



**UFC**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE E  
SECRETARIADO  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN**

**GUARACYANE LIMA CAMPÊLO**

**TRÊS PERSPECTIVAS SOBRE A POBREZA NO BRASIL: ARMADILHA DA POBREZA NUTRICIONAL,  
INFRAESTRUTURA E POBREZA, SUBNUTRIÇÃO E MORTALIDADE INFANTIL**

**FORTALEZA – CEARÁ**

**2013**

GUARACYANE LIMA CAMPÊLO

TRÊS PERSPECTIVAS SOBRE A POBREZA NO BRASIL: ARMADILHA DA POBREZA NUTRICIONAL,  
INFRAESTRUTURA E POBREZA, SUBNUTRIÇÃO E MORTALIDADE INFANTIL

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do Título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Emerson Luiz Lemos Marinho

Coorientador: Prof. Dr. João Mário Santos de França

FORTALEZA – CEARÁ

2013

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

- 
- C196t      Campelo, Guaracyane Lima  
Três Perspectivas sobre a Pobreza no Brasil: Armadilha da Pobreza Nutricional, infraestrutura e pobreza, subnutrição e mortalidade infantil / Guaracyane Lima Campelo. – 2013.  
101f. il. color., enc. ; 30 cm.
- Tese (doutorado) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.  
Orientação: Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho
1. Armadilha da Pobreza Nutricional 2. Pobreza 3. Subnutrição 4. Mortalidade Infantil      I.  
Título.

Esta Tese foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do Título de Doutor em economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se a disposição dos interessados na biblioteca do curso de mestrado em economia da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita em conformidade com as normas científicas.

---

Guaracyane Lima Campêlo

Tese aprovada em 25 de Julho de 2013.

---

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho  
Orientador

---

Prof. Dr. João Mário Santos de França  
Coorientador  
Membro da Banca Examinadora

---

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar  
Membro da Banca Examinadora

---

Prof. Dr. Augusto Marcos Carvalho de Sena  
Membro da Banca Examinadora

---

Prof. Dr. Jair Andrade de Araujo  
Membro da Banca Examinadora

Aos meus queridos avós, Paulo e Rosa.

As minhas estimadas tias: Francisca,

Rosane, Rosemary e Fátima.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, que sempre esteve comigo iluminando meus caminhos e me dando forças e aos meus avós por todo amor, incentivo e carinho.

O autor também agradece outras pessoas e instituições que colaboraram para a elaboração desta tese. A saber:

À Universidade Federal do Ceará e, em especial ao Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN.

À CAPES pelo apoio financeiro com a concessão da bolsa de estudos.

Ao Instituto Nacional de Meteorologia - INMET, através da pessoa do Dr. Alaor Moacyr Dall’Antonia Jr, pelo fornecimento dos dados de precipitação pluviométrica necessários ao desenvolvimento de um dos artigos que compõe o trabalho.

Ao Professor Dr. Emerson Marinho, por seu esforço, dedicação, orientação durante a realização deste trabalho.

Ao Professor Dr. João Mário Santos de França por sua coorientação, confiança, dedicação e ensinamentos para convivência científica durante a elaboração deste trabalho.

Aos demais membros da banca examinadora, Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar, Prof. Dr. Augusto Marcos Carvalho de Sena e o Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo que contribuíram com sugestões de extrema importância na elaboração final da tese.

A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Economia, por seus ensinamentos.

À amiga Thaisa Badagnan pela valiosa ajuda com os dados da POF.

Aos amigos Jair, Eleydiane, Luna, Leila, Cleycianne, Kílvia Sousa, Georgeana, Kamila, Débora Gaspar, Paola, Zilânia, Weligton Gomes, Cristiano Santos, Lílian, Nydiane, Enersto, Rafael Barros, Vitor Borges e Francisco das Chagas pela amizade e motivação ao longo do trabalho.

A todos os meus colegas de trabalho de Sobral pela amizade e compreensão.

Aos funcionários Carmem, Márcia, Mônica, Lane, Jose, Regina, Geísa, Sr. Cleber, Sr. Adelino e Sr. Franciron pela gentileza e presteza para comigo.

A todos aqueles, não diretamente citados, que contribuíram de alguma forma para a elaboração deste trabalho.

## RESUMO

A tese é composta de três artigos com metodologias e bases de dados diferentes e que objetivam analisar a pobreza sobre diferentes perspectivas. O primeiro artigo intitulado “Armadilha da pobreza nutricional: evidências empíricas para a área rural do Brasil” investiga 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 do 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, ocorreu uma melhora no período analisado. O segundo artigo denominado “O impacto da infraestrutura sobre a pobreza no Brasil” propõe-se a analisar o efeito dos investimentos públicos em infraestrutura nos setores estratégicos da economia (transporte, energia, comunicação, saúde e saneamento) na redução da pobreza, controlando outros determinantes tais como, o crescimento econômico, a desigualdade de renda, a educação, a taxa de desemprego e as receitas governamentais no período de 1995 a 2009. O modelo estimado pelo método de momentos generalizados-sistema (MMG-S) desenvolvido por Arellano-Bond (1991) e Blundel-Bond (1998), detectou uma relação significativa entre os investimentos em infraestrutura e pobreza, sendo estes uma ferramenta eficiente no combate desta. Os outros determinantes investigados desempenham um papel importante na dinâmica da pobreza no Brasil. O teste de causalidade de Granger para dados em painel, proposto por Hurlin e Venet (2001, 2004) e Hurlin (2004, 2005) valida os resultados. O terceiro artigo intitulado “Pobreza, subnutrição e mortalidade infantil no Brasil: evidências regionais e suas implicações para ações públicas” verifica os impactos de índices antropométricos sobre a mortalidade infantil. Os índices utilizados foram: a proporção de crianças com baixo peso por idade, a proporção de crianças com baixo peso por altura e a proporção de crianças com baixa altura por idade. Assim, são estimados três modelos econométricos com o uso de uma base de dados em painel para os estados brasileiros no período de 2001 a 2008. Controlando outros determinantes, verificou-se que os índices antropométricos afetam positivamente a mortalidade infantil.

**Palavras-Chaves:** Armadilha da Pobreza Nutricional, Pobreza, Infraestrutura, Subnutrição e Mortalidade Infantil.

## ABSTRACT

The thesis is composed of three articles with methodologies and different databases and aiming to analyze poverty from different perspectives. The first article entitled "Poverty nutrition trap: empirical evidence for the rural area of Brazil" investigates the impact of poor nutrition on labor productivity, analyzing poverty trap in relation to nutrition (APN). There is the effect of the intake of micronutrients (iron and vitamins A, B1 and B2) and calories on the incomes of the heads of households to the agricultural, non-agricultural self-employment and other jobs. Uses a variation of the method of Durbin and McFadden (1984) to correct for selection bias based on multinomial logit models. The data are from the Household Budget Surveys (IBGE) 2002-2003 and 2008-2009 for the rural area of Brazil. The results demonstrate that although micronutrient deficiencies still persist as public health problems in Brazil, there is an improvement in this period. The second article entitled "The impact of infrastructure on poverty in Brazil" is proposed to analyze the effect of investments infrastructure in strategic sectors of the economy (transport, energy, communication, health and sanitation) in reducing poverty controlling for other determinants such as economic growth, inequality, education, unemployment and government budget revenue for Brazilian states, in the period 1995-2009. A model for dynamic panel data, estimated by generalized method of moments-system (MMG-S) in two steps, developed by Arellano-Bond (1991) and Blundel-Bond (1998) indicate, among other conclusions, a significant relationship between public investments in infrastructure and poverty, which are an effective tool in combating this. The other investigated variables play an important role in the dynamics of poverty in Brazil. The Granger causality test for panel data proposed by Hurlin and Venet (2001, 2004) and Hurlin (2004, 2005) validates the results. The third article entitled "Poverty, malnutrition and infant mortality in Brazil: regional evidence and its implications for public actions" verifies the impacts of anthropometric indices on child mortality (children aged less than five years) for Brazil. The indices applied for the children were based upon three measures: proportion weight by age; proportion of weight by height and the proportion of height by age. The empirical application relied on the estimations of three panel data econometric models, in which the cross sections units are the Brazilian states and the time series in the period 2001-2008. Controlling for other determinants, it could be concluded through the reliable estimates that these anthropometric indices affect positively the infant mortality rate.

**Key-Words:** Poverty, Poverty Nutrition Trap, Infrastructure, Infant mortality, Anthropometric Indices.



## LISTA DE TABELAS E QUADROS

TABELA	Página
Tabela 1.1 Efeitos marginais para a amostra dos chefes de família para a área rural do Brasil (2002-2003) .....	29
Tabela 1.2 Efeitos marginais para a amostra dos chefes de família para a área rural do Brasil (2008-2009) .....	32
Tabela 1.3 Resumo da Armadilha da Pobreza Nutricional para a amostra dos chefes de família para a área rural do Brasil .....	33
APÊNDICE .....	38
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) .....	38
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) .....	38
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) .....	39
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) .....	39
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) .....	40
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) .....	40
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) .....	41
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) .....	41

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) .....	42
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) .....	42
Tabela 2.1	Estimativas e Estatísticas dos Parâmetros do Modelo Econométrico 2 .....	63
Tabela 2.2	Teste de Causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) para as Variáveis do Modelo .....	66
Tabela 3.1	Média, Valores e Variação Percentual das Variáveis da Base de Dados .....	89
Tabela 3.2	Resultados das Regressões para as Taxas de Mortalidade Infantil no Brasil .....	92
 QUADRO		
Quadro 1.1	Descrição das variáveis para o Logit Multinomial .....	26
Quadro 1.2	Descrição das variáveis para a regressão de segundo estágio.....	26

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO	Página
GRÁFICO 1.1 Curva de Capacidade .....	21

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO GERAL</b> .....	14
<b>CAPÍTULO 1 - ARMADILHA DA POBREZA NUTRICIONAL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A ÁREA RURAL DO BRASIL</b> .....	16
1 INTRODUÇÃO.....	16
2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DA PRIVAÇÃO ALIMENTAR E A ARMADILHA DA POBREZA EM RELAÇÃO À NUTRIÇÃO .....	17
2.1 Produtividade do trabalho e nutrição.....	17
2.2 Armadilha da Pobreza Nutricional .....	20
3 CORREÇÃO DE VIÉS DE SELEÇÃO EM MODELOS LOGIT MULTINOMIAIS.....	22
4 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS .....	26
5 ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	29
5.1 Resultados para o Brasil utilizando a POF 2002-2003.....	29
5.1.1 Resultados do modelo logit multinomial .....	29
5.1.2 Resultados da estimação da Armadilha da Pobreza em relação à Nutrição (APN). .....	30
5.2 Resultados para o Brasil utilizando a POF 2008-2009.....	31
5.2.1 Resultados do modelo logit multinomial .....	31
5.2.2 Resultados da estimação da Armadilha da Pobreza em relação à Nutrição (APN). .....	33
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	34
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	35
APÊNDICE .....	38
<b>CAPÍTULO 2 - O IMPACTO DA INFRAESTRUTURA SOBRE A POBREZA NO BRASIL</b> .....	43
1 INTRODUÇÃO.....	43
2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DA RELAÇÃO ENTRE POBREZA E INFRAESTRUTURA.....	46
3 POBREZA E OUTROS DETERMINANTES .....	51
3.1 Relação entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade .....	51
3.2 Relação entre pobreza e anos de estudo .....	53

3.3 Relação entre pobreza, taxa de desemprego e receitas do governo.....	55
4 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS .....	56
5 MODELO ECONOMETRICO .....	57
6 RESULTADOS.....	62
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	67
8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	68
<b>CAPÍTULO 3 - POBREZA, SUBNUTRIÇÃO E MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS REGIONAIS E SUAS IMPLICAÇÕES PARA AÇÕES PÚBLICAS.....</b>	<b>74</b>
1 INTRODUÇÃO.....	74
2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS SOBRE OS DETERMINANTES DA MORTALIDADE INFANTIL E DA INFÂNCIA .....	76
3. DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS .....	84
4 MODELO ECONOMETRICO .....	85
4.1 Modelo de Efeitos Fixos.....	86
4.2 Modelo de Efeitos Aleatórios .....	86
5 RESULTADOS .....	88
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	94
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	95
CONCLUSÃO GERAL .....	99

## INTRODUÇÃO GERAL

Grande parte da literatura recente em crescimento e desenvolvimento econômico tem se preocupado com os determinantes de bem-estar que compõem as Metas do Milênio. Alguns dos elementos-chaves no cumprimento desses objetivos são: a redução da subnutrição, da mortalidade infantil e da pobreza, e o aumento de investimentos em infraestrutura pública. Nesse sentido, o presente estudo visa avaliar a pobreza sobre diferentes perspectivas: armadilha da pobreza nutricional, o impacto da infraestrutura na pobreza, subnutrição e mortalidade infantil.

No Capítulo 1 investigam-se os impactos da subnutrição sobre a produtividade do trabalho, analisando a armadilha da pobreza em relação à nutrição (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. A questão fundamental 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. 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.

No Capítulo 2 analisa-se o efeito dos investimentos públicos em infraestrutura nos setores estratégicos da economia (transporte, energia, comunicação, saúde e saneamento) na redução da pobreza controlando outros determinantes tais como, o crescimento econômico, a desigualdade de renda, a educação, a taxa de desemprego e as receitas governamentais orçamentárias para os estados brasileiros, no período de 1995 a 2009. O fornecimento de infraestrutura é um componente vital no estímulo ao crescimento econômico de um país, tanto por seu potencial de geração de emprego, quanto por sua complementaridade com as demais atividades econômicas no sentido de melhorar o desempenho da economia e amortecer o quadro persistente de pobreza. Para alcançar esse objetivo, emprega-se um modelo dinâmico para dados em painel que é estimado pelo método de momentos generalizados-sistema (MMG-S) desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundel-Bond (1998). Adicionalmente, é feito um teste de causalidade de Granger para dados em painel de Hurlin e Venet (2001, 2004) e Hurlin (2004, 2005) com a finalidade de verificar tanto a existência bem como a direção de qualquer causalidade entre a pobreza e a infraestrutura e as demais variáveis explicativas.

No Capítulo 3, estuda-se os impactos de índices antropométricos sobre a mortalidade infantil (crianças com idade igual ou menor de cinco anos), controlando outras variáveis tais como pobreza, renda, educação, taxa de fertilidade, desigualdade de renda, taxa de fertilidade, número de médicos por habitantes, taxa de imunização, infraestrutura (saneamento, água tratada e coleta de lixo). Os índices utilizados foram: a proporção de crianças com baixo peso por idade, a proporção de crianças com baixo peso por altura e a proporção de crianças com baixa altura por idade. Examinar os determinantes das taxas de mortalidade infantil é essencial para a escolha de quais políticas públicas devem ser priorizadas para sua erradicação e identificar as regiões que necessitam de maiores investimentos na área da saúde. Neste sentido, são especificados e estimados três modelos econométricos utilizando-se uma base de dados em painel onde as unidades observacionais são o Distrito Federal e os estados brasileiros no período de 2001 a 2008.

## CAPÍTULO 1

### **ARMADILHA DA POBREZA NUTRICIONAL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A ÁREA RURAL DO BRASIL**

#### **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 remunerações do trabalho. 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, na 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 nutricional, e conseqüentemente sobre 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 (2007). 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 Multinomial*. 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**

### **2.1 Produtividade do trabalho e 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, possibilitando a este ser mais ou menos produtivo em suas atividades laborais. 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, apesar de ter ocorrido uma baixa produtividade dos trabalhadores.

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

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

Em contraste, Deolalik (1988) utilizando uma regressão de dados de painel de efeitos fixos de uma equação de salários e produção agrícola rural do sul da Índia, no período de 1976 a 1978, descobriu que a ingestão calórica não afeta os 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 diminuí-los, se reduz a produtividade do trabalhador e aumenta

o custo por unidade de eficiência do trabalho. Em um estudo teórico, Barret (2002) examinou que a deficiência de micronutrientes reduz a atividade física e cognitiva e, portanto a produtividade do trabalho. Tal deficiência reduz indiretamente a produtividade por aumentar a suscetibilidade do trabalhador a doenças e infecções.

