



# CAPP INFORME

Nº 05

JUNHO / 2020

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



CENTRO DE ANÁLISE DE DADOS E  
AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS - CAPP

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ - IPECE

**ipece** INSTITUTO  
DE PESQUISA  
E ESTRATÉGIA  
ECONÔMICA  
DO CEARÁ

## Governador do Estado do Ceará

Camilo Sobreira de Santana

## Vice-Governadora do Estado do Ceará

Maria Izolda Cela de Arruda Coelho

## Secretaria do Planejamento e Gestão – SEPLAG

Ronaldo Lima Moreira Borges – Secretário (respondendo)

José Flávio Barbosa Jucá de Araújo – Secretário Executivo de Gestão

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto – Secretário Executivo de Planejamento e Orçamento

Ronaldo Lima Moreira Borges – Secretário Executivo de Planejamento e Gestão Interna

## Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE

### Diretor Geral

João Mário Santos de França

### Diretoria de Estudos Econômicos – DIEC

Adriano Sarquis Bezerra de Menezes

### Diretoria de Estudos Sociais – DISOC

Ricardo Antônio de Castro Pereira

### Diretoria de Estudos de Gestão Pública – DIGEP

Marília Rodrigues Firmiano

### Gerência de Estatística, Geografia e Informações – GEGIN

Rafaela Martins Leite Monteiro

## CAPP Informe – Nº 05 – Junho/2020

**SETOR RESPONSÁVEL:** Centro de Análise de Dados e Avaliação de Políticas Públicas – CAPP.

### Autor(es):

Guaracyane Lima Campêlo (UFC)

João Mário Santos de França (UFC)

Emerson Marinho (UFC)

O Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) é uma autarquia vinculada à Secretaria do Planejamento e Gestão do Estado do Ceará. Fundado em 14 de abril de 2003, o IPECE é o órgão do Governo responsável pela geração de estudos, pesquisas e informações socioeconômicas e geográficas que permitem a avaliação de programas e a elaboração de estratégias e políticas públicas para o desenvolvimento do Estado do Ceará.

**Missão:** Gerar e disseminar conhecimento e informações, subsidiar a formulação e avaliação de políticas públicas e assessorar o Governo nas decisões estratégicas, contribuindo para o desenvolvimento sustentável do Ceará.

**Valores:** Ética, transparência e impessoalidade; Autonomia Técnica; Rigor científico; Competência e comprometimento profissional; Cooperação interinstitucional; Compromisso com a sociedade; e Senso de equipe e valorização do ser humano.

**Visão:** Até 2025, ser uma instituição moderna e inovadora que tenha fortalecida sua contribuição nas decisões estratégicas do Governo.

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) -  
Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/n | Edifício SEPLAG | Térreo -  
Cambeba | Cep: 60.822-325 |  
Fortaleza, Ceará, Brasil | Telefone: (85) 3101-3521  
<http://www.ipece.ce.gov.br/>

## Sobre CAPP Informe

A Série CAPP Informe, disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), visa divulgar análises técnicas, elaboradas pelos pesquisadores do Centro, sobre temas relevantes de forma objetiva. Com esse documento, o Instituto busca promover debates sobre assuntos de interesse da sociedade, de um modo geral, abrindo espaço para realização de futuros estudos.

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE 2020

CAPP Informe / Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) / Fortaleza – Ceará: Ipece, 2020

1. Políticas Públicas. 2. Avaliação. 3. Estudos Sociais. 4. Ceará.

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

O presente trabalho investiga-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.

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

Guaracyane Lima Campêlo\*  
João Mário Santos de França\*\*  
Emerson Marinho\*\*\*

### 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:** Área 13 -Economia do Trabalho

### 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:** Área 13 -Economia do Trabalho

---

\*Professora dos Cursos de Ciências Econômicas e Finanças, Universidade Federal do Ceará (UFC)/Sobral.

E-mail: guaracyane@ufc.br

\*\*Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC).

E-mail: joao.franca@ufc.br

\*\*\* Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC).

