0,0870	-1169,23	0,7630	-1354,93	0,0570	-10,61	0,9860
_m3	-2858,12	0,4940	2874,91	0,3970	-3030,3	0,041	11,56	0,97
_cons	-2576,51	0,016	-3756,78	0,032	-1437,22	0,405	-489,18	0,515
	Nºobs.= 1797	R ² = 0,10	Nºobs.= 1736	R ² = 0,27	Nºobs.=3953	R ² = 0,09	Nºobs.=914	R ² = 0,21

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2002-2003.

Tabela A3. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de vitamina B2 per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2002-2003)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
vitamB2	0,09	0,0010	0,06	0,4510	0,10	0,0000	0,21	0,0000
vitamB2q	-3,12e-06	0,0030	0,00	0,7340	-3,21E-06	0,0020	-1,49E-05	0,0000
anest	64,90	0,0000	269,63	0,0000	68,70	0,0000	30,31	0,0000
pcer	155,21	0,0000	40,34	0,6210	86,87	0,0050	21,75	0,6340
pfej	26,86	0,7290	150,81	0,3930	11,59	0,8200	92,97	0,0740
poleo	-213,90	0,0300	-105,58	0,7190	-129,87	0,1290	150,49	0,2230
pacuc	-114,79	0,0340	257,79	0,0210	77,07	0,0190	89,02	0,1120
pleit	425,58	0,0000	212,69	0,2730	135,03	0,0400	41,84	0,5670
idche	-109,68	0,0250	4,83	0,9480	0,18	0,9940	0,93	0,9440
idcheq	1,30	0,0050	0,96	0,5220	0,04	0,8130	-0,02	0,7680
adulm	210,71	0,0010	53,62	0,6070	92,80	0,0010	95,27	0,0000
adulf	-74,42	0,4530	102,10	0,6790	170,80	0,0000	13,11	0,6580
tamfam	-11,63	0,8160	163,78	0,4050	4,22	0,8560	4,99	0,7210
pluv	0,00	0,9980	0,01	0,2660	0,00	0,0880	-0,00	0,5610
litoral	-391,75	0,0340	190,09	0,6880	6,12	0,9500	262,89	0,0040
_m0	-996,43	0,3250	-3028,17	0,5360	-2607,64	0,1200	510,04	0,6550
_m1	-5209,94	0,0110	-1665,75	0,5260	-2458,08	0,0960	557,44	0,4660
_m2	-7895,39	0,0090	-1209,39	0,7550	-1395,10	0,0500	38,57	0,9480
_m3	-3391,20	0,3500	2851,02	0,4010	-3148,04	0,034	-26,621	0,931
_cons	-2435,29	0,012	-3778,22	0,031	-1484,81	0,388	-585,07	0,437
	Nºobs.= 1916	R ² = 0,12	Nºobs.= 1736	R ² = 0,27	Nºobs.=3953	R ² = 0,09	Nºobs.=914	R ² = 0,20

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2002-2003.