Com o uso de dados do Banco Mundial de 1994 e 1996, Horton e Ross (2003) mostraram que a deficiência em ferro para dez países em desenvolvimento, como Honduras, Bangladesh, Nicarágua, Bolívia e outros é relacionada com a variedade de consequências funcionais com implicações econômicas, tal como a deterioração mental nas crianças e a baixa produtividade de trabalho nos adultos. Similarmente, Lorch (2001) mostrou 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 calorías na produtividade do trabalhador, no 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 pobreza nutricional.

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.

## **2.2 Armadilha da Pobreza Nutricional**

A curva de capacidade trata da relação entre a capacidade de trabalho que um indivíduo pode executar em 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

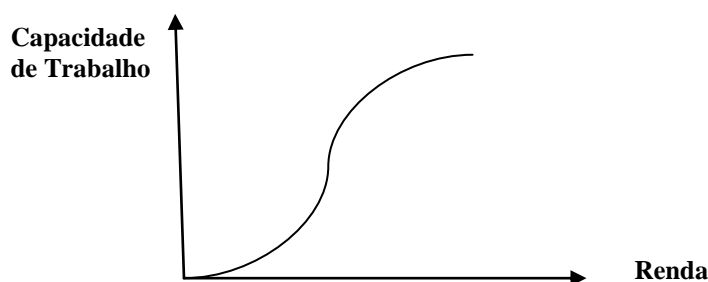
a renda é sinônimo de nutrição, no sentido que toda a renda é convertida em nutrição, isto é, a renda obtida pelos pobres é gasta na sua totalidade com alimentos.

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 satisfeita, 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.

**Gráfico 1.1 - Curva de Capacidade**



Fonte: Jha, Gaiha e Sharma (2009)

### 3 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,  $\lambda(x_2\delta_2) \equiv \frac{\phi(x_2\delta_2)}{\Phi(x_2\delta_2)}$ <sup>1</sup>,

Já em modelagens mais complexas, onde a seleção se dá em um processo de escolha discreta multinomial, segundo Bourguignon, Fournier e Gurgand (2007), 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,

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

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 (2007) mostram que a correção do viés de seleção pode ser baseada na média condicional de  $u_1$  de maneira que:

$$E(u_1/\varepsilon_1 < 0, \Gamma) = \int \int_{-\infty}^0 \frac{u_1 f(u_1, \varepsilon_1/\Gamma)}{P(\varepsilon_1 < 0/\Gamma)} d\varepsilon_1 du_1 = \lambda(\Gamma)$$

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

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:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \mu(P_1, \dots, P_M) + w_1 \text{ ou } y_1 = x_1 \beta_1 + \lambda(\Gamma) + w_1$$

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:

$$E\left(\eta_j - \eta_1 / y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma\right) = \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln(P_1), \quad \forall j > 1,$$

e 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 (2007) 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:

$$E(u_1/\eta_1 \dots \eta_M) = \sigma \sum_{j=1 \dots M} r_j^* \eta_j^{*2}$$

em que  $r_j^*$  são as correlações entre  $u_1$  e as variáveis normais padronizadas  $\eta_j^* = J(\eta_j) = \Phi^{-1}(G(\eta_j))$ ,  $j = 1, \dots, M$ .<sup>3</sup>

<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  $J$ .



Ademais, dada uma seleção amostral, os autores derivaram as seguintes esperanças condicionais:

$$E\left(\eta_1^* / y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma\right) = m(P_1)$$

$$E\left(\eta_j^* / y_1^* > \max_{s \neq j} (y_s^*), \Gamma\right) = m(P_j) P_j / (P_j - 1)$$

onde  $m(P_j) = \int J(v - \log P_j) g(v) dv$ ,  $\forall j$ . Com isso concluíram que, após a modificação na hipótese, a equação de regressão (4) poderia ser expressa como:

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

De acordo com a equação (5), os fatores ou variáveis que corrigem o viés de seleção são definidos como  $m_0 = m(P_1)$  e  $m_j = m(P_{j+1}) \frac{P_{j+1}}{(P_{j+1} - 1)}$  para  $j=1, 2, \dots, M-1$  em que  $\sigma_1^*$ ,  $\sigma_2^*$ ,  $\sigma_3^*$ , ...,  $\sigma_M^*$  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.

---

<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  $j$ .

#### 4 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi extraída da 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 especificadas as 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 dependentes e explicativas se encontram discriminadas no Quadro 1.1. 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 1.1 Descrição das variáveis para o Logit Multinomial**

Variável Dependente	Descrição	Situação
Ocup	Decisão ocupacional	0 se trabalha no setor agrícola 1 se trabalha no setor não agrícola 2 se trabalha por conta própria 3 se trabalha em outros empregos
<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	Nu mérica
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
<b>Outras variáveis explicativas</b>		
Pluv	Precipitação média pluviométrica	Numérica
Litoral	<i>Dummie</i> de localização	0 se o estado não está localizado no litoral, 1 se o estado está localizado no litoral

Fonte: Dados elaborados pelo autor 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 1.2 Descrição das variáveis para a regressão de segundo estágio.**

Variável Dependente	Descrição
	Renda do setor agrícola Renda do setor não agrícola, Renda do setor por conta-própria Renda do setor outros empregos
<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>Variáveis Explicativas Nutricionais</b>	
caloria	Quantidade de caloria <i>per capita</i> consumida pelo chefe de família
caloriaq	Quantidade de caloria <i>per capita</i> consumida ao quadrado pelo chefe de família
vitamB1	Quantidade de vitamina B1 <i>per capita</i> consumida pelo chefe de família
vitamB1q	Quantidade de vitamina B1 <i>per capita</i> consumida ao quadrado pelo chefe de família
vitamB2	Quantidade de vitamina B2 <i>per capita</i> consumida pelo chefe de família
vitamB2q	Quantidade de vitamina B2 <i>per capita</i> consumida ao quadrado pelo chefe de família
vitamA	Quantidade de vitamina A <i>per capita</i> consumida pelo chefe de família
vitamAq	Quantidade de vitamina A <i>per capita</i> consumida ao quadrado pelo chefe de família
ferro	Quantidade de ferro <i>per capita</i> consumida pelo chefe de família
ferroq	Quantidade de ferro <i>per capita</i> consumida ao quadrado pelo chefe de família
<b>Variáveis Explicativas de Preços Alimentares</b>	
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
<b>Outras Variáveis Explicativas</b>	
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 pelo autor 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*. O setor agrícola é composto por produtores na exploração agropecuária, agricultores, empresários na produção mista de lavoura e pecuária, arrendatários, brejeiros, trabalhadores rurais, capatazes, semeadores, fazendeiros, lavradores, empregados temporários na área rural e estagiários.

O setor não agrícola é composto por trabalhadores da indústria extrativa e de construção civil, têxteis, eletrônica e mecânica, siderúrgica, alimentícia, de bebidas e fumo, de madeira e mobiliária; militares, policiais, bombeiros, dirigentes do poder público e de empresas e organizações, técnicos, vendedores e prestadores de serviços, professores e trabalhadores de atendimento ao público.

O setor conta própria inclui as pessoas que trabalham explorando o seu próprio empreendimento, sozinha ou com sócio, sem ter empregado e contando, ou não, com ajuda de trabalhador não remunerado de membro da unidade domiciliar em que reside. Inclui os segmentos: comércio, reparação de veículos automotores e de objetos pessoais e domésticos e comércio a varejo de combustíveis, outros serviços e da construção. O setor outros empregos se refere às seguintes categorias: empregador (a pessoa que trabalha explorando o seu próprio empreendimento, tendo pelo menos um empregado e contando, ou não, com ajuda de trabalhador não remunerado de membro da unidade domiciliar), indivíduos não remunerados em ajuda a membro do domicílio e trabalhador na produção para o próprio consumo.

Além dos fatores que corrigem o viés de seleção, as demais variáveis explicativas utilizadas na estimação da equação (5) estão descritas no Quadro 1.2.

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 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 do 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.

## 5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 5.1 Resultados para o Brasil utilizando a POF 2002-2003

#### 5.1.1 Resultados do modelo logit multinomial

A Tabela 1.1 a seguir apresenta os efeitos marginais obtidos do modelo Logit multinomial estimado de acordo com a especificação descrita no Quadro 1.1.

**Tabela 1.1: Efeitos marginais para a amostra dos chefes de família para área rural do Brasil (2002-2003).**

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

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

Fonte: resultados obtidos pelo autor 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, o valor negativo e significativo da idade ao quadrado no setor não agrícola caracteriza 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 trabalhar 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%. 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.

### 5.1.2 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,

---

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

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.

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

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

## **5.2 Resultados para o Brasil utilizando a POF 2008-2009**

### *5.2.1 Resultados do modelo logit multinomial*

A Tabela 1.2 a seguir apresenta os efeitos marginais obtidos do modelo *Logit multinomial* estimado de acordo com a especificação descrita no Quadro 1.1.

**Tabela 1.2: Efeitos marginais para a amostra dos chefes de família para área rural do Brasil (2008-2009).**

variável	P(ocup=0)			P(ocup=1)			P(ocup=2)			P(ocup=3)		
	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z	dy/dx	Dp	P> z
<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 pelo autor a partir dos dados da POF 2008-2009.

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

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

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



### 5.2.2 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 ao 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 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.

### 5.3 Resumo dos resultados da Armadilha da Pobreza em relação à Nutrição

**Tabela 1.3: 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 pelo autor a partir dos dados das POFs 2002-2003 e 2008-2009.

Conforme a Tabela 1.3, 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.

## **6 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 a 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 quatros 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.

## **7 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	0,00	0,0000	0,00	0,5220	0,00	0,0000	0,00	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 pelo autor 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	0,00	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 obtido pelo autor 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		
pfeij	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 obtido pelo autor a partir dos dados da POF 2002-2003.

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

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos			
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p		
vitamA	4,68E-05	0,5290	7,93E-04	0,0440	4,25E-04	0,0000	0,0004	0,0000		
vitamAq	-1,32E-12	0,5290	-2,33E-10	0,0660	-3,64E-11	0,0000	-7,96E-11	0,0010		
anest	59,86	0,0000	267,35	0,0000	68,62	0,0000	31,5568	0,0000		
pcer	125,66	0,0010	50,22	0,5370	92,49	0,0030	10,3883	0,8220		
pfeij	18,58	0,8310	151,39	0,3900	-8,03	0,8740	93,5672	0,0760		
poleo	-164,75	0,0790	-98,72	0,7360	-128,76	0,1320	173,4329	0,1650		
pacuc	-32,23	0,5960	252,44	0,0230	94,07	0,0040	127,0358	0,0230		
pleit	439,78	0,0010	218,17	0,2600	155,30	0,0180	71,5468	0,3310		
idche	-65,13	0,2430	8,96	0,9040	3,17	0,8960	5,1568	0,7000		
idcheq	0,94	0,0520	0,83	0,5770	0,03	0,8830	-0,0539	0,5260		
adultm	245,63	0,0000	50,17	0,6290	98,97	0,0000	97,7041	0,0000		
adultf	-69,88	0,4880	110,49	0,6530	171,76	0,0000	19,6510	0,5110		
tamfam	3,23	0,9550	152,32	0,4370	3,51	0,8810	-0,2206	0,9870		
pluv	0,00	0,8940	0,01	0,2880	0,00	0,0600	-0,0016	0,4570		
litoral	-238,72	0,2980	168,34	0,7210	12,73	0,8960	308,3382	0,0010		
_m0	-1297,57	0,2130	-2607,94	0,5920	-2817,13	0,0960	397,1644	0,7310		
_m1	-4955,01	0,0260	-1412,65	0,5900	-2566,24	0,0840	565,2173	0,4640		
_m2	-5836,78	0,1190	-1184,37	0,7580	-1372,77	0,0560	163,7285	0,7820		
_m3	-3428,90	0,4000	2822,62	0,4020	-3240,95	0,03	-34,93929	0,91		
_cons	-2609,35	0,014	-3838,37	0,027	-1746,82	0,314	-787,88	0,301		
Nºobs.= 1807		R²= 0,09	Nºobs.= 1736		R²= 0,26	Nºobs.=3953		R²= 0,09	Nºobs.=914	R²= 0,19

Fonte: Resultados obtido pelo autor 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		
adultm	227,31	0,0000	50,87	0,6260	91,01	0,0010	89,67	0,0000		
adultf	-36,28	0,7070	102,06	0,6790	171,75	0,0000	29,75	0,3110		
tamfam	-9,30	0,8560	166,14	0,3990	4,02	0,8630	4,75	0,7320		
pluv	0,00	0,8030	0,01	0,2630	0,00	0,1170	-0,00	0,3730		
litoral	-410,08	0,0430	192,91	0,6840	3,47	0,9710	266,61	0,0030		
_m0	-1178,94	0,2350	-3091,39	0,5280	-2537,67	0,1300	302,00	0,7880		
_m1	-4702,08	0,0280	-1696,91	0,5190	-2393,89	0,1040	473,05	0,5300		
_m2	-6661,64	0,0450	-1186,60	0,7600	-1345,94	0,0580	-184,38	0,7500		
_m3	-3826,95	0,3050	2871,01	0,3980	-3057,71	0,039	-110,56	0,714		
_cons	-2179,68	0,035	-3760,23	0,032	-1455,11	0,398	-603,59	0,419		
Nºobs.= 2014		R <sup>2</sup> = 0,12	Nºobs.= 1736		R <sup>2</sup> = 0,27	Nº obs.=3953		R <sup>2</sup> = 0,09	Nºobs.=914	R <sup>2</sup> = 0,22

Fonte: Resultados obtidos pelo autor a partir dos dados da POF 2002-2003.

## RESULTADOS DAS REGRESSÕES UTILIZANDO A POF 2008-2009

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

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

Fonte: Resultados obtidos pelo autor a partir dos dados da POF 2008-2009.



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

Variável	Renda agrícola		Renda não agrícola		Renda conta-própria		Renda outros empregos				
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p			
vitamB1	0,96	0,2160	8,93	0,0050	4,12	0,0180	6,56	0,3650			
vitamB1q	-0,00	0,4990	-0,01	0,0940	-6,06E-03	0,0520	-1,00E-03	0,9320			
anest	19,10	0,0000	50,38	0,0000	20,09	0,0160	334,70	0,0080			
pcer	508,03	0,0260	1947,12	0,0040	-153,03	0,7070	-604,09	0,8150			
pfej	186,15	0,0010	313,19	0,0260	5,84	0,9510	447,12	0,3530			
poleo	-125,64	0,4690	39,36	0,9400	-931,58	0,0030	-1100,10	0,3560			
pacuc	956,84	0,0020	2672,67	0,0020	258,87	0,6490	1179,54	0,7180			
pleit	-1606,19	0,0000	-2540,61	0,0020	-929,41	0,0550	-1684,00	0,5960			
idche	61,57	0,4800	209,51	0,1340	79,68	0,4750	350,30	0,3140			
idcheq	-0,25	0,4490	-0,50	0,5720	0,10	0,8370	-1,52	0,3660			
adultm	-238,19	0,7750	-1174,09	0,3610	-794,06	0,4340	-1185,31	0,7210			
adultf	708,24	0,0800	-457,40	0,4930	-14,09	0,9770	-2811,70	0,0780			
tamfam	-62,87	0,7670	378,60	0,2660	162,11	0,5320	744,92	0,3390			
pluv	0,01	0,6470	0,01	0,5920	0,01	0,6310	-0,01	0,8680			
litoral	281,38	0,4750	601,57	0,3570	195,11	0,6930	-410,28	0,8190			
_m0	-2130,15	0,3830	-16335,58	0,1290	-12052,94	0,2180	-3874,04	0,9140			
_m1	2249,98	0,5390	-3080,27	0,3360	-6947,60	0,2100	-12024,30	0,5520			
_m2	1435,27	0,8620	6196,90	0,6100	-83,61	0,9800	10667,96	0,5610			
_m3	-536,80	0,9410	2965,88	0,7660	-708,15	0,875	81,48	0,993			
_cons	976,35	0,693	-14896,75	0,005	-5723,16	0,618	-8728,18	0,811			
N°obs.= 555		R²= 0,22	N°obs.= 828		R²= 0,07	N°obs.=857		R²= 0,07	N°obs.=88		R²= 0,36

Fonte: Resultados obtidos pelo autor 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			
adultm	-314,55	0,7120	53,62	0,6070	-726,69	0,4760	-2237,12	0,4610			
adultf	875,58	0,0350	102,10	0,6790	22,91	0,9630	-1385,86	0,3310			
tamfam	-55,04	0,8030	163,78	0,4050	145,87	0,5750	508,51	0,4650			
pluv	0,02	0,2030	0,01	0,2660	0,01	0,6620	0,01	0,8450			
litoral	299,89	0,4540	190,09	0,6880	158,26	0,7490	524,13	0,7600			
_m0	-4545,35	0,0660	-3028,17	0,5360	-11873,13	0,2270	-30226,91	0,3590			
_m1	848,36	0,8110	-1665,75	0,5260	-7051,63	0,2070	-15431,14	0,3760			
_m2	1137,04	0,8950	-1209,39	0,7550	-412,50	0,9010	11676,97	0,4700			
_m3	-14892,76	0,0230	2851,02	0,4010	-1015,50	0,823	135,61	0,986			
_cons	2503,44	0,32	-3778,22	0,031	-5050,51	0,661	-14631,18	0,641			
N°obs.= 558		R²= 0,43	N°obs.= 1736		R²= 0,28	N°obs.=857		R²= 0,07	N°obs.=88		R²= 0,46

Fonte: Resultados obtidos pelo autor a partir dos dados da POF 2008-2009.