E-mail: emarinho@ufc.br

## 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 às 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 conseqüentemente 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 viés 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 viés 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 conseqüentemente 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, Deolalikar (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 conseqüências 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

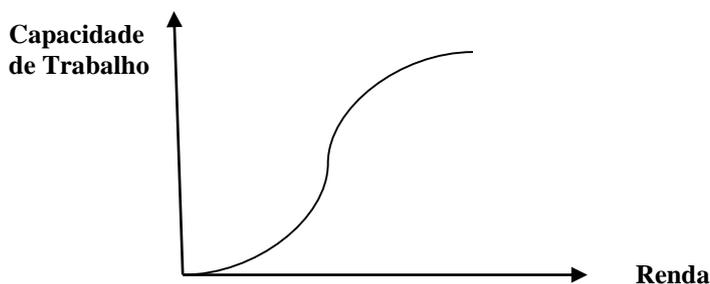
A curva de capacidade trata da relação entre a capacidade de trabalho que um indivíduo pode executar uma determinada tarefa e a quantidade de energia necessária para realizar determinado trabalho. A versão estilizada do relacionamento entre capacidade de trabalho e nutrição conforme Jha, Gaiha e Sharma (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 consequente 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  $\beta_1$  e  $\gamma_1$  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  $\delta_2$  obtido a partir da estimação prévia de um *probit* para (1b), em que  $\lambda(\cdot)$  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  $x$  contém 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  $(\eta_j)$ '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  $(\gamma_j)$ 's podem ser facilmente obtidas por máxima verossimilhança. No entanto, o problema continua sendo como estimar o vetor de parâmetros  $\beta_1$  levando-se em consideração que os distúrbios  $u_1$  podem não ser independentes de todos os  $(\eta_j)$ '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  $\beta_1$  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

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

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  $\varepsilon_1$ .

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

Destarte, estimativas consistentes de  $\beta_1$  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.

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  $(\eta_j)$ '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:

$E(\eta_j - \eta_1 / y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma) = \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln(P_1)$ ,  $\forall j > 1$ . 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  $(\eta_j)$ '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:  $E(u_1/\eta_1 \dots \eta_M) = \sigma \sum_{j=1, \dots, M} r_j^* \eta_j^*$  <sup>2</sup> em que  $r_j^*$  são as correlações entre

$u_1$  e as variáveis normais padronizadas  $\eta_j^* = J(\eta_j) = \Phi^{-1}(G(\eta_j))$ ,  $j = 1, \dots, M$ ,<sup>3</sup> Ademais, dada uma seleção amostral os autores derivaram as seguintes esperanças condicionais:

$E(\eta_1^* / y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma) = m(P_1)$  e  $E(\eta_j^* / y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma) = m(P_j) P_j / (P_j - 1)$  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:

<sup>2</sup> 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 Durbin e Mc Fadden (1984) normalizam os erros, enquanto em (4) não há esta normalização devido à transformação não linear J.

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

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

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  $\sigma_1^*$ ,  $\sigma_2^*$ ,  $\sigma_3^*$ , ...,  $\sigma_M^*$  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-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<br>1 se trabalha no setor não agrícola<br>2 se trabalha por conta própria<br>3 se trabalha em outros empregos |
| <b>Variáveis explicativas para as características familiares</b> |   |   |
| 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,<br>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<br>Renda do setor não agrícola,<br>Renda do setor por conta-própria<br>Renda do setor outros empregos |
| <b>Variáveis Explicativas das características familiares</b> |   |
| 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   |
| <b>Outras Variáveis Explicativas</b>                         |   |
| 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   |
| pfej   | 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   |
| 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 A5<sup>4</sup>. 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 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.

<sup>4</sup> As tabelas de nomenclatura A1 a A10 estão localizadas no apêndice.