Tabela A4. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de vitamina A per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2002-2003)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
vitamA	4,68E-05	0,5290	7,93E-04	0,0440	4,25E-04	0,0000	0,0004	0,0000
vitamAq	-1,32E-12	0,5290	-2,33E-10	0,0660	-3,64E-11	0,0000	-7,96E-11	0,0010
anest	59,86	0,0000	267,35	0,0000	68,62	0,0000	31,5568	0,0000
pcer	125,66	0,0010	50,22	0,5370	92,49	0,0030	10,3883	0,8220
pfeij	18,58	0,8310	151,39	0,3900	-8,03	0,8740	93,5672	0,0760
poleo	-164,75	0,0790	-98,72	0,7360	-128,76	0,1320	173,4329	0,1650
pacuc	-32,23	0,5960	252,44	0,0230	94,07	0,0040	127,0358	0,0230
pleit	439,78	0,0010	218,17	0,2600	155,30	0,0180	71,5468	0,3310
idche	-65,13	0,2430	8,96	0,9040	3,17	0,8960	5,1568	0,7000
idcheq	0,94	0,0520	0,83	0,5770	0,03	0,8830	-0,0539	0,5260
adultm	245,63	0,0000	50,17	0,6290	98,97	0,0000	97,7041	0,0000
adultf	-69,88	0,4880	110,49	0,6530	171,76	0,0000	19,6510	0,5110
tamfam	3,23	0,9550	152,32	0,4370	3,51	0,8810	-0,2206	0,9870
pluv	0,00	0,8940	0,01	0,2880	0,00	0,0600	-0,0016	0,4570
litoral	-238,72	0,2980	168,34	0,7210	12,73	0,8960	308,3382	0,0010
_m0	-1297,57	0,2130	-2607,94	0,5920	-2817,13	0,0960	397,1644	0,7310
_m1	-4955,01	0,0260	-1412,65	0,5900	-2566,24	0,0840	565,2173	0,4640
_m2	-5836,78	0,1190	-1184,37	0,7580	-1372,77	0,0560	163,7285	0,7820
_m3	-3428,90	0,4000	2822,62	0,4020	-3240,95	0,03	-34,93929	0,91
_cons	-2609,35	0,014	-3838,37	0,027	-1746,82	0,314	-787,88	0,301
Nºobs.= 1807 R²= 0,09		Nºobs.= 1736 R²= 0,26		Nº obs.=3953 R²= 0,09		Nºobs.=914 R²= 0,19		

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2002-2003.

Tabela A5. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de ferro per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2002-2003)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
ferro	0,019	0,0000	0,01	0,3910	0,01	0,0000	0,03	0,0000
ferroq	-7,69E-08	0,0000	-1,13E-07	0,5370	-7,60E-08	0,0280	-2,41E-07	0,0020
anest	58,61	0,0000	269,90	0,0000	69,31	0,0000	31,99	0,0000
pcer	145,40	0,0000	43,81	0,5910	88,60	0,0040	24,12	0,5950
pfeij	20,79	0,7830	154,94	0,3810	11,40	0,8240	100,20	0,0530
poleo	-239,82	0,0230	-109,03	0,7100	-135,90	0,1130	170,40	0,1660
pacuc	-108,97	0,0310	253,93	0,0220	81,61	0,0130	87,79	0,1120
pleit	472,86	0,0000	204,31	0,2930	127,59	0,0530	12,06	0,8690
idche	-83,05	0,0910	3,98	0,9580	0,90	0,9700	-2,31	0,8600
idcheq	1,03	0,0190	0,98	0,5130	0,04	0,8420	-0,01	0,9440
adultm	227,31	0,0000	50,87	0,6260	91,01	0,0010	89,67	0,0000
adultf	-36,28	0,7070	102,06	0,6790	171,75	0,0000	29,75	0,3110
tamfam	-9,30	0,8560	166,14	0,3990	4,02	0,8630	4,75	0,7320
pluv	0,00	0,8030	0,01	0,2630	0,00	0,1170	-0,00	0,3730
litoral	-410,08	0,0430	192,91	0,6840	3,47	0,9710	266,61	0,0030
_m0	-1178,94	0,2350	-3091,39	0,5280	-2537,67	0,1300	302,00	0,7880
_m1	-4702,08	0,0280	-1696,91	0,5190	-2393,89	0,1040	473,05	0,5300
_m2	-6661,64	0,0450	-1186,60	0,7600	-1345,94	0,0580	-184,38	0,7500
_m3	-3826,95	0,3050	2871,01	0,3980	-3057,71	0,039	-110,56	0,714
_cons	-2179,68	0,035	-3760,23	0,032	-1455,11	0,398	-603,59	0,419
Nºobs.= 2014 R²= 0,12		Nºobs.= 1736 R²= 0,27		Nº obs.=3953 R²= 0,09		Nºobs.=914 R²= 0,22		

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2002-2003.

RESULTADOS DAS REGRESSÕES UTILIZANDO A POF 2008-2009

Tabela A6. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de calorias per capita por categoria de renda para a área rural do Brasil (2008-2009).