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

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

Fonte: Resultados obtidos pelo autor a partir dos dados da POF 2008-2009.

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

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

Fonte: Resultados obtidos pelo autor a partir dos dados da POF 2008-2009.

## CAPÍTULO 2

### O IMPACTO DA INFRAESTRUTURA SOBRE A POBREZA NO BRASIL

#### 1 INTRODUÇÃO

Historicamente quase toda a provisão de infraestrutura brasileira foi exclusivamente de responsabilidade do setor público. Entretanto, a partir da década de 1990, as parcerias entre os setores público e privado possibilitaram a entrada significativa de empresas privadas nacionais e estrangeiras, através de privatizações do setor de telecomunicações e de parte do setor energético e de concessões da malha rodoviária e ferroviária. Mesmo com essas mudanças, o estado ainda é o grande responsável pelo fornecimento de infraestrutura no Brasil.

Em linha com a discussão sobre o papel da infraestrutura na redução pobreza, deve-se mencionar que mais acesso a serviços de infraestrutura também afeta a realização dos chamados "Objetivos de Desenvolvimento do Milênio" (ODMs) com os quais o Brasil está comprometido. A contribuição da infraestrutura para os ODMs se reflete no aumento da produtividade e do bem-estar dos pobres, melhorando o acesso destes aos mercados locais e demais regiões e aumentando a cobertura e a qualidade dos serviços prestados, através da melhoria da educação, saúde, serviços de transporte, energia, tecnologia da comunicação e saneamento.

O fornecimento de infraestrutura é um componente vital para o estímulo ao crescimento econômico de um país, tanto por seu potencial de geração de emprego, quanto por sua complementaridade com as demais atividades econômicas no sentido de melhorar o desempenho da economia e amortecer o quadro persistente de pobreza. O acesso à infraestrutura é essencial para aumentar as oportunidades econômicas e diminuir a desigualdade.

Uma infraestrutura adequada é condição necessária para o desenvolvimento econômico. Assim, qualquer estratégia de crescimento pró-pobre deve necessariamente contemplar a promoção do investimento em infraestrutura para permitir um maior acesso dessa população às externalidades positivas geradas pelos investimentos nesse setor, pois aumenta a produtividade e torna as empresas mais competitivas além de gerar mais postos de trabalho.

O conceito de infraestrutura para economia é amplo e engloba um conjunto de componentes fundamentais tais como os sistemas de transportes (aéreo, rodoviário,

hidroviário, e portuário), energia, comunicações, saúde, entre outros. Esses elementos estruturais estão associados e influenciam diretamente o processo produtivo e o fluxo de mercadorias por permitirem a articulação entre as regiões produtoras e consumidoras dos bens e serviços que um país pode dispor e por impulsionar o crescimento econômico.

De acordo com o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID, 2000), é possível definir infraestrutura como um conjunto de estruturas de engenharias e instalações que são a base necessária para o desenvolvimento de atividades produtivas de prestação de serviços, política, social e pessoal. As regiões diretamente beneficiadas com serviços de infraestrutura logram externalidades positivas, atraindo indústrias, capital humano, aumentando a produtividade e estimulando o crescimento econômico.

Dentre os trabalhos internacionais que testaram empiricamente o papel da infraestrutura no combate à pobreza, destacam-se os de Jacoby (2000), Runsinarith (2008), Roy (2009), Ogun (2010), Seetanah, Ramessur e Rojid (2009), Escobal (2001), Aparicio, Jaramillo e Román (2011), dentre outros.

No âmbito nacional, a literatura econômica sobre o impacto direto de investimentos públicos em infraestrutura para a redução da pobreza ainda é muito escassa, tendo como destaque o trabalho de Cruz, Teixeira e Braga (2010) e indiretamente o estudo Kageyama e Hoffmann (2006).

Diante desse quadro, levando-se em consideração o efeito temporal da pobreza e utilizando dados agregados por estado, este artigo analisa se os resultados de políticas de investimento em infraestrutura no Brasil exerceram influências sobre a dinâmica da pobreza no Brasil. Para alcançar esse objetivo, utilizou-se um modelo dinâmico para dados em painel que é estimado pelo método de momentos generalizados-sistema (MMG-S) desenvolvido por Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundel-Bond (1998).

Essa metodologia possibilita resolver o problema de endogeneidade nas variáveis explicativas e de causalidade reversa existente nos estudos econométricos convencionais, assim como captar os efeitos de possíveis variáveis omitidas e erros de medidas. Nesse modelo, pretende-se verificar a correlação entre o índice que mede a pobreza e a infraestrutura composta pelas despesas públicas estaduais *per capita* nos setores estratégicos da economia (energia e recursos minerais, transportes, comunicação, saúde e saneamento). Essa relação é controlada por outros determinantes da pobreza tais como o produto interno bruto (PIB) *per capita*, os anos médios de estudo, a desigualdade de renda, a taxa de desemprego e as receitas orçamentárias estaduais. Os dados utilizados na estimação do modelo foram obtidos, do FINBRA (Finanças do Brasil) da Secretaria do Tesouro Nacional, das PNADs (Pesquisa

Nacional de Amostra e Domicílios) do IBGE e do IPEADATA (Base de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), no período de 1995 a 2009 para os estados brasileiros.

Quanto aos outros determinantes da pobreza, um dos grandes desafios nacionais tem sido reduzir a pobreza frente à concentração de renda que tem caracterizado o modelo econômico nacional. Embora a proporção de pessoas abaixo da linha de pobreza tenha caído substancialmente no Brasil nas últimas três décadas, ainda continua muito elevada quando se leva em consideração a renda *per capita* brasileira; países com renda *per capita* semelhante apresentam uma menor proporção de pobres.

A literatura econômica, de acordo com os autores Datt e Ravallion (1992) e Kakwani (1997), evidencia que a redução da pobreza requer o aumento do crescimento econômico ou redução no grau de desigualdade. O impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é tão maior quanto menor for a desigualdade da distribuição de renda. Trabalhos como os de Barreto (2005), IPEA (2006), Soares (2006), Barros *et al.* (2007), Araújo (2009) documentam essa relação.

Há um consenso na literatura econômica tradicional de que o desemprego está associado positivamente com a pobreza, visto que os mais vulneráveis à pobreza geralmente não têm rendimentos de investimentos e recebem pouca ou nenhuma renda, sendo o emprego a principal fonte de renda para essas pessoas. (FORMBY, HOOVER e KIM (2001), ENDERS e HOOVER (2003), HIRSCH (1980), BARBOSA (2004), MACHADO *et al.* (2003), SEETANAH, RAMESSUR E ROJID (2009)).

No entanto, as pesquisas sobre a relação entre pobreza e receitas do governo ainda são escassas. Destaca-se o trabalho de Seetana, Ramessur e Rojid (2009) que verificaram um efeito significativo no aumento das receitas sobre a redução da pobreza.

A forma mais comumente utilizada para a mensuração de pobreza, por sua simplicidade, é o estabelecimento de uma linha, ou seja, um nível de renda abaixo da qual as pessoas são classificadas como pobres. Em relação à medida de pobreza, embora não exista um consenso quanto à construção de linhas de pobreza, adota-se a linha cujo valor é igual a metade do salário mínimo a preços de setembro de 2009, sendo esta a mesma para todos os estados. O cálculo dessa linha segue a metodologia de Corseuil e Foguel (2002) e o indicador utilizado para medir a pobreza absoluta é a proporção de pobres que pertence à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984).

Dentre outros resultados obtidos, o principal foi que o investimento público em infraestrutura apresentou um impacto significativo sobre a redução da pobreza no Brasil no período analisado. Em relação aos outros determinantes, o aumento dos anos médio de estudo

e das receitas públicas orçamentárias e a queda da taxa de desemprego contribuíram para a sua diminuição. O PIB *per capita* dos estados apresentou um efeito redutor sobre a pobreza, embora esse impacto seja menor que o da desigualdade de renda. Tal fato pode ser devido à alta concentração de renda que de certa maneira amortece o efeito do crescimento econômico. Visto que existe uma complementaridade entre esses dois determinantes da pobreza, isto é, o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é maior quanto menor seja a desigualdade na distribuição de renda.

O restante do artigo está organizado em oito seções. Nas seções 2 e 3, faz-se, respectivamente, uma revisão sobre a relação entre os investimentos em infraestrutura do governo e a pobreza e a análise de seus outros determinantes. Na quarta seção define-se a base de dados e a construção das variáveis do modelo. Na quinta seção, apresenta-se o modelo econométrico e o método de estimação empregado, a sexta e sétima seções se analisa os resultados. Na última seção são apresentadas as principais conclusões.

## **2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DA RELAÇÃO ENTRE POBREZA E INFRAESTRUTURA**

Os efeitos da infraestrutura sobre a pobreza têm sido objeto de uma série de artigos na literatura econômica especializada sobre o assunto. Em geral, supõe-se que a provisão de infraestrutura adequada é um elemento chave para a redução da pobreza, visto que há um efeito direto de aumento da oferta de empregos e salários quando a economia cresce e se torna mais eficiente e competitiva.

Em seu estudo teórico, Hirschman (1958) relata que o investimento público em infraestrutura é de vital importância para o desenvolvimento social e econômico do país, uma vez que propicia um quadro atrativo para os investimentos privados, tornando-os mais baratos e mais competitivos e dando suporte às demais atividades econômicas ao servir como indutora do crescimento econômico. Os determinantes de infraestruturas de maior influência sobre a competitividade sistêmica das empresas referem-se à oferta de energia, transporte e telecomunicações. A oferta destes determinantes funciona como diferencial para os estados que os oferecem de forma eficiente, regular e confiável a custos reduzidos. Conforme o autor, a infraestrutura é composta por serviços básicos como o poder judiciário, a educação, a saúde pública, o transporte, as comunicações, o serviço de água, a energia e o apoio agrícola como irrigação e drenagem.

Em relação à evidência empírica internacional, existem muitos trabalhos que estimam o impacto da infraestrutura na redução da pobreza e outros indicadores de bem-estar

para diferentes países. Um estudo de caso com dados sobre o padrão de vida da população do Nepal para os anos de 1995 e 1996, feito por Jacoby (2000), constatou que o fornecimento de acesso rodoviário a mercados proporcionava benefícios médios substanciais para famílias pobres. Porém, tal resultado não foi grande o suficiente para reduzir significativamente a desigualdade de renda.

O papel das estradas como um dos vários fatores que contribuem para as alterações na incidência de pobreza foi investigado por Kwon (2001) em 25 províncias da Indonésia entre 1976 e 1996. Com o uso das técnicas de variáveis instrumentais e mínimo quadrados ordinários, os resultados mostraram que o efeito significativo das estradas na redução da pobreza foi maior nas províncias com bom acesso às estradas do que aquelas desprovidas desse tipo de infraestrutura. As pessoas nessas províncias pareciam ter mais oportunidades de trabalho seja porque elas tinham um acesso mais fácil ao mercado de trabalho ou tinham mais empregos disponíveis na região.

Em outro estudo sobre a Indonésia, Balisacan, Pernia, e Asra (2002), utilizando dados em painel desagregados para 285 distritos no período 1993 a 1999, também observaram um efeito significativo das estradas sobre os rendimentos médios dos pobres através de crescimento. Nessa mesma linha, Dercon e Krishnan (1998) usaram dados coletados na Etiópia rural, em 1989, 1994 e 1995 para avaliar os fatores determinantes das mudanças nos níveis de pobreza, e descobriram que as famílias com maior capital humano e com melhor acesso a estradas tiveram menores taxas de pobreza.

Escobal (2001) também estabeleceu uma ligação entre estradas e diversificação de renda, ao analisar os determinantes da decisão da família rural para realizar atividades não agrícolas na área rural do Peru, com o uso de dados de pesquisas familiares no período de 1985 a 1997. Usando a metodologia de Tobit censurada, mostrou que o acesso às estradas, juntamente com outros bens públicos, tais como eletrificação rural e educação, é um determinante significativo de diversificação de renda e diminuição da pobreza.

Ao analisar os efeitos de diferentes tipos de despesa pública sobre o crescimento econômico e a pobreza rural entre as províncias chinesas e vietnamitas, Fan, Zhang e Zhang (2002) encontraram que os gastos públicos com estradas rurais têm maior impacto sobre a incidência da pobreza. A pesquisa mostrou que as famílias pobres que vivem em municípios rurais com estradas pavimentadas têm 67% maior probabilidade de escapar à pobreza do que as comunas sem esse tipo de infraestrutura. Utilizou dados da pesquisa de padrão de vida da população para o período de 1992-1993 e 1997-1998.

Em um estudo complementar sobre a pobreza na China, Fan e Chan-Kang (2004) utilizaram dados em nível provincial da China no período de 1982-1999 para desenvolver um quadro analítico que se estende desde os trabalhos anteriores de Fan, Zhang e Zhang (2002). Os autores diferenciaram as estradas de qualidades diferentes e desagregaram os efeitos de investimentos rodoviários para as áreas rurais e urbanas. Os resultados mostraram que o desenvolvimento de estradas, juntamente com pesquisa e desenvolvimento agrícola, irrigação, educação, energia elétrica e telecomunicações, fizeram contribuições significativas para o crescimento econômico e a redução da pobreza, embora em diferentes graus em todas as regiões. Um dos resultados relevantes obtidos foi que as estradas rurais de baixa qualidade têm um custo-benefício em torno de quatro vezes maior para o PIB nacional do que àquelas de alta qualidade.

Confirmando essas evidências empíricas sobre a relação entre pobreza e infraestrutura, entre os anos de 1997-1998 e de 2002-2003, Warr (2005) comprovou que o declínio da pobreza rural no Laos foi atribuído à melhoria do acesso rodoviário.

A metodologia de dados em painel (estático e dinâmico) é empregada no estudo de Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) para mensurar a relevância da infraestrutura sobre a pobreza urbana em uma amostra de 20 países para o período 1980 a 2005. Os gastos do governo em estradas e telecomunicações são usados como proxy no painel dinâmico. Em ambos os modelos, eles descobriram que os transportes e as telecomunicações são instrumentos eficazes para o combate da pobreza em áreas urbanas. Com o uso de um teste de causalidade de Granger, descobriram uma causalidade reversa entre pobreza e infraestrutura. A infraestrutura rodoviária pode ajudar os pobres urbanos a se conectarem as atividades econômicas principais, permitindo-lhes acesso a oportunidades produtivas adicionais, tendo em conta que a caminhada é o principal modo de transporte utilizado por pelo menos metade da população urbana e é responsável por 80% a 90% de todas as viagens entre os pobres. Outro canal é que o investimento em estradas promove o crescimento e novos empregos.