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 m0, m1, m2 e m3 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    |
| <b>Idche</b>   | -0,0105   | 0,004 | 0,0090 | 0,0029    | 0,004 | 0,4860 | 0,0058    | 0,004 | 0,1420 | 0,0018    | 0,002 | 0,24000 |
| <b>Idcheq</b>  | 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 |
| <b>Adultm</b>  | 0,0675    | 0,015 | 0,0000 | 0,0171    | 0,016 | 0,2810 | -0,0655   | 0,016 | 0,0000 | -0,0192   | 0,007 | 0,00400 |
| <b>Adultf</b>  | -0,0492   | 0,019 | 0,0080 | 0,1255    | 0,019 | 0,0000 | -0,0796   | 0,020 | 0,0000 | 0,0033    | 0,007 | 0,61100 |
| <b>tamfam</b>  | 0,0036    | 0,007 | 0,6220 | -0,0349   | 0,008 | 0,0000 | 0,0313    | 0,008 | 0,0000 | 0,0001    | 0,003 | 0,98600 |
| <b>Dsexo*</b>  | 0,0699    | 0,028 | 0,0130 | -0,1106   | 0,031 | 0,0000 | 0,0478    | 0,029 | 0,0950 | -0,0072   | 0,012 | 0,53500 |
| <b>Pluv</b>    | 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 |
| <b>litoral</b> | -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 á 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 relação à vitamina B2 e ao ferro, como mostras 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 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   |
| adultm   | 225,56         | 0,0010   | 50,66              | 0,6280   | 92,43               | 0,0010   | 93,06                 | 0,0000   |
| adultf   | -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   | R²= 0,12 | Nºobs.= 1736       | R²= 0,27 | Nºobs.=3953         | R²= 0,09 | Nºobs.=914            | R²= 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   |
| adultm   | 226,82         | 0,0010   | 53,48              | 0,6080   | 92,12               | 0,0010   | 92,76                 | 0,0000   |
| adultf   | -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   | R²= 0,10 | Nºobs.= 1736       | R²= 0,27 | Nºobs.=3953         | R²= 0,09 | Nºobs.=914            | R²= 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  |
| adultm                | 210,71         | 0,0010                | 53,62              | 0,6070               | 92,80               | 0,0010              | 95,27                 | 0,0000  |
| adultf                | -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 R²= 0,12 |                | Nºobs.= 1736 R²= 0,27 |                    | Nºobs.=3953 R²= 0,09 |                     | N obs.=914 R²= 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  |
| pfej                  | 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  |
| pfej                  | 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  |
| adulm                 | 227,31         | 0,0000                | 50,87              | 0,6260                | 91,01               | 0,0010              | 89,67                 | 0,0000  |
| adulft                | -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  |
| adulm                | -288,61        | 0,7260               | -1008,91           | 0,4280              | -687,72             | 0,5000             | -817,79               | 0,4280  |
| adulft               | 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 R²= 0,22 |                | Nºobs.= 828 R²= 0,06 |                    | Nºobs.=857 R²= 0,07 |                     | Nºobs.=85 R²= 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                |           |  |                       |
| adulm       | -238,19        | 0,7750                | -1174,09           | 0,3610  | -794,06               | 0,4340     | -1185,31              | 0,7210                |           |  |                       |
| adulft      | 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 <sup>2</sup> = 0,22 | Nºobs.= 828        |         | R <sup>2</sup> = 0,07 | Nºobs.=857 |                       | R <sup>2</sup> = 0,07 | Nºobs.=88 |  | R <sup>2</sup> = 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                |            |  |                       |
| pfej        | 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                |            |  |                       |
| adulm       | -314,55        | 0,7120                | 53,62              | 0,6070  | -726,69               | 0,4760     | -2237,12              | 0,4610                |            |  |                       |
| adulft      | 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 |                | R <sup>2</sup> = 0,43 | Nºobs.= 1736       |         | R <sup>2</sup> = 0,28 | Nºobs.=857 |                       | R <sup>2</sup> = 0,07 | Nº obs.=88 |  | R <sup>2</sup> = 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   |            |          |
| pfej        | 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   |            |          |
| pfej        | 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 |                | R²= 0,24 | Nºobs.= 828        |         | R²= 0,06            | Nº obs.=857 |                       | R²= 0,07 | Nº obs.=83 | R²= 0,47 |

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