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
caloria1	0,00	0,4540	0,01	0,0280	0,00	0,8820	0,00	0,0280
caloria1q	-3,77e-10	0,7030	-6,69e-09	0,1100	6,72E-10	0,7390	2,79E-09	0,1100
anest	20,26	0,0000	52,81	0,0000	20,62	0,0140	290,52	0,0000
pcer	505,35	0,0250	1926,02	0,0040	-63,21	0,8770	-1124,76	0,0040
pfej	179,17	0,0010	298,65	0,0350	9,69	0,9190	219,11	0,0350
poleo	-142,41	0,3900	197,89	0,7030	-934,47	0,0030	-1713,01	0,7030
pacuc	954,81	0,0020	2755,49	0,0010	431,16	0,4480	4017,02	0,0010
pleit	-1596,02	0,0000	-2617,17	0,0020	-1079,36	0,0260	-3108,91	0,0020
idche	70,74	0,4100	204,04	0,1400	70,56	0,5260	282,56	0,1400
idcheq	-0,30	0,3610	-0,59	0,5060	0,11	0,8210	-1,82	0,5060
adultm	-288,61	0,7260	-1008,91	0,4280	-687,72	0,5000	-817,79	0,4280
adultf	719,20	0,0720	-355,42	0,5910	61,11	0,9030	-1867,70	0,5910
tamfam	-62,98	0,7650	310,20	0,3570	125,88	0,6300	541,28	0,3570
pluv	0,00	0,6740	0,01	0,6330	0,01	0,6920	0,01	0,6330
litoral	290,48	0,4570	601,77	0,3530	162,04	0,7440	-1050,89	0,3530
_m0	-2149,01	0,3800	-15224,02	0,1530	-11603,81	0,2380	-11808,30	0,1530
_m1	2372,08	0,5150	-2844,43	0,3720	-6889,20	0,2180	-10965,77	0,3720
_m2	1742,76	0,8310	5411,17	0,6520	-473,29	0,8870	4682,85	0,6520
_m3	786,96	0,9050	2392,66	0,8090	-1038,84	0,819	-3998,05	0,8090
_cons	1133,7	0,64	-15001,21	0,004	-4761,53	0,679	1265,04	0,004
Nºobs.= 557 R ² = 0,22		Nºobs.= 828 R ² = 0,06		Nºobs.=857 R ² = 0,07		Nºobs.=85 R ² = 0,37		

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2008-2009.

Tabela A7. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de vitamina B1 per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2008-2009)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
vitamB1	0,96	0,2160	8,93	0,0050	4,12	0,0180	6,56	0,3650
vitamB1q	-0,00	0,4990	-0,01	0,0940	-6,06E-03	0,0520	-1,00E-03	0,9320
anest	19,10	0,0000	50,38	0,0000	20,09	0,0160	334,70	0,0080
pcer	508,03	0,0260	1947,12	0,0040	-153,03	0,7070	-604,09	0,8150
pfej	186,15	0,0010	313,19	0,0260	5,84	0,9510	447,12	0,3530
poleo	-125,64	0,4690	39,36	0,9400	-931,58	0,0030	-1100,10	0,3560
pacuc	956,84	0,0020	2672,67	0,0020	258,87	0,6490	1179,54	0,7180
pleit	-1606,19	0,0000	-2540,61	0,0020	-929,41	0,0550	-1684,00	0,5960
idche	61,57	0,4800	209,51	0,1340	79,68	0,4750	350,30	0,3140
idcheq	-0,25	0,4490	-0,50	0,5720	0,10	0,8370	-1,52	0,3660
adultm	-238,19	0,7750	-1174,09	0,3610	-794,06	0,4340	-1185,31	0,7210
adultf	708,24	0,0800	-457,40	0,4930	-14,09	0,9770	-2811,70	0,0780
tamfam	-62,87	0,7670	378,60	0,2660	162,11	0,5320	744,92	0,3390
pluv	0,01	0,6470	0,01	0,5920	0,01	0,6310	-0,01	0,8680
litoral	281,38	0,4750	601,57	0,3570	195,11	0,6930	-410,28	0,8190
_m0	-2130,15	0,3830	-16335,58	0,1290	-12052,94	0,2180	-3874,04	0,9140
_m1	2249,98	0,5390	-3080,27	0,3360	-6947,60	0,2100	-12024,30	0,5520
_m2	1435,27	0,8620	6196,90	0,6100	-83,61	0,9800	10667,96	0,5610
_m3	-536,80	0,9410	2965,88	0,7660	-708,15	0,875	81,48	0,993
_cons	976,35	0,693	-14896,75	0,005	-5723,16	0,618	-8728,18	0,811
Nºobs.= 555 R ² = 0,22		Nºobs.= 828 R ² = 0,07		Nºobs.=857 R ² = 0,07		Nºobs.=88 R ² = 0,36		

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2008-2009.