Um estudo com 91 países, incluindo o Brasil, com o uso dos mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) e dados *cross-section* sobre gastos do governo em saúde e educação, pobreza, Pib *per capita*, índice de gini, índice de corrupção dentre outras variáveis, para os anos de 1990, 1997 e 2003, Rajkumar e Swaroop (2008) também citam a possibilidade de causalidade reversa entre pobreza e infraestrutura em saúde. Constataram que quando um governo enfrenta uma situação de pobreza e deterioração do estado de saúde dos seus cidadãos ou mesmo em situações críticas de condições de educação, o Estado tende a elevar suas despesas nestas categorias.



Outro estudo utilizando como proxy de infraestrutura os gastos públicos para 25 províncias da Indonésia de 1976 a 1996, realizado pelo Banco de Desenvolvimento da Ásia e o Centro de Recursos para Desenvolvimento Econômico (1999) verificou que o declínio da taxa de pobreza era proveniente de investimentos em estradas, saúde, agricultura, educação, ciência e tecnologia.

Ao utilizar modelos de dados de painel (efeitos fixos e aleatórios) para refletir o impacto de diferentes tipos de infraestrutura (acesso à água, esgoto, energia elétrica e telefone) sobre os gastos domésticos peruanos para os anos de 2007 a 2010, Aparício, Jaramillo e Román (2011) verificaram um impacto diferenciado e significativo da infraestrutura sobre a redução da pobreza transitória e crônica de acordo com a área geográfica (urbana ou rural) e sexo do chefe de família.

Um estudo de 73 províncias das Filipinas, com dados de 1988 a 1997 mostra que a mudança no acesso à energia elétrica foi forte e positivamente correlacionada com a redução dos níveis de pobreza, conforme definido pela Baliscalan (2001). Outra pesquisa desenvolvida nas Filipinas por Balisacan e Pernia (2002) nas décadas de 1980 e 1990, constatou que a eletricidade influencia positivamente a renda dos pobres por meio do crescimento.

Runsinarith (2008) com a metodologia das regressões quantílicas, encontrou impactos significativos de telefonia móvel, eletricidade, irrigação e estradas sobre a incidência da pobreza das famílias no Camboja para o ano de 2006. Concluiu que o telefone celular foi o que teve o maior impacto sobre a redução da pobreza, seguido pela eletricidade, estradas e irrigação, nessa ordem dos quatro tipos de infraestruturas analisados.

Com a construção de dois índices de infraestrutura: físico e social construídos com o método de componentes principais, Roy (2009) detectou uma forte correlação negativa entre o Índice de Pobreza Humana (IPH) e a infraestrutura física (estradas, energia elétrica, projetos de irrigação, etc.) e social (hospitais, escolas entre outros), na Índia, para o período 1981-2001. Os dados de Infraestrutura foram coletados a partir de relatórios da Comissão de Planejamento, Relatórios do Ministério da Saúde e Assistência Social e do Ministério da Educação e Cultura. Confirmando esses resultados, Ogun (2010) através de um modelo VAR estrutural com base em dados relativos no período 1970-2005, verificou que o desenvolvimento em infraestrutura social e física reduziu significativamente a pobreza em áreas urbanas na Nigéria.

De um modo semelhante, Datt e Ravallion (2002) estimaram os determinantes das diferenças na taxa de redução da incidência da pobreza entre os estados indianos no período de 1960-1994. Um dos fatos importantes é que os gastos do governo estadual direcionados

para o desenvolvimento econômico têm um grande efeito estatisticamente significativo na redução da pobreza, mesmo quando controlado por mudanças da produtividade agrícola e não agrícola em uma tendência temporal. Em um estudo detalhado, Datt e Ravallion (1998) provam que os estados indianos com melhor infraestrutura e recursos humanos apresentaram taxas significativamente mais elevadas a longo prazo da redução da pobreza, no período de 1951 a 1992 com o uso de dados nacionais de pesquisas familiares.

Ghosh e De (2000), utilizando as infraestruturas físicas dos países do Sul da Ásia nas décadas de 80 e 90, mostraram que dotações diferenciais de infraestrutura física foram responsáveis pela crescente disparidade regional no Sul da Ásia.

Com o intuito de analisar os diferentes determinantes da pobreza no Peru durante os anos de 1985, 1991, 1994 e 1996, Torero, Escobal e Saavedra (2001) verificaram efeitos significativos da infraestrutura (água potável, esgoto, eletricidade e telefonia) sobre a pobreza. Dentre outros resultados obtidos, constataram que a posse de telefone contribuiu em maior grau para reduzir a pobreza em áreas urbanas do que os outros tipos de infraestrutura, apesar de tal tipo de infraestrutura não ter apresentado efeito significativo nas áreas rurais.

Em outro estudo para o Peru sobre a evolução da pobreza no tempo e os fatores que a afetam, no período entre 1997 e 1999, Herrera e Roubaud (2002) demonstraram que o acesso aos serviços públicos de infraestrutura reduz significativamente a probabilidade de cair na pobreza "permanente". Além disso, no caso das famílias que sempre foram pobres, o acesso a esses serviços aumenta a probabilidade de sair da pobreza.

Utilizando um painel desbalanceado de 121 países no período de 1960 a 2000, Calderón e Servén (2004) consideraram índices quantitativos de infraestrutura e acrescentam indicadores de qualidade e encontram efeitos positivos e significativos do estoque de infraestrutura sobre o nível de renda e de crescimento econômico das nações. Argumentam que o desenvolvimento da infraestrutura favorece uma melhor distribuição da renda e conseqüentemente uma redução da pobreza.

A literatura econômica nacional sobre a importância da infraestrutura na redução da pobreza ainda é escassa. Os poucos trabalhos feitos relacionam a infraestrutura com a promoção do crescimento econômico. Destaca-se o trabalho de Cruz, Teixeira e Braga (2010) que a partir de dados para o Brasil no período de 1980 a 2007, concluíram que os gastos públicos federais e estaduais em educação, saúde e em capital físico (estradas e energia) são extremamente relevantes para a geração da renda, aumento da produtividade e redução da pobreza.

Em uma análise multidimensional da pobreza no Brasil no período de 1990 a 2004, utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNADs), Kageyama e Hoffmann (2006) verificaram que houve uma tendência de melhoria das condições de infraestrutura, sendo esta responsável, em grande parte, pela redução da pobreza.

### **3 POBREZA E OUTROS DETERMINANTES**

#### **3.1 Relação entre pobreza, crescimento econômico e desigualdade**

Vários trabalhos nacionais e internacionais empíricos confirmam o senso comum de que o crescimento econômico ajuda a aliviar a pobreza de duas formas: expandindo o número de empregos e aumentando o salário real pago aos trabalhadores. As reduções na pobreza dependem tanto da taxa de crescimento como de reduções no grau de desigualdade

Por exemplo, Anderson (1964), Thornton, Agnello e Link (1978) e Hirsh (1980) analisaram essa relação através de um modelo de crescimento econômico *trickle-down* para os Estados Unidos. A idéia essencial é que embora o crescimento primeiramente beneficie aquelas pessoas nas porções superiores da distribuição de renda, o crescimento robusto tende a beneficiar aqueles que estão no quintil mais baixo da distribuição de renda.

Contudo, um número de estudos recentes tem descoberto que a expansão econômica americana de 1980 não teve efeito estatisticamente significativo na pobreza agregada. Blank (1993) e Formby, Hoover e Kim (2001) afirmam que a pobreza agregada foi menos sensível a expansão econômica americana de 1980 que a de 1960. A explicação plausível para a resposta lenta da pobreza ao crescimento econômico de 1980 é que os salários reais estavam estagnados durante esse período. De fato, Formby, Hoover e Kim (2001) mostraram que os salários reais dos trabalhadores de baixa renda aumentaram somente 0,5% durante essa expansão.

Contrários a essa percepção, Enders e Hoover (2003) ressaltam que embora os salários reais sejam endógenos (e esperados a aumentarem durante a expansão econômica), isso não esclarece porque o efeito do crescimento sobre a pobreza tem diminuído. Assim, passaram a examinar os efeitos do crescimento econômico e de outros determinantes na taxa de pobreza num padrão não linear, utilizando duas técnicas: a regressão *Threshold* e a aproximação de Fourier. Para o período de 1961 a 1996, eles mostraram que a expansão da economia americana de 1980 teve de fato um efeito importante na redução da pobreza.

Ao contrário, outros autores, como por exemplo, Ravallion e Huppi (1991), Datt e Ravallion (1991) e Kakwani (1993) levam em consideração a pobreza e suas causas. Em particular, eles são cuidadosos em distinguir precisamente os efeitos do crescimento na

redução da pobreza e por outro lado as variações na distribuição. Ao mesmo tempo, suas análises são geralmente restritas a países específicos ou a um número limitado de regiões: Indonésia, regiões do Brasil, Índia e The Cote d'Ivoire.

Segundo Ranis e Stewart (2002), ao analisarem dados de vários países da América Latina, nem sempre o crescimento econômico é suficiente para eliminar a pobreza. Nas décadas de 1960, 1970 e 1980 no Brasil, por exemplo, houve um viés forte de pró-crescimento econômico, mas com baixo desenvolvimento humano.

Na década de 1990, Kageyama e Hoffmann (2006) afirmam que o Brasil teria entrado num padrão de “ciclo vicioso”, em que os baixos padrões de desenvolvimento humano passaram a limitar o crescimento econômico e foram sucessivamente limitados por este. Mas, em contraste com a década de 1980, nos anos 1990 houve em geral um aumento de gastos sociais na América Latina, incluindo o Brasil, o que poderia preparar o caminho para um novo padrão de crescimento no decênio atual.

O crescimento econômico é fundamental para redução da pobreza, mas Barreto (2005), Hoffmann (2005), De Lima, Barreto e Marinho (2003) e Menezes e Pinto (2005) assinalam que os seus efeitos são potencializados sobre os mais pobres quando acompanhado por políticas redistributivas.

Para Gafar (1998), o crescimento é uma condição necessária para reduzir a pobreza, ao aumentar as oportunidades de emprego, o padrão de vida e os salários reais. Mas não é condição suficiente e, se o padrão de crescimento for urbano viesado, capital intensivo e concentrador do emprego nos postos qualificados, a pobreza pode até crescer mesmo com o aumento do produto interno bruto (PIB) *per capita*.

As oportunidades de crescimento econômico, segundo Rocha (2006), tendem a ter efeitos essencialmente concentradores, já que implicam utilização de tecnologias modernas associadas ao uso de mão-de-obra qualificada, o que requer medidas compensatórias de modo a evitar aumento da desigualdade, bem como promover a redução da pobreza absoluta.

Consoante a autora, o crescimento econômico tende a gerar muitas oportunidades cujos efeitos são concentradores, pois requerem o uso combinado de tecnologias modernas e mão-de-obra qualificada, solicitando medidas compensatórias para evitar o aumento da desigualdade, assim como impulsionar o declínio da pobreza absoluta.

Por sua vez, Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2007), utilizando dados da PNAD de 1993, verificaram que redução no grau de pobreza de uma sociedade requer crescimento econômico ou o declínio no grau de desigualdade. Este fato é, certamente, uma das principais razões pelas quais os objetivos das políticas públicas centram-se na busca do

crescimento e da igualdade. Observaram uma relação quase linear entre crescimento econômico e redução no grau de pobreza.

Em outro estudo, os referidos autores ao analisarem o período de 2001 a 2005, verificaram que a taxa de crescimento da renda dos 10% mais pobres atingiu 8% ao ano, ocorrendo uma acentuada queda na pobreza resultante, sobretudo, da redução no grau de desigualdade. Observaram duas transformações desejáveis na distribuição de renda brasileira: houve crescimento (embora muito modesto) e a desigualdade reduziu-se significativamente (o coeficiente de Gini caiu 4,6%). A novidade nesse período é que, ao contrário de outros episódios históricos em que a pobreza também se reduziu significativamente, dessa vez, a principal força propulsora foi a redução na desigualdade e não o crescimento.

Neder e Silva (2004) desenvolveram aplicações metodológicas para a estimativa de índices de pobreza e de distribuição de renda em áreas rurais do Brasil com dados das PNADs entre 1995 e 2001. Seus resultados também constataram queda significativa da concentração de renda nas áreas rurais na maioria dos estados analisados.

Utilizando os dados das PNADs no período de 1995 a 2005, Araújo (2009) analisou a dinâmica da pobreza rural no Brasil e constatou que o crescimento do produto agropecuário *per capita* e o aumento dos anos médios de estudo contribuíram para diminuição na pobreza qualquer que seja a medida de pobreza. Sendo que o impacto dos anos médios de estudo na redução da pobreza é maior do que o obtido via crescimento do PIB agropecuário *per capita*. Por sua vez, a concentração de renda, medida pelo coeficiente de Gini, apresentou impacto positivo e significativa para o hiato da pobreza.

Conforme a nota técnica do IPEA (2006), de 2001 a 2004, a desigualdade de renda familiar *per capita* brasileira caiu de forma contínua e substancial, alcançando seu menor nível nos últimos trinta anos. Essa desconcentração levou a uma expressiva redução da pobreza e da extrema pobreza. Mesmo assim, o Brasil ainda se encontra entre os países mais desiguais do mundo.

### **3.2 Relação entre pobreza e anos de estudo**

Os modelos de crescimento têm ressaltado a importância do estoque de capital humano para o crescimento econômico e conseqüentemente para a redução da pobreza. O acesso à educação de boa qualidade conduz os mais pobres a obterem uma melhor posição no mercado de trabalho e a romperem o círculo da pobreza.

Um dos pioneiros da teoria do capital humano, Schultz (1973), afirma que a cada dia as pessoas estão investindo fortemente em si mesmas, como ativos humanos; que tais

investimentos humanos estão constituindo uma penetrante influência sobre o crescimento econômico e que o investimento básico no capital humano se dá a partir da educação formal e do treinamento. Desse modo, a educação tem como função precípua desenvolver habilidades e conhecimentos objetivando o aumento da produtividade; um maior número de ganhos de habilidades cognitivas; finalmente, quanto maior for o grau de produtividade, maior será a cota de renda que a pessoa receberá e melhor será sua posição social.

Para Enrenberg e Smith (2000), o aumento no nível de educação resulta em acréscimos de produtividade, que por sua vez, eleva o nível de salário real, de acordo com a teoria do capital humano. Dessa forma regiões que possuem um maior estoque de capital humano apresentam um salário médio superior às demais. Além da elevação dos salários, a concentração de conhecimentos gera externalidades positivas para a região. O padrão de crescimento desta região se torna mais dinâmico induzindo a entrada de novos investimentos e propagação de novos conhecimentos e habilidades.

Reis e Barros (1990) e Queiroz (1999) ressaltaram que a variável educação, mensurada por anos de estudo, tem maior capacidade de explicar as diferenças no rendimento dos indivíduos entre as regiões do que ao longo do tempo. A concentração do estoque de capital humano tende a beneficiar as cidades mais desenvolvidas (mais educadas formalmente) em detrimento dos municípios mais atrasados (menos educados) gerando um diferencial cada vez maior nos salários entre as regiões.

Uma análise do capital humano para Brasil, através da educação, feita por Vilela (2005), afirmou que durante o quinquênio 1991-96 as regiões apresentaram participações muito altas da educação para formação do Índice de Desenvolvimento Humano – IDH: 62% no Centro-Oeste, 60% no Sudeste, 59% no Nordeste, 54% no Sul e 42% no Norte. Esses números evidenciam a contribuição dessa variável na redução da pobreza nas regiões brasileiras.

Utilizando dados da PNAD de 1999, Rocha (2006) observou que os indicadores de educação para o Brasil fornecem evidências da correlação entre baixo nível educacional e pobreza. Para os indivíduos adultos (25 anos e mais), foi evidente a desvantagem que o baixo nível de escolaridade representa em termos de incidência de pobreza, pois a proporção de pobres declina monotonicamente com o nível de escolaridade, de modo que apenas 2,1% dos indivíduos com alguma educação superior são pobres.

Marinho, Linhares e Campelo (2007) mostraram que os programas de transferência de renda do governo não impactam a pobreza no Brasil no período de 2000 a 2008. Dentre os fatores que agravaram a pobreza, o impacto da concentração de renda sobre a pobreza é maior na

medida em que esses índices captam a intensidade e severidade da pobreza. O impacto do crescimento dos anos de estudo na redução da pobreza é importante para todos os índices de pobreza principalmente para a proporção de pobres. Nesse sentido, investimentos em educação e políticas voltadas para a desconcentração de renda se apresentaram ser tão mais importantes quanto as políticas que apenas estimulam o crescimento isolado do PIB.

### **3.3 Relação entre pobreza, taxa de desemprego e receitas do governo**

Há um consenso na literatura econômica tradicional de que o desemprego está associado positivamente com a pobreza. No entanto, as pesquisas sobre a relação entre pobreza e receitas do governo ainda são escassas.

Ao analisarem os determinantes da pobreza para os Estados Unidos, Formby, Hoover e Kim (2001), verificaram que a variação da taxa de desemprego masculina tem efeito significativo na pobreza quando se aplica modelo de regressão linear. Por sua vez, Enders e Hoover (2003), utilizando a mesma base de dados daqueles autores, encontraram que este efeito só é significativo quando se emprega modelos de regressão não lineares.

Para esta mesma economia, Hirsch (1980) analisou por que a pobreza apresentou pequeno declínio mesmo com o forte crescimento da economia americana no ano de 1980. Uma das explicações foi que mesmo com a queda da taxa de desemprego que beneficiou os mais pobres, a queda do salário real mais que compensou esse efeito. A inclusão da taxa de desemprego no seu modelo foi para controlar o efeito do ciclo dos negócios.

Analisando os dados do Censo de 2000, Barbosa (2004) apontou que existem diferenças das taxas de desemprego entre pobres e não pobres nas diferentes áreas geográficas brasileiras, ainda que se mostrem maiores para as regiões metropolitanas. Observou que a pobreza e o desemprego estão amplamente correlacionados, isto é, a pobreza no país pode ser explicada pelo desemprego ou a estruturação do mercado de trabalho.

Outro trabalho que relaciona o número de pessoas desempregadas à pobreza é o de Machado *et al.* (2003). Esses autores afirmam que as sucessivas crises econômicas enfrentadas pelo país na década de 1990, desencadeando fenômenos de desemprego e da precarização das relações de trabalho contribuíram para ampliar o nível de pobreza e desigualdade social no estado de Minas Gerais. Destacam a evolução do mercado de trabalho no período de 1996 a 2003 e identificam grupos demográficos caracterizados por significativa vulnerabilidade à pobreza.

Para mensurar a relevância da infraestrutura sobre a pobreza urbana em uma amostra de 20 países para o período 1980 a 2005, Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) dentre os

principais resultados obtidos, verificaram que a educação, inflação, receitas do governo, estradas pavimentadas, telecomunicações e a taxa de desemprego apresentaram um impacto significativo na redução da pobreza urbana. O desemprego está associado positivamente com a pobreza urbana, visto que os mais vulneráveis a pobreza geralmente não têm rendimentos de investimentos e recebem pouca ou nenhuma renda, sendo o emprego a principal fonte de renda para essas pessoas. Outro resultado relevante foi que quando receita do governo aumenta em 1%, a pobreza urbana é reduzida em 23%, tal fato indica de que nos países analisados a receita do governo é usado para redistribuir renda aos pobres.

#### 4 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi obtida das PNADs, do IPEADATA e do FINBRA para os estados e Distrito Federal do Brasil compreendendo os anos de 1995 a 2009<sup>5</sup>. Vale acrescentar que os modelos de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) descritos em detalhes na seção seguinte são válidos para uma dimensão temporal pequena em que as unidades observacionais devem ser consideravelmente maiores do que as unidades temporais.

O indicador de pobreza absoluta utilizado foi a proporção de pobres ( $P_0$ ) que pertence à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984). Para o cálculo desse índice, utilizou-se a linha de pobreza a preços de setembro de 2009 cujo valor é igual a meio salário mínimo. Para atualizar a renda familiar<sup>6</sup>, foi utilizado o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito) do IBGE corrigido pela metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002).

Esse índice de pobreza é calculado com base na expressão  $P_0 = \frac{q}{n}$ , onde  $q$  é o número de pobres (número de pessoas cuja renda familiar *per capita* se encontra abaixo da linha de pobreza) e  $n$  é o tamanho da população.

Apesar de ser importante e simples de calcular, ele capta apenas a extensão da pobreza, sendo insensível à intensidade da pobreza. Esse indicador não se altera ao se reduzir a renda de um indivíduo situado abaixo da linha de pobreza ou quando sua renda se eleva, mas não alcança a linha de pobreza. A proporção também é insensível à distribuição de renda

<sup>5</sup> Os dados para 2000 foram gerados por interpolação (média aritmética) usando as PNADs de 1999 e 2001.

<sup>6</sup> Considerou-se como rendimento mensal familiar a soma dos rendimentos mensais de todos os trabalhos dos componentes da família, exclusive os das pessoas cuja condição na família fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico.



entre os pobres, não se alterando quando se transfere renda de um indivíduo mais pobre para outro menos pobre.

A taxa de desemprego foi construída a partir da relação entre a população desocupada e a população economicamente ativa obtida das PNADs.

Os dados extraídos do IPEADATA foram: PIB *per capita* estadual a preços constantes em reais do ano de 2009 deflacionados pelo deflator implícito do PIB nacional, a média de anos de estudo para pessoas com idade igual ou maior de vinte e cinco anos e o índice de Gini como uma medida da desigualdade de renda.

As receitas orçamentárias governamentais dos estados e as despesas estaduais públicas *per capita* em infraestrutura nos setores estratégicos da economia (energia e recursos minerais, transporte, comunicação, saúde e saneamento,) foram retiradas do FINBRA. A *proxy* para o índice de infraestrutura foi construída como uma média *per capita* das despesas estaduais nesses setores estratégicos.

## 5 MODELO ECONOMETRICO

Esta seção apresenta o modelo empírico através do qual é analisada a relação entre pobreza e infraestrutura, controlada por outros determinantes. Sua especificação econométrica baseia-se na suposição de que a pobreza corrente tende a se perpetuar e/ou influenciar o desempenho dos indicadores da pobreza no futuro. Evidência empírica desse fenômeno para o Brasil pode ser vista em Ribas, Machado e Golgher (2006), onde os autores mostram que a pobreza no Brasil é essencialmente crônica.

Portanto, levando em consideração essa evidência e os outros determinantes da pobreza, o modelo econométrico adequado para analisar essas relações deve ser um modelo dinâmico com dados em painel. Em assim sendo, para os estados brasileiros compreendendo os anos de 1995 a 2009, o modelo é definido da seguinte forma:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 inf_{it} + \beta_3 pib_{it} + \beta_4 aem_{it} + \beta_5 gini_{it} + \beta_6 regov_{it} + \beta_7 des_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde, a variável  $P_{it}$  é o índice de pobreza proporção de pobres,  $inf_{it}$  é o índice de infraestrutura,  $pib_{it}$  é o PIB estadual *per capita*,  $aem_{it}$  é a média dos anos de estudo para pessoas com 25 anos ou mais,  $gini_{it}$  é o índice de Gini,  $regov_{it}$  são as receitas do governo,  $des_{it}$  é a taxa de desemprego,  $\eta_t$  representa os efeitos fixos não observáveis das unidades,

$\varepsilon_{it}$  são os distúrbios aleatórios,  $i$  e  $t$  são índices para as observações transversais (estados) e temporais, respectivamente.

As hipóteses adotadas nesse modelo são:  $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$  e  $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  e  $\forall t \neq s$ . Adicionalmente, existe uma hipótese padrão relativa às condições iniciais:  $E[P_{k,i0} \varepsilon_{it}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  e  $t=1,2,\dots,T$  (AHN E SCHMIDT, 1995).

As técnicas de estimação tradicionais são inapropriadas para a equação (1) devido a dois principais problemas econométricos. O primeiro é a presença de efeitos não observáveis das unidades,  $\eta_i$ , e o segundo é a endogeneidade da variável explicativa  $P_{it-1}$  (variável dependente defasada de um período)<sup>7</sup>. Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) tendenciosos e inconsistentes. Por exemplo, devido a provável correlação positiva entre a variável dependente defasada e os efeitos fixos a estimativa do coeficiente  $\beta_1$  é viesada para cima (HISAO, 2004).

Por outro lado, o estimador de efeito fixo (EF), que corrige para presença de heterogeneidade nas unidades transversais, gera uma estimativa de  $\beta_1$  enviesada para baixo em painéis com a dimensão temporal pequena. Através de estudos de Monte Carlo, Judson e Owen (1999) mostram que esse viés pode chegar a 20%, mesmo em painéis onde  $T=30$ . O segundo problema é devido à provável endogeneidade das variáveis explicativas. Nesse caso, endogeneidade no lado direito da equação (1) deve ser tratada para evitar um possível viés gerado por problema de simultaneidade.

Para corrigir esses problemas, Arellano-Bond (1991) propõe o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-D). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos através da primeira diferença da equação (1), ou seja:

$$\begin{aligned} \Delta P_{it} = & \beta_1 \Delta P_{it-1} + \beta_2 \Delta inf_{it} + \beta_3 \Delta pib_{it} + \beta_4 \Delta aem_{it} + \\ & \beta_5 \Delta gini_{it} + \beta_6 \Delta regov_{it} + \beta_7 \Delta des_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

<sup>7</sup> A variável  $P_{it-1}$  é endógena ao efeito fixo  $\eta_i$  no termo de erro da equação 1, originando viés no painel dinâmico. Com efeito, considere que um estado experimente um choque negativo de pobreza muito intenso por alguma razão não modelada em um determinado ano. Tudo mantido constante, o aparente efeito fixo em todo o período amostral será maior. Em assim sendo, no período seguinte o efeito fixo e a pobreza defasada de um período serão maiores. Esta correlação positiva entre esse regressor e o erro viola a hipótese de consistência no MQO.

onde, para uma variável  $Z_{it}$  qualquer,  $\Delta Z_{it} = Z_{it} - Z_{it-1}$ . Pela construção da equação (2),  $\Delta P_{it-1}$  e  $\Delta \varepsilon_{it}$  são correlacionados e, portanto, estimadores de MQO para seus coeficientes serão também tendenciosos e inconsistentes. Nesse caso, é necessário empregar variáveis instrumentais para  $\Delta P_{it-1}$ . O conjunto de hipóteses adotadas na equação (1) implicam que as condições de momentos  $E[\Delta P_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}] = 0$ , para  $t=3,4,\dots,T$  e  $s \geq 2$ , são válidas. Baseados nesses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar  $P_{k,it-s}$ , para  $t=3,4,\dots,T$  e  $s \geq 2$ , como instrumentos para equação (2).

Com relação às outras variáveis explicativas, têm-se três possíveis situações. Uma variável explicativa  $Z_{it}$  pode ser classificada como (i) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros, (ii) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro, e (iii) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros. No segundo caso, os valores de  $Z_{it}$  defasados em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação dos parâmetros da equação (2). Já no último caso, os valores de  $Z_{it}$  defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos para a equação (2).

No entanto, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) argumentam que esses instrumentos são fracos quando a variável dependente e as variáveis explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador MMG-D não consistente e viesado para painéis com dimensão temporal pequena. Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem como forma de reduzir esse problema de viés e imprecisão a estimação de um sistema que combina o conjunto de equações em diferenças, equação (2), com o conjunto de equações em nível, equação (1). Daí surge o método dos momentos generalizado-sistema (MMG-S). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima. Para a regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis.

Por exemplo, assumindo que as diferenças das variáveis explicativas não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para  $t=3,4,\dots,T$ ) e  $E[\Delta P_{i2} \eta_i] = 0$ , para  $i = 1,2,3,\dots,N$ , então as variáveis explicativas em diferenças, caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, e,  $\Delta P_{it-1}$ , são instrumentos válidos para a equação em nível. O mesmo ocorre para as variáveis  $\Delta P_{it-1}$  e explicativas em diferenças defasadas de um período, se elas são endógenas.

A consistência do estimador MMG-sistema depende da suposição de ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Em assim sendo, inicialmente testa-se as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e segunda ordem dos resíduos. Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem aceita. Posteriormente, realiza-se o teste de Hansen para verificar a validade dos instrumentos utilizados e o teste de Sargan para verificar a validade dos instrumentos adicionais exigidos pelo método MMG-sistema.

Os resultados são apresentados na seção seguinte e os estimadores das variâncias dos parâmetros são robustos à heterocedasticidade e autocorrelação obtidos no MMG-sistema. O estimador obtido foi corrigido pelo método Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador das variâncias subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita.

### **5.1 Teste de Causalidade de Granger para Dados em Painel**

O conceito de causalidade se refere à capacidade de uma variável em auxiliar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Trata-se da existência de precedência temporal na explicação de uma dada variável. Uma vantagem dos testes de não-causalidade refere-se ao fato de que, em tese, eles estão imunes ao problema da endogeneidade (ou viés de simultaneidade), já que apenas valores defasados das variáveis endógenas aparecem do lado direito das equações.

Conforme Granger (1969), em uma estrutura bivariada, a primeira variável é dito causar a segunda variável no sentido de Granger se a previsão para a segunda variável melhora quando valores defasados da primeira são levados em consideração. Neste artigo emprega-se o procedimento de causalidade de Granger para dados em painel de Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005). Esta técnica é, portanto, utilizada para realizar um teste específico de existência de causalidade bem como a direção de qualquer causalidade entre as variáveis, sendo consistente com a causalidade de Granger padrão onde as variáveis dentro do sistema necessitam ser estacionárias no tempo.

O teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) aplica-se a dados em painel heterogêneo com efeitos fixos. Inicialmente, considere o seguinte modelo autoregressivo com T períodos e N unidades *cross-section*:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

onde  $K$  é o número de defasagens,  $\gamma_i^{(k)}$  e  $\beta_i^{(k)}$  são, respectivamente, os coeficientes de  $Y_{i,t-k}$  e  $X_{i,t-k}$  a serem estimados,  $i=1,2,\dots,N$  e  $t=1,2,\dots,T$ .

Assume-se que os efeitos individuais  $\alpha_i$  são fixos e que as defasagens de ordem  $K$  são iguais para todas as unidades. Quanto aos parâmetros autoregressivos  $\gamma_i^{(k)}$  e os coeficientes de inclinação da regressão  $\beta_i^{(k)}$ , estes diferem entre as unidades individuais, contudo, consideram-se esses parâmetros fixos no tempo.

Este teste tem como hipótese nula  $H_0$  a não Causalidade Homogênea (HNC) da variável  $X$  para a variável  $Y$ , ou seja, não há relação causal para todos os estados do painel. A hipótese alternativa  $H_1$  considera a existência de uma relação causal, ou Não Causalidade Heterogênea (HENC), de  $X$  para a  $Y$ , pelo menos, para uma unidade *cross-section*.

Assim, o teste para a hipótese de Não Causalidade Homogênea (HNC) será dado por  $H_0 : \beta_i = 0, \forall i = 1, \dots, N$  contra a hipótese alternativa de Não Causalidade Heterogênea (HENC)  $H_1 : \beta_i \neq 0 \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ , onde  $N_1$  é um valor desconhecido, no entanto, satisfaz a condição de que  $0 \leq N_1/N < 1$ .

Esse teste é composto pela média da estatística de *Wald* individual de não causalidade entre as  $N$  *cross-sections*. A estatística de *Wald* individual que está associada com a hipótese nula de Não Causalidade Homogênea é dada por:

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

onde  $W_{i,T}$  representa a estatística *Wald* individual para a unidade  $i$ . Partindo da hipótese de Não Causalidade tem-se que cada uma das estatísticas de *Wald* individual converge assintoticamente para uma distribuição Qui-Quadrado com  $K$  graus de liberdade. Por sua vez, a média *cross-section*  $W_{N,T}^{HNC}$  converge para uma distribuição normal quando  $T$  e  $N$  tendem para o infinito.