Tabela A8. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de vitamina B2 per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2008-2009)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos				
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p			
vitamB2	1,98	0,0030	0,06	0,4510	1,86	0,1120	-5,34	0,2820			
vitamB2q	-0,00	0,0110	0,00	0,7340	-1,30E-03	0,3880	1,54E-02	0,0080			
anest	26,88	0,0000	269,63	0,0000	19,90	0,0180	314,98	0,0060			
pcer	339,70	0,1550	40,34	0,6210	-123,08	0,7630	-3477,80	0,1110			
pfeij	232,08	0,0000	150,81	0,3930	-3,89	0,9670	345,07	0,4310			
poleo	-361,28	0,0400	-105,58	0,7190	-959,74	0,0020	-1045,96	0,3600			
pacuc	530,68	0,0980	257,79	0,0210	322,69	0,5710	-2173,14	0,4010			
pleit	-1553,22	0,0000	212,69	0,2730	-920,61	0,0600	1523,44	0,5570			
idche	45,03	0,6140	4,83	0,9480	71,45	0,5220	390,64	0,2250			
idcheq	-0,07	0,8270	0,96	0,5220	0,12	0,8030	-0,87	0,5180			
adultm	-314,55	0,7120	53,62	0,6070	-726,69	0,4760	-2237,12	0,4610			
adultf	875,58	0,0350	102,10	0,6790	22,91	0,9630	-1385,86	0,3310			
tamfam	-55,04	0,8030	163,78	0,4050	145,87	0,5750	508,51	0,4650			
pluv	0,02	0,2030	0,01	0,2660	0,01	0,6620	0,01	0,8450			
litoral	299,89	0,4540	190,09	0,6880	158,26	0,7490	524,13	0,7600			
_m0	-4545,35	0,0660	-3028,17	0,5360	-11873,13	0,2270	-30226,91	0,3590			
_m1	848,36	0,8110	-1665,75	0,5260	-7051,63	0,2070	-15431,14	0,3760			
_m2	1137,04	0,8950	-1209,39	0,7550	-412,50	0,9010	11676,97	0,4700			
_m3	-14892,76	0,0230	2851,02	0,4010	-1015,50	0,823	135,61	0,986			
_cons	2503,44	0,32	-3778,22	0,031	-5050,51	0,661	-14631,18	0,641			
Nºobs.= 558		R²= 0,43	Nºobs.= 1736		R²= 0,28	Nºobs.=857		R²= 0,07	Nº obs.=88		R²= 0,46

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2008-2009.