A estatística padronizada de  $W_{N,T}^{HNC}$  pode ser obtida da seguinte forma:

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} \left( W_{N,T}^{HNC} - K \right) \xrightarrow[T, N \rightarrow \infty]{d} N(0,1)$$

onde  $T, N \rightarrow \infty$  representa o fato de que  $T \rightarrow \infty$  primeiro e em seguida  $N \rightarrow \infty$ .

Para alguma dimensão temporal, quando  $T$  é fixo, a convergência de  $W_{i,T}$  pode não ser atingida. Isto significa que embora as estatísticas de Wald possuam os mesmos momentos de segunda ordem elas não têm a mesma distribuição. Com isso, Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) propuseram uma aproximação dos dois primeiros momentos da distribuição desconhecida de  $W_{i,T}$  pelos dois momentos da distribuição de Fisher. Com essa aproximação, e considerando  $T > 5 + 2K$ , uma estatística semi-assintótica pode ser definida através da seguinte expressão:

$$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K} \times \frac{(T-2K-5)}{(T-K-3)}} \times \left[ \frac{(T-2K-3)}{(T-2K-1)} W_{N,T}^{HNC} - K \right] \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{d} N(0,1)$$

## 6 RESULTADOS

Os resultados estimados dos parâmetros das equações (1) com o auxílio da equação (2) foram obtidos através das técnicas econométricas apresentadas na Seção 5.

Entre os diversos modelos estimados, optou-se pelo modelo apresentado na coluna [c] da Tabela 2.1, no qual foram usados como variáveis endógenas, a variável dependente defasada de um período ( $P_{it-1}$ ) e o PIB *per capita* ( $pi_{it}$ ). As variáveis  $inf_{it}$  e  $gini_{it}$  foram tratadas como fracamente exógenas e as restantes foram consideradas estritamente exógenas.

As estimativas dos coeficientes e estatísticas de teste do modelo (1) se encontram dispostos na Tabela 2.1.

Inicialmente verificou-se que o valor da estimativa do coeficiente  $\beta_1$  de  $P_{it-1}$  pelo método MMG-S (coluna [c]) foi maior do que o obtido por EF (coluna [b]) e menor do que o obtido por MQO (coluna [a]). Como discutido na Seção 5, as estimativas de MQO e EF para  $\beta_1$  são viesadas para cima e para baixo, respectivamente, fornecendo aproximadamente limites superior e inferior para balizar a estimativa de  $\beta_1$  por MMG-S<sup>8</sup>. Neste sentido, o viés de estimação de  $\beta_1$  é minimizado.

Os testes efetuados no modelo MMG-sistema revelam que as propriedades estatísticas do modelo são aceitáveis. Os testes de *Hansen* e *Sargan* que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requeridos pelo MMG-sistema são válidos, são satisfeitos. Por último, incluem-se ainda os testes estatísticos

---

<sup>8</sup> Esse procedimento é conhecido como *bounding procedure*. Para uma discussão detalhada veja Bond *et al* (2001).

de Arellano e Bond (1991) para avaliar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem. Nota-se que a ausência de autocorrelação de segunda ordem é essencial para a consistência do estimador MMG-sistema. O teste confirma a não rejeição de autocorrelação de primeira ordem, embora se rejeite a hipótese de autocorrelação de segunda ordem.

**TABELA 2.1 – Estimativas e Estatísticas dos Parâmetros do Modelo Econométrico 2**

	MQO		Efeitos Fixos		MMG – Sistema	
	[a]		[b]		[c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
$P_{0,it-1}$	0,9393 (0,0139)	0,0000	0,5567 (0,0339)	0,0000	0,5952* (0,0772)	0,0000
$inf_{it}$	-3,13E-05 (8,74E-06)	0,0000	-4,70E-05 (9,06E-06)	0,0000	-2,5E-05* (1,25E-05)	0,0560
$pib_{it}$	-3,45E-07 (8,57E-07)	0,6870	8,67E-07 (1,39E-06)	0,5330	-7,8E-06* (2,85E-06)	0,0110
$aem_{it}$	-0,0046 (0,0028)	0,1030	-0,0260 (0,0030)	0,0000	-0,0078** (0,0043)	0,0820
$gini_{it}$	0,1335 (0,0584)	0,0230	0,3723 (0,0728)	0,0000	0,7202* (0,2204)	0,0030
$regov_{it}$	2,23E-09 (1,94E-08)	0,9090	-7,78E-08 (1,73E-08)	0,0000	-4,64E-08* (1,96E-08)	0,0260
$des_{it}$	0,0026 (0,0007)	0,0000	0,0006 (0,0011)	0,5750	0,0042** (0,0024)	0,0900
<i>Const.</i>	-0,0386 (0,0399)	0,3340	0,1455 (0,0521)	0,0000	-0,1540 (0,1130)	0,1850
F(7,370)=1331,31 Prob>F=0,0000 R <sup>2</sup> = 0,96 Nº de obs: 378		F(7, 344)= 296,31 Prob>F=0,0000 Nº de obs: 378 Nº de grupos: 27		F(7, 26)= 99,18 Prob>F=0,0000 Nº de obs: 378 Nº de grupos: 27 Nº de instrumentos: 20		
H <sub>0</sub> : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor-p		0,01		
H <sub>0</sub> : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor-p		0,98		
Teste de Hansen		Prob > chi2		0,29		
Teste de Sargan		Prob > chi2		0,32		

Fonte: Resultados obtidos pelo autor através do Software Stata 11.0

Obs: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005);

(ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Esse teste não é robusto, mas seu desempenho não é afetado pela presença de muitos instrumentos.

(iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método -sistema. Esse teste é robusto, mas seu desempenho é afetado pela presença de muitos instrumentos.

(iv) Os valores apresentados nas linhas AR(1) e AR(2) são os valores-p para as autocorrelações de primeira e segunda ordem nos erros das equações em primeira diferença.

(v) \* indica significância ao nível de 5%, \*\* indica significância ao nível de 10%.

O coeficiente estimado positivo e significativo por MMG-S do índice de pobreza defasado ( $P_{0,it-1}$ , coluna [c]) sugere que a pobreza é um processo dinâmico e persistente, uma vez que a capacidade de resposta da pobreza no período corrente em relação aos valores passados é alta, confirmando assim a hipótese de sua persistência (círculo vicioso).

O resultado de destaque é a significância estatística do efeito da infraestrutura sobre a medida de pobreza analisada. Nota-se que, mesmo nos métodos de estimação inapropriados (MQO e EF), o coeficiente dessa variável é estatisticamente significativo para o índice de pobreza e apresenta o sinal esperado. Isso indica que os investimentos em infraestrutura influenciam diretamente a trajetória temporal da pobreza no Brasil, no sentido de que há uma reversão da pobreza. Tal evidência empírica valida a idéia de que a infraestrutura tem sido fundamental para a sua redução, sendo consistente com os resultados da literatura discutida na seção 3.

Este impacto pró-pobre no contexto brasileiro pode ser atribuído a vários fatores, visto que a *proxy* utilizada para a variável de infraestrutura é um índice composto por quatro tipos de despesas públicas *per capita*: transportes, energia e recursos minerais, comunicação, saúde e saneamento. A eletricidade reflete o acesso à tecnologia e contribui diretamente para o aumento do emprego e da renda dos mais pobres via crescimento econômico. Os investidores tendem a localizar seus negócios em áreas que têm serviços baseados em tecnologia, informação e comunicação eficientes. A expansão desses serviços em um país como um todo pode melhorar o clima de investimento e atividades empresariais, melhorando o estado geral da economia, o que cria um ambiente positivo para as pessoas de baixa renda.

Fornecimento de água potável e serviços de saneamento adequados podem ajudar a aumentar o crescimento econômico agregado, o que se traduz em mais emprego e melhores salários para os pobres. Ajudando a garantir que os pobres tenham acesso a fontes de água potável e serviços de saneamento adequados podem ajudar a reduzir a incidência de doenças, reduzindo as faltas no trabalho e aumentando a renda.

Dentre os outros determinantes, o PIB *per capita* e os anos médios de estudo apresentaram seus respectivos coeficientes estimados com os sinais esperados e estatisticamente significantes, contribuindo para a redução da pobreza. Tais evidências empíricas confirmam os resultados da literatura econômica nacional e internacional conforme apresentado na Seção 3.

A taxa de desemprego, embora com fraca magnitude, também apresentou uma significativa correlação positiva com o índice de pobreza. Afinal, quanto maior a taxa de



desemprego maior deve ser a proporção de pobres de um estado. Isso mostra que a inclusão da taxa de desemprego no modelo para efeito de controle dos ciclos de negócios e de políticas macroeconômicas foi conveniente.

O coeficiente positivo e significativo do índice de Gini indica que a desigualdade de renda no Brasil contribui intensamente para o aumento da pobreza. Esse resultado corrobora os de artigos internacionais tais como os de Kalwij e Verchoor (2004), Bourguignon (2004) e de Marinho e Soares (2003) e Hoffmann (2004) para o Brasil. Além do mais, o valor estimado do coeficiente dessa variável é muito maior do que do PIB *per capita*. Assim, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate a pobreza do que aquelas voltadas exclusivamente para o crescimento econômico.

Quanto às receitas governamentais orçamentárias, essas se mostraram significativas e com o sinal esperado. Os resultados revelam uma relação negativa entre essa variável e a pobreza, o que ratifica os resultados obtidos por Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) para uma amostra de 20 países em desenvolvimento inclusive o Brasil, em que analisam a relevância da infraestrutura sobre a pobreza urbana no período 1980 a 2005. Com efeito, nesses últimos anos uma parcela das receitas dos governos é usada para redistribuir renda aos mais pobres através dos programas de transferência de renda.

Esses resultados mostram que políticas de investimento em infraestrutura, de estímulo ao crescimento, de desconcentração de renda e de educação são importantes no combate à intensidade da pobreza. Todavia, se as políticas de investimento em infraestrutura, crescimento do PIB, e de educação aumentarem a concentração da renda, elas podem apresentar impactos moderados ou mesmo agravar a pobreza.

Os resultados do teste de causalidade ente as variáveis do modelo, de acordo com Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) são apresentados na tabela abaixo.

**TABELA 2.2 – Teste de Causalidade de Granger de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) para as Variáveis do Modelo.**

Defasagens	K=1		K=2		K=3	
	$Z_{N,T}^{HNC}$	$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$	$Z_{N,T}^{HNC}$	$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$	$Z_{N,T}^{HNC}$	$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$
$P_{it} \rightarrow inf_{it}$	13,0 (0,000)	8,7 (0,000)	27,8 (0,000)	7,8 (0,000)	35,2 (0,000)	4,8 (0,000)
$inf_{it} \rightarrow P_{it}$	2,1 (0,033)	1,0 (0,319)	6,0 (0,000)	1,0 (0,296)	28,5 (0,000)	3,7 (0,000)
$P_{it} \rightarrow Pib_{it}$	3,8 (0,000)	2,1 (0,037)	12,1 (0,000)	2,9 (0,003)	20,3 (0,000)	2,3 (0,020)
$Pib_{it} \rightarrow P_{it}$	9,0 (0,000)	5,9 (0,000)	16,0 (0,000)	4,2 (0,000)	88,6 (0,000)	13,7 (0,000)
$P_{it} \rightarrow aem_{it}$	6,0 (0,000)	3,8 (0,000)	23,9 (0,000)	6,4 (0,000)	119,4 (0,000)	18,84 (0,000)
$aem_{it} \rightarrow P_{it}$	6,5 (0,000)	4,1 (0,000)	13,3 (0,000)	3,3 (0,001)	49,8 (0,000)	7,3 (0,000)
$P_{it} \rightarrow gini_{it}$	7,4 (0,000)	4,77 (0,000)	16,3 (0,000)	4,2 (0,000)	28,3 (0,000)	3,7 (0,000)
$gini_{it} \rightarrow P_{it}$	8,2 (0,000)	5,3 (0,000)	34,4 (0,000)	9,9 (0,000)	92,7 (0,000)	14,4 (0,000)
$P_{it} \rightarrow regov_{it}$	0,9 (0,379)	0,11 (0,915)	65,0 (0,000)	19,4 (0,000)	16,4 (0,000)	1,7 (0,093)
$regov_{it} \rightarrow P_{it}$	1,3 (0,21)	0,4 (0,707)	1,8 (0,074)	-0,3 (0,80)	37,2 (0,000)	5,1 (0,000)
$P_{it} \rightarrow des_{it}$	1,9 (0,062)	0,8 (0,421)	35,6 (0,000)	10,2 (0,000)	103,4 (0,000)	16,2 (0,000)
$des_{it} \rightarrow P_{it}$	-0,9 (0,393)	-1,13 (0,259)	6,5 (0,000)	1,2 (0,227)	84,5 (0,000)	13,03 (0,000)

Fonte: Resultados obtidos pelo autor através do Software MATLAB 7.9

Obs: Os valores em parênteses são os valores p

O símbolo  $\rightarrow$  indica a direção da causalidade de Granger

Observa-se que com três defasagens os valores-p das estatísticas  $Z_{N,T}^{HNC}$  e  $\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$  permitem concluir que o índice de infraestrutura causa a variável pobreza no sentido de Granger. Neste sentido, desde que a correlação entre pobreza e infraestrutura é negativa pode-se confirmar que os gastos com infraestrutura ajudam a diminuir a pobreza. No caso de uma e duas defasagens somente a estatística  $Z_{N,T}^{HNC}$  é significativa.

Outro resultado interessante verificado é a causalidade reversa da pobreza na direção do índice de infraestrutura o que pode possivelmente ser explicado pelo fato de que maior pobreza pode implicar em menos gastos com infraestrutura. Essa evidência empírica corrobora os resultados obtidos por Rajkumar e Swaroop (2008) e Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) conforme descritos na seção 2.

Em relação aos outros determinantes da pobreza, pode-se verificar através dos valores-p das estatísticas  $Z_{N,T}^{HNC}$  e  $\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$  que existe também causalidade reversa da pobreza contra todos eles, portanto, validando esses determinantes.

Por último, desde que pobreza causa o PIB *per capita* no sentido de Granger e seu impacto sobre este último é negativo, isso sinaliza a existência de um círculo vicioso.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos dos modelos econométricos sugerem que a pobreza é um processo dinâmico e persistente, pois a capacidade de sua resposta no período corrente em relação aos valores passados é alta, confirmando assim a hipótese de um círculo vicioso.

O resultado de destaque é o efeito que a infraestrutura exerce sobre a redução da pobreza. Isso indica que investimentos em infraestrutura influenciam diretamente a sua trajetória temporal no Brasil, no sentido de que há uma reversão desse quadro. Tal evidência empírica valida a ideia de que a infraestrutura tem sido fundamental para a sua redução. Este impacto pró-pobre no contexto brasileiro pode ser atribuído a vários fatores, visto que a *proxy* utilizada para a variável de infraestrutura é um índice composto por quatro tipos de despesas públicas per capita: transportes, energia e recursos minerais, comunicação, saúde e saneamento.

Em relação aos outros determinantes, o PIB *per capita* e os anos médios de estudo também têm contribuído para o arrefecimento da pobreza. Vale salientar que tais evidências empíricas confirmam os resultados da literatura econômica nacional e internacional dessa área.

A taxa de desemprego também apresentou uma significativa correlação positiva com o índice de pobreza. Afinal, quanto maior a taxa de desemprego maior deve ser a proporção de pobres. Desde que esta variável é influenciada pelos ciclos de negócios e por políticas macroeconômicas, o governo deveria ter a preocupação em implementar medidas que estabilizem a economia.

Embora a desigualdade de renda no país tenha declinado nestes últimos anos, ainda assim ela contribuiu intensamente para o aumento da pobreza. Esse resultado corrobora os de artigos nacionais e internacionais. Além do mais, o impacto dessa variável sobre a pobreza é muito maior do que do PIB per capita. Assim, políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate a pobreza do que aquelas voltadas exclusivamente para o crescimento econômico.

Quanto às receitas governamentais orçamentárias, observou-se uma correlação negativa com o índice de pobreza o que ratifica os resultados obtidos por Seetanah, Ramessur e Rojid (2009) para uma amostra de 20 países em desenvolvimento inclusive o Brasil. Com efeito, nesses últimos anos uma parcela das receitas dos governos é usada para redistribuir renda aos mais pobres através de programas de transferência de renda.

Outro resultado interessante verificado é a causalidade reversa da pobreza na direção do índice de infraestrutura o que pode possivelmente ser explicado pelo fato de que maior pobreza pode implicar em menos gastos com infraestrutura. Essa evidência empírica corrobora os resultados obtidos por Rajkumar e Swaroop (2008) e Seetanah, Ramessur e Rojid (2009). Adicionalmente, desde que pobreza causa o PIB per capita no sentido de Granger e seu impacto sobre este último é negativo, pode-se concluir pela existência de um círculo vicioso da pobreza. Esse círculo vicioso é agravado ainda mais em função da intensa persistência dessa última.

Em resumo, os resultados obtidos mostram que políticas de investimento em infraestrutura, de estímulo ao crescimento, de desconcentração de renda e de educação são importantes no combate à intensidade pobreza. Todavia, se as políticas de investimento em infraestrutura, crescimento do PIB, e de educação aumentarem a concentração da renda, elas podem apresentar impactos moderados ou mesmo agravar a pobreza.

## 8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, v.68, p.5-28, 1995.

ANDERSON, W. Trickle down: the relationship between economic growth and the extent of poverty among American families. *Quarterly Journal of Economics*, n.78, p.511-524, 1964.

APARICIO, C.; JARAMILLO, M.; ROMÁN, M. C. Desarrollo de la infraestructura y reducción de la pobreza: el caso peruano. Centro de Investigación (Universidad del Pacífico), setembro, 2011.

ARAÚJO, J. A. *Pobreza, Desigualdade e Crescimento Econômico: Três Ensaio em Modelos em Painel Dinâmico*. Tese (Doutorado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, v.68, p.29-52, 1995.

\_\_\_\_\_; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v.58, n.2, p.277-297, apr., 1991.

BALISACAN, A. M.; PERNIA, E.M. “Probing Beneath Cross- National Averages: Poverty, Inequality, and Growth in the Philippines”, *ERD Working Paper Series*, n.7, Economics and Research Department, Asian Development Bank, Manila, 2002.

BALISCALAN, A. M. Pathways of Poverty Reduction: Rural Development and Transmission Mechanisms in the Philippines. Asia and Pacific Forum on Poverty. *Manila: Asian Development Bank*, p.5-9, February, 2001.

BARBOSA, A. F. O. Mercado de trabalho brasileiro pós-1990: mudanças estruturais e o desafio da inclusão social. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE EMPLEO, DESEMPLEO Y POLÍTICAS DE EMPLEO EM EL MERCOSURY LA UNION EUROPEA, 2004, Buenos Aires. Anais..Buenos Aires: Word Bank, 2004.

BARRETO, F. A. *Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: o que sabemos sobre eles?* Fortaleza: UFC/CAEN/Laboratório de Estudos de Estudos da Pobreza, 2005. (Série Ensaio sobre a Pobreza).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M. de.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. *Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade Brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto para Discussão, 1253).

\_\_\_\_\_; MENDONÇA, R. *O Impacto do Crescimento Econômico e de Reduções no Grau de Desigualdade sobre a Pobreza*. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, 528).

BANCO INTERAMERICANO DE DESARROLLO (BID). “Un nuevo impulso para la integración de la infraestructura regional en América del Sur”. mimeo, agosto 2000.

BLANK, R. M. *Why were poverty rates so high in the late Twentieth Century*. London: Wolf Macmillian, p.21-55, 1993.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v.87, p.115-143, 1998.

BOND, S.R.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. *GMM Estimation of Empirical Growth Models*. London, United Kingdom: Centre for Economic Policy Research, 2001. (CEPR Discussion Paper 3048).

BOURGUIGNON, F. *Can redistribution accelerate growth and development?* Paris: World Bank ABCDE/Europe Conference, 2000.

\_\_\_\_\_. *The Poverty-Growth-Inequality Triangle*. Washington D.C.: The World Bank, 2004.

CALDERON, C.; SERVEN L. Trends in Infrastructure in Latin America. 1980-2001. *Working Paper*, n.269, Banco Central de Chile, 2004.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, 897).

CRUZ, A. C.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. Os efeitos dos gastos públicos em infraestrutura e em capital humano no crescimento econômico e na redução da pobreza no Brasil. *Revista Economia*, Dezembro 2010.

DATT, G; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with application to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, v.38, n.2, p.275-295, 1992.

\_\_\_\_\_. “Why Have Some Indian States Done Better than Others at Reducing Rural Poverty?” *Economica*, v.65, n.257, p.17-38, fevereiro, 1998a.

\_\_\_\_\_. Is India’s Economic Growth Leaving the Poor Behind? *Journal of Economic Perspective*, v. 16, n.3, p.89-108, 2002.

ENDERS, W.; HOOVER, G. A. The effect of robust growth on poverty: a nonlinear analysis, *Applied Economics*, v.35, p.1063-1071, 2003.

ENRENBERG, R.G; SMITH, R.S. *A moderna economia do trabalho: teoria e política pública*. p.319-409, São Paulo: Makron Books, 2000.

ESCOBAL, J.; PONCE, C. “El beneficio de los caminos rurales: ampliando oportunidades de ingresos para los pobres”. *Documento de Trabajo*, n.40, Lima: Grade, 2001.

FAN, S.; CHAN-KANG, C. Road development, economic growth, and poverty reduction in China. *DSGD discussion papers, International Food Policy Research Institute (IFPRI)*, n.12, 2004.

FAN, S.; ZHANG, L.; ZHANG, X. Growth, Inequality and Poverty in China; The Role of Public Investments. *Research Report 125, International Food Policy Research Institute, Washington D.C.*, 2002.

FORMBY, J. P.; HOOVER, G. A.; KIM, H. Economic growth in the United States: comparisons of estimates based upon official poverty statistics and Sen’s index of poverty. *Journal of Income Distribution*, v.10, p.6-22, 2001.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v.52, n.3, p.761-766, maio, 1984.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. *Journal of Latin America Studies*, v.30, p.591-617, 1998.

GHOSH, B.; DE P. Infrastructure, Economic Growth and Trade in SAARC, *BISS Journal*, v.21, n.2, 2000.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, n.34, p.541-51, 1969.

HANSEN, L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 3, p. 1029-54, 1982.

HERRERA, J.; ROUBAUD, F. Dinámica de la Pobreza Urbana en Perú y em Madagascar 1997-1999: Una análisis de datos de panel”. *Bulletin de l' Institut Francais d'Etudes Andines*, Tome 31, n. 3, 2002.

HIRSCH, B. T. Poverty and economic growth: has trickle down petered out? *Economic Inquiry*, v.18, p.151-157, 1980.

HIRSCHMAN, A. *The Strategy of Economic Development*. New Haven, CT: Yale University Press, 1958.

HSIAO, C. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, 2004.

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica* v.8, n.1, p.55-81, jun. 2006.

\_\_\_\_\_. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e às Desigualdades no Brasil e nas Unidades da Federação. *Economia*, v.6, n.2, p.255-289, jul. 2005.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. *Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil*. Nota Técnica. Ago. 2006.

JACOBY, H. Access to markets and the benefits of rural roads. *Economic Journal*, v.110, p.713-737, 2000.

JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters*, v. 65, p.9-15, 1999.

KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: Uma Perspectiva Multidimensional. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.15, n.1(26), p.79-112, jan./jun. 2006.

KALWIJ, A.; VERSCHOOR, A. How good is growth for the poor? The role of the initial income distribution in regional diversity in poverty trends. *Working Paper Series*, n. 115. CENTER-University Tilburg nov. 2004.

KAKWANI, N. *On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand*. Sidney: University of New South Wales, 1997. (Discussion paper, 16).

\_\_\_\_\_. Poverty and economic growth with application to Cote d'Ivoire. *Review of Income and Wealth*, v.39, p.121-139, 1993.

KWON, E. Infrastructure, growth, and poverty reduction in Indonesia: A cross-sectional analysis. Mimeo. *Manila: Asian Development Bank*, 2001.

LIMA, F. S. de; BARRETO, F. A.; MARINHO, E. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre o nível de pobreza dos estados brasileiros. ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 7., 2003, Fortaleza. *Anais...Fortaleza*, 2003.

MACHADO, A. F.; HERMETO, AM; VIEGAS, M.; TOTINO, B. Economia social – Mercado de Trabalho, pobreza e desigualdade e criminalidade. Mimeo, Belo Horizonte: 2003.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XXXI, 2003. Porto Seguro. *Anais...*, Porto Seguro: ANPEC, 2003.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G.L. *Os impactos dos programas de transferência de renda na pobreza do Brasil ?*. Série Ensaios Sobre Pobreza, n.12, LEP/CAEN, Fortaleza, 2007.

MENEZES, T. A.; PINTO, R. F. É Preciso Esperar o Bolo Crescer, para Depois Repartir? ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 8., 2005, Fortaleza. *Anais....Fortaleza*, 2005.

NEDER, H. D.; SILVA, J. L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.42, n.3, setembro, Brasília, 2004

OGUN, T. P. “Infrastructure and Poverty Reduction – Implications for Urban Development in Nigeria”. UNU-WINDER *Working Paper*, n.43, março, 2010.

QUEIROZ, B. L. *Efeitos do capital humano local sobre o diferencial regional de salários em Minas Gerais*. 1999. Dissertação (Mestrado em demografia)- UFMG, Belo Horizonte.

RAJKUMAR, A.S.; SWAROOP, V. Public spending and outcomes: Does governance matter? World Bank, Washington, DC, *Journal of Development Economics*, v.86, p. 96–101, 2008.

RANIS, G.; STEWART, F. Crecimiento económico y desarrollo humano en América Latina. *Revista de la CEPAL*, Santiago de Chile, n.78, p.7-24, dic. 2002.

RAVALLION, M; HUPPI; M. Measuring changes in poverty: A methodological case study of Indonesia during an adjustment period. *The World Bank Economic Review*, v.5, p.57-82, 1991.

REIS; J. G. A.; BARROS, R. P. de. *Desigualdade salarial e distribuição da educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA,1990.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B. *Fluctuations and persistence in poverty: a transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data*. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2006. (Texto para Discussão, 289).

ROCHA, S. *Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?* 3.ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006.



ROY, K. “Effect on public infrastructure on poverty reduction in India: a state level study for the period 1981-2001. *Indian Journal of Milenium Development studies: an international journal*, v.4, n.1, p.99-111, março, 2009.

RUNSINARITH, P. Infrastructure Development and Poverty Reduction: Evidence from Cambodia’s Border Provinces. Graduate School of International Studies. Nagoya University, 2008.

SARGAN, J. The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, v. 26, n. 3, p. 393-415, 1958.

SEETANAH, B.; RAMESSUR, S.; ROJID, S. Does Infraestructure Alleviates Poverty in Developing Countries? *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, v.6, p.2, 2009.

SHULTZ, T. W. *O Valor Econômico da Educação*. 2.ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.83-115, jun. 2006.

THORNTON, J. R.; AGNELLO, R. J.; LINK, C. R. Poverty and economic growth: trickle down peters out. *Economic Inquiry*, v.16, p.385-394, 1978.

TORERO, M.; ESCOBAL, J.; SAAVEDRA, J. Distribution, Access and Complementarity: Capital of the Poor in Peru en “Portrait of the Poor: An assets-based Approach” (eds. Attanasio y Székely) *Washington: Inter-American Development Bank*, 2001.

VILELA, A. I. *Capital Humano e Crescimento Econômico nos municípios do estado do Ceará – 1991 a 2000*. 46f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

VINHAIS, P; SOUZA, A. P. Pobreza Relativa ou Absoluta? A Linha Híbrida de Pobreza no Brasil. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. *Anais...Salvador: ANPEC*,2006.

WARR, P. Roads and Poverty in Rural Laos. *Departmental Working Papers*, Australian National University, Economics RSPAS series, 2005.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, v.126, p.25–51, 2005.

### CAPÍTULO 3

## **POBREZA, SUBNUTRIÇÃO E MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS REGIONAIS E SUAS IMPLICAÇÕES PARA AÇÕES PÚBLICAS**

### **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 da Organização das Nações Unidas (ONU). Um dos elementos-chaves no cumprimento desses objetivos está a redução em dois terços, até o ano de 2015, das taxas de mortalidade infantil e da infância em que o Brasil deverá cumprir.

A década de 1980, apesar da crise econômica, apresentou uma redução da mortalidade infantil e na infância no Brasil. Na década de 1990, a estabilização econômica, a retomada do crescimento e as políticas públicas sociais e de promoção e prevenção de saúde foram fatores responsáveis por uma redução significativa do número de óbitos infantis. Embora as taxas de mortalidade infantil estejam declinando no Brasil desde o início do século XX, ainda continuam altas se comparadas às taxas internacionais.

Os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) mostram que a mortalidade infantil caiu quase pela metade entre os anos de 2000 a 2010. De acordo com a análise do IBGE, utilizando os dados do censo 2010, os principais condicionantes da queda da mortalidade infantil foram o declínio da taxa de fecundidade que passou a apresentar valores próximos ao nível de reposição da população (pouco mais de dois filhos por mulher) e o aumento da escolaridade materna. Outros fatores que contribuíram para a queda desse indicador foram: as políticas de medicina preventiva e de saneamento básico, programas de saúde materna e infantil, além da valorização do salário mínimo e dos programas de transferência de renda.

As taxas de mortalidade infantil (crianças menores de um ano) e da infância (crianças menores de cinco anos) são indicadores muito importantes, uma vez que têm um grande peso na expectativa de vida ao nascer. Ademais, esses indicadores têm sido historicamente utilizados para avaliar e comparar as condições de saúde e de vida das populações.

Josué de Castro foi um dos precursores da temática pobreza, fome e subnutrição no Brasil. Seus estudos influenciaram profundamente o pensamento nacional e internacional

nesse campo. Seu maior mérito foi inter-relacionar o problema da fome com aspectos econômicos, políticos, sociais e geográficos. (CASTRO (2003, 2006)).

A literatura econômica de saúde pública e epidemiológica considera como principais variáveis que influenciam as taxas de mortalidade: a renda, a taxa de alfabetização materna, a taxa de fertilidade total, a proporção de pobres, a subnutrição infantil, a taxa de prevalência de HIV de crianças infectadas pela mãe, a taxa de imunização, o acesso a saneamento básico e a densidade de doutores. (MOSLEY e CHEN; 1984; KLASSEN (2000b, 2008), OSMANI, 1997; SMILH e HADDAD, 1999; PRITCHETT e SUMMERS, 1996; GOMES, SALVATO e JÚNIOR, 2006; ALVES e BELLUZZO, 2005).

Evidências empíricas nacionais e internacionais voltadas para a economia da saúde destacam a formação educacional materna como a variável chave na obtenção de quedas consistentes na mortalidade infantil e na infância, pois quanto maior o nível de instrução das mães, maior é o conhecimento de práticas de higiene e saúde. (MURTHI *et al.* 1995; SMITH e HADAD, 1999; SUMMERS, 1994; KLASSEN (1999, 2000b, 2008); GOMES, SALVATO e JÚNIOR, 2006).

Outros estudos empíricos verificaram a relevância dos efeitos da fertilidade e da educação feminina na redução da taxa de mortalidade na infância. (GUILKEY e RIPHAHN (1998); PRITCHETT e SUMMERS (1996); KLASSEN, (2000b, 2008), COSTA *et al.*, 2003).