Tabela A9. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de vitamina A per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2008-2009)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos				
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p			
vitamA	0,00	0,7270	0,00	0,6090	0,00	0,6840	0,03	0,0100			
vitamAq	0,00	0,4880	0,00	0,6860	-3,45E-11	0,9550	-7,05E-08	0,0180			
Anest	20,29	0,0000	52,82	0,0000	20,88	0,0140	310,34	0,0600			
pcer	523,66	0,0210	1838,84	0,0060	-56,01	0,8930	-532,03	0,8330			
pfeij	222,54	0,0000	287,79	0,0430	12,48	0,8970	556,83	0,2830			
poleo	-173,24	0,3230	216,87	0,6760	-949,64	0,0030	-1911,65	0,1670			
pacuc	990,10	0,0010	2704,86	0,0020	439,79	0,4450	402,61	0,8950			
pleit	-1643,01	0,0000	-2544,94	0,0020	-1082,63	0,0280	-1238,38	0,6860			
idche	45,24	0,5830	190,01	0,1620	59,72	0,5770	481,52	0,2350			
idcheq	-0,26	0,3960	-0,64	0,4650	0,01	0,9850	-2,10	0,3590			
adultm	-60,26	0,9380	-747,86	0,5490	-462,93	0,6350	-2161,39	0,5750			
adultf	479,40	0,1980	-116,10	0,8570	184,59	0,6990	-1409,13	0,3760			
tamfam	-12,57	0,9490	155,70	0,6350	45,46	0,8540	592,73	0,5080			
pluv	0,01	0,4660	0,00	0,8130	0,00	0,8130	0,03	0,7720			
litoral	122,10	0,7460	530,07	0,4070	78,38	0,8700	609,81	0,7500			
_m0	-3240,22	0,1450	-13337,04	0,2030	-9571,95	0,3110	-21954,08	0,5940			
_m1	-2567,34	0,4380	-2201,55	0,4830	-5578,33	0,3010	3023,19	0,9050			
_m2	-1428,77	0,8550	3853,36	0,7430	-901,52	0,7770	25791,96	0,2300			
_m3	-8208,03	0,2200	2505,33	0,7980	-1285,92	0,771	2316,90	0,832			
_cons	-1124,40	0,634	-13365,4	0,01	-2329,55	0,833	-10043,68	0,819			
Nºobs.= 569		R²= 0,21	Nº obs.= 828		R²= 0,054	Nº obs.=857		R²= 0,07	Nº obs.=85		R²= 0,29

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2008-2009.

Tabela A10. Regressão de 2º estágio para a correção de viés de seleção para a amostra dos chefes de família para a quantidade de ferro per capita por categoria de renda para área rural do Brasil (2008-2009)

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos	
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p
ferro	0,22	0,0190	0,81	0,0200	0,09	0,5880	1,95	0,1080
ferroq	-2,94E-05	0,0650	-1,42E-04	0,0560	-1,01E-05	0,7420	-2,76E-04	0,1780
anest	18,98	0,0000	53,73	0,0000	20,85	0,0130	350,67	0,0050
pcer	436,27	0,0620	1848,01	0,0060	-75,22	0,8550	-888,50	0,7410
pfeij	201,20	0,0000	275,30	0,0530	2,52	0,9790	243,30	0,6550
poleo	-235,41	0,1790	154,15	0,7670	-929,01	0,0030	-1757,26	0,2290
pacuc	884,51	0,0060	2605,69	0,0030	372,81	0,5220	1685,27	0,6260
pleit	-1643,93	0,0000	-2432,59	0,0040	-1017,58	0,0400	-2471,59	0,4590
idche	97,44	0,2600	205,85	0,1380	64,98	0,5510	13,24	0,9740
idcheq	-0,11	0,7350	-0,59	0,5080	0,07	0,8880	-0,48	0,7820
adultm	-726,21	0,3800	-1015,69	0,4270	-586,21	0,5570	666,21	0,8590
adultf	167,14	0,6620	-307,46	0,6430	118,99	0,8080	-2730,07	0,1210
tamfam	190,79	0,3570	288,65	0,3940	87,89	0,7310	689,75	0,4090
pluv	0,02	0,1590	631,83	0,3320	0,00	0,7460	0,02	0,7840
litoral	392,10	0,3230	0,01	0,6500	129,14	0,7910	-1544,24	0,4820
_m0	-5279,46	0,0240	-14975,58	0,1610	-10553,72	0,2740	4330,98	0,9050
_m1	-5542,58	0,0950	-2600,19	0,4170	-6149,46	0,2630	-14162,02	0,5060
_m2	2586,92	0,7560	5791,23	0,6300	-647,46	0,8420	-912,62	0,9560
_m3	-4535,12	0,4910	2872,69	0,7730	-1001,06	0,823	-6818,673	0,519
_cons	-569,77	0,818	-14400,69	0,006	-3566,12	0,752	15465,12	0,726
	Nºobs.= 563	R ² = 0,24	Nºobs.= 828	R ² = 0,06	Nº obs.=857	R ² = 0,07	Nº obs.=83	R ² = 0,47

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados da POF 2008-2009.