O debate em torno da influência da subnutrição infantil na mortalidade infantil e na infância tem gerado muitas discussões. Alguns estudos alegam que os índices antropométricos possuem problemas de mensuração e assim não têm impacto sobre a mortalidade infantil e na infância, exceto se esse indicador for corrigido com o uso de variáveis instrumentais (KLASSEN, 2008; SECKLER, 1982). Em sentido oposto, muitos pesquisadores sugerem uma ampla influência da subnutrição na mortalidade infantil, visto que a deficiência nutricional aumenta a vulnerabilidade e a gravidade de doenças (UNICEF, 1998; PELLETIER *et al.*, (1993,1995); PELLETIER, 1994).

Vários trabalhos nacionais e internacionais empíricos confirmam o impacto da variável renda na mortalidade infantil e na infância. (MOSLEY e CHEN, 1984; FAY *et al.*, 2005; ANAND e RAVALLION, 1993; SOARES, 2007; ALVES e BELLUZZO, 2005).

Estudos empíricos sobre o impacto dos serviços de saneamento básico sobre a mortalidade infantil mostram um efeito significativo na redução desse indicador de saúde. (MERRICK, 1985; POPPEL e HEIJDEN, 1997; HARTTGEN e MISSELHORN, 2006).

Outros fatores considerados na literatura como relevantes para explicar a taxa de mortalidade infantil são o aleitamento materno, a cobertura vacinal, a taxa de prevalência de

HIV, o baixo peso ao nascer e a incidência de doenças infectocontagiosas respiratórias. (KILSZTAJN *et al.*, 2003; BOING, KEL e BOING, 2006; ZAMBONATO *et al.*, 2004; VICTORIA *et al.*, 1996; CARVALHO *et al.*, 2004; PEDRAZA, 2009; COSTA *et al.*, 2003).

Analisar os determinantes das taxas de mortalidade infantil é essencial para a escolha de quais políticas públicas devem ser priorizadas para sua erradicação e identificar as regiões que necessitam de maiores investimentos na área da saúde. Nesse sentido, o objetivo principal desse estudo é investigar, através de modelos econométricos, os determinantes das taxas de mortalidade infantil no Brasil para que, através de políticas públicas, se possa atuar de forma eficaz na redução desse indicador. Para isso, são construídos três modelos em que se analisam os impactos separadamente dos índices antropométricos: i) a proporção de crianças com baixo peso por idade; ii) a proporção de crianças com baixo peso por altura; iii) a proporção de crianças com baixa altura por idade sobre a mortalidade infantil (crianças com idade igual ou menor de cinco anos). Esses modelos são estimados utilizando um painel de dados onde as unidades observacionais são os estados brasileiros e o período de tempo compreende os anos de 2001 a 2008.

No que se segue, além dessa introdução, esse artigo é composto de quatro seções. Na segunda seção faz-se uma revisão da literatura teórica e empírica comentando os principais fatos estilizados sobre mortalidade infantil. Na terceira seção, além de se fazer uma análise das variáveis utilizadas nos modelos, mostra-se a evolução no tempo dessas mesmas variáveis no Brasil e nas suas regiões. Na quarta seção são especificados os modelos econométricos e comentam-se as técnicas empregadas nas suas estimações. As principais conclusões deste documento são colocadas na última seção.

## **2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS SOBRE OS DETERMINANTES DA MORTALIDADE INFANTIL E DA INFÂNCIA**

A literatura econômica internacional concentrada na área de saúde pública e epidemiológica evidencia um rigoroso debate sobre a influência da subnutrição na mortalidade infantil.

Klasen (2008) em seu estudo sobre os condicionantes da mortalidade infantil e na infância para o Médio Oriente e o Norte de África, o sul da Ásia, a Ásia Oriental e Pacífico, a América Latina, o Caribe e Europa Oriental para os anos de 1990 e 2000, utilizou as seguintes variáveis explicativas: PIB *per capita*, taxa de alfabetização materna, taxa de fertilidade total e proporção de pobres, subnutrição infantil, taxa de prevalência de HIV de crianças infectadas pela mãe, taxa de imunização, acesso a saneamento básico, densidade de doutores e variáveis

*dummies* para enfatizar as diferenças regionais. Dentre outros resultados, verificou que a subnutrição infantil não teve impacto sobre a mortalidade infantil e na infância, cuja justificativa eram os problemas de mensuração desse indicador nutricional. Mas quando essa variável é corrigida com o uso de variáveis instrumentais, passa a ter um efeito significativo na mortalidade infantil e na infância.

Muitos pesquisadores sugerem uma ampla influência de subnutrição na mortalidade infantil, visto que a deficiência nutricional aumenta a susceptibilidade e a gravidade de doenças. Argumentaram que todas as formas de déficits antropométricos, incluindo as suas versões moderadas, são fatores de riscos que causam aumento da mortalidade infantil e outros riscos de morte (UNICEF, 1998; PELLETIER, 1994; PELLETIER *et al.*, (1993,1995)).

Por exemplo, Pelletier *et al.* (1993) utilizando dados de várias pesquisas realizadas sobre subnutrição e mortalidade infantil na década de 80, que incluiu a Índia, Bangladesh, Papua-Nova Guiné e a Tanzânia, descobriram que a contribuição relativa da desnutrição para a mortalidade infantil depende das taxas de morbidades que variam de acordo com a prevalência da desnutrição. Os resultados indicaram que a desnutrição moderada está associada a uma elevada mortalidade infantil nesses países.

Em outro artigo, Pelletier (1994) revisou os resultados de várias pesquisas nas décadas de 70 a 90 que examinavam a relação entre os indicadores antropométricos e a mortalidade infantil para 12 países dos continentes da Ásia e do Subsaara da África. Dentre outros resultados, conclui que tanto a moderada quanto a severa subnutrição infantil contribuem para um aumento na mortalidade infantil. Logo após a publicação desse artigo, Pelletier *et al.* (1995) em suas análises sobre os efeitos da desnutrição na mortalidade infantil para 53 países em desenvolvimento na década de 80, verificam que 56% das mortes de crianças são devidas à desnutrição, em função dos efeitos potencializadores das formas moderadas e leves desse indicador. Argumentam que os efeitos da desnutrição e da infecção, mesmo nas formas moderadas e leves, não são aditivos, mas sim multiplicativos.

Posteriormente, Pelletier *et al.* (2002) mediram os efeitos da desnutrição nas variações da mortalidade infantil para 59 países em desenvolvimento usando dados longitudinais agregados de 1966 a 1996. Eles descobriram que em média a redução da desnutrição infantil em 5% pode reduzir a mortalidade na infância em 30%.

Para Osmani (1997) o baixo peso ao nascer e a subnutrição infantil são fatores de maior risco que podem aumentar a mortalidade infantil. Essa evidência foi verificada para o sul da Ásia, na década de 90.

No outro extremo, Seckler (1982) em seu livro “Small but Health” propôs que a subnutrição moderada (baixa altura por idade) é uma ótima adaptação para o corpo reduzir consumo energético com nenhuma consequência desfavorável para a saúde.

Destaca-se ainda a importância da educação materna para a sobrevivência da criança, visto que as mães instruídas apresentam uma melhor compreensão da importância dos hábitos de higiene e das orientações médicas, o que contribui para a redução da taxa de mortalidade infantil e na infância. Muitos estudos ressaltam a relevância da educação materna e de aumentos na renda como fatores determinantes para a redução da mortalidade infantil e na infância. (MURTHI, GUIO e DRÈZE (1995); SMITH e HADAD (1999); SUMMERS (1994); KLASSEN, (1999, 2000b, 2008), ANAND e BÄRNIGHAUSEN, 2004).

Em seus estudos sobre as variações da mortalidade infantil nos distritos da Índia com base nos dados do censo 1981, Murthi, Guio e Drèze (1995) consideraram as seguintes variáveis explicativas para a mortalidade infantil: pobreza, educação materna, urbanização, serviços de saúde e taxa de fertilidade. Dentre outras descobertas relevantes, observaram que uma maior fertilidade está associada com uma maior desvantagem de sobrevivência da criança, sendo essa associação estatisticamente significativa. Verificaram também um efeito significativo da pobreza e da educação materna sobre a mortalidade infantil.

Usando uma amostra de 63 países em desenvolvimento no período de 1970 a 1995, Smith e Hadad (1999), com o intuito de verificar as causas da desnutrição infantil nesses países, constataram que uma melhoria na educação materna contribui para a redução da desnutrição infantil e conseqüentemente para uma diminuição na mortalidade infantil.

Em um estudo para a África, Ásia, América Latina, Caribe e os 34 países da OECD (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico), Summers (1994) verificou que a educação materna reduz não só as taxas de mortalidade infantil e da infância como também a taxa de fertilidade.

Usando indicadores de desenvolvimento do Banco Mundial para o ano de 1992, Klasen (1999) estimou modelos de fertilidade e mortalidade infantil para as regiões do sul da Ásia, a África Subsaariana, a Europa Oriental, a Ásia Oriental e Pacífico, a América Latina, o Caribe, o Norte da África e para os países membros da OECD. Sua análise mostrou que a educação feminina contribuiu para o crescimento econômico ao reduzir a taxa de fertilidade e as taxas de mortalidade infantil. A redução desses indicadores são fatores relevantes para o bem estar das pessoas em países em desenvolvimento.

Na Índia, Osmani (1997) analisou os determinantes da mortalidade infantil utilizando dados do censo de 1981. As seguintes variáveis explicativas de seu modelo foram a pobreza, a

educação materna e paterna, a urbanização e serviços públicos. Verificou um efeito significativo da pobreza na mortalidade infantil; distritos com níveis baixos de pobreza tinham níveis baixos de mortalidade infantil, embora a variável com maior contribuição para a redução da mortalidade tenha sido a educação feminina. Porém, em muitos outros trabalhos, os indicadores de pobreza têm se mostrados não significantes estatisticamente (ANAND E BÄRNIGHAUSEN, 2004; KLASSEN, 2008).

Na mesma linha Klasen (2008) analisou os condicionantes da mortalidade infantil e na infância para o Médio Oriente, o Norte de África, o sul da Ásia, a Ásia Oriental, o Pacífico, a América Latina, o Caribe e Europa Oriental para os anos de 1990 e 2000. Observou que tanto o PIB *per capita* como a educação materna apresentaram efeitos significativos na redução das taxas de mortalidade infantil e da infância. As taxas de imunização e as taxas de saneamento apresentaram o impacto esperado, mas a densidade de doutores não, o que contraria os resultados encontrados por Anand e Bärnighausen (2004) em seus estudos para uma amostra de 117 países. A proporção de pobres também não apresentou efeito significativo na redução da mortalidade infantil e na infância.

Conforme, Mosley e Chen (1984), a mortalidade infantil nos países em desenvolvimento está relacionada a características socioeconômicas como a renda e os anos de estudo da mãe. Considera o fator maternal, a contaminação ambiental (ar, comida e água) e a deficiência de nutrientes como principais determinantes da mortalidade infantil.

Em um estudo para 74 países em desenvolvimento com dados do Banco Mundial no período de 1990 a 1998, Fay *et al.* (2005) observaram que as regiões com níveis de renda similares apresentavam taxas de mortalidade infantil diferenciadas. Além da renda, incluíram outros determinantes importantes para a redução desse indicador de saúde tais como a educação, ativos, intervenções diretas de saúde e serviços básicos de infraestrutura. A educação da mãe é o fator chave de bem estar da criança seja pela redução da fertilidade ou pelo conhecimento de boas práticas de nutrição e higiene. Verificaram que o PIB *per capita* e a educação da mãe foram os principais fatores para a redução da mortalidade infantil e na infância.

Para uma amostra de 22 países em desenvolvimento em 1985, Anand e Ravallion (1993) examinaram o impacto da renda nacional, pobreza, saúde pública e expectativa de vida sobre a mortalidade infantil. Eles observaram que o aumento da renda *per capita* permite uma maior redução da pobreza e melhora a expectativa de vida, contribuindo para o declínio das taxas de mortalidade infantil e subnutrição infantil. Eles verificaram que a saúde é afetada pelos níveis de renda *per capita*, pobreza e gastos em saúde pública *per capita*.

Em um estudo sobre a mortalidade na infância e subnutrição infantil para a África subsaariana e o sul da Ásia, durante o período de 1987, Klasen (2000b) observou que os mesmos fatores que influenciaram a subnutrição infantil também influenciaram a mortalidade na infância. Maior educação materna, maior PIB *per capita* e menor fertilidade estão associados a uma menor taxa de mortalidade na infância. A força dos efeitos da fertilidade e da educação feminina é impressionante. Esses resultados são consistentes com outras descobertas na literatura (GUILKEY e RIPHAHN (1998); PRITCHETT e SUMMERS (1996)).

Em um estudo para as Filipinas no período de 1983 a 1986, Guilkey e Riphahn (1998), utilizando um modelo de *harzard* para avaliar os determinantes da mortalidade infantil, encontraram um efeito significativo dos anos de estudo da mãe sobre a redução da mortalidade infantil e na infância, dentre outros resultados relevantes.

Pritchett e Summers (1996) utilizaram o método de variáveis instrumentais para estimar o impacto da renda *per capita* e da educação sobre a mortalidade infantil e na infância para 111 países em desenvolvimento no período de 1960 a 1985. Encontraram um efeito significativo e negativo da renda sobre a mortalidade infantil. A educação materna também foi um fator relevante para a melhoria do estado de saúde da criança.

Os resultados de vários estudos empíricos divergem sobre o impacto do índice de Gini e dos serviços de saneamento básico e de infraestrutura da saúde sobre a mortalidade infantil. (MERRICK (1985); POPPEL e HEIJDEN (1997), HARTTGEN e MISSELHORN (2006), KLASSEN (2000b)).

No entanto, Merrick (1985) que foi um dos pioneiros em estudos econométricos procurou mensurar o impacto da água canalizada na mortalidade infantil para a área urbana do Brasil no período de 1970 a 1976. Controlando por outros determinantes, os efeitos da água e da educação da mãe contribuíram para a diminuição da mortalidade infantil.

Do mesmo modo, Poppel e Heijden (1997) justificaram o uso da água tratada como um importante fator para o declínio da mortalidade na Europa e nos países em desenvolvimento. Porém, em seu estudo de caso para Tilburg, cidade situada no sudeste da Holanda, com dados de 1904 a 1906, não encontraram efeito significativo da água canalizada na redução da taxa de mortalidade infantil.

Por outro lado, Harttgen e Misselhorn (2006) analisaram os determinantes da mortalidade infantil e da subnutrição infantil para seis países em desenvolvimento do sul da Ásia e da África Subsaariana. Eles verificaram que o acesso à infraestrutura de saúde é o fator mais importante para a redução mortalidade infantil.



No entanto, Klasen (2000b), em seu estudo sobre a mortalidade na infância para a África subsaariana e o sul da Ásia durante o período de 1987, constatou que os indicadores de saúde, saneamento, água tratada, prevalência de aleitamento materno, baixo peso ao nascer e disponibilidade calórica pareciam estar sujeitos a alguma medida de erro. Tais resultados são confirmados por Svedberg (1991) em seu livro “Pobreza e subnutrição na África Subsaariana” no qual argumenta que o acesso à saúde, à água tratada, à cobertura de aleitamento materno e à disponibilidade calórica, assim como o coeficiente de Gini não apresentaram um impacto significativo sobre os indicadores antropométricos e os indicadores de mortalidade infantil, pois considera que os mesmos apresentavam problemas de medidas de erro.

Por outro lado, Pelletier *et al.* (1993) utilizando dados de várias pesquisas realizadas sobre subnutrição e mortalidade infantil na década de 80, que incluiu a Índia, Bangladesh, a Papua-Nova Guiné e a Tanzânia, mostraram que o índice de Gini tem um impacto altamente significativo afetando a mortalidade infantil e as deficiências calóricas.

Para a África subsaariana e o sul da Ásia no período de 1987 a 1997, Klasen (2000b) estimou um modelo de dados em painel com efeitos fixos para a mortalidade infantil utilizando dados da Organização Mundial da Saúde, do Banco Mundial, e UNICEF. Considerou as seguintes variáveis como explicativas: PIB *per capita*, coeficiente de Gini, educação materna, densidade populacional, taxa de fertilidade, taxa de imunização, taxa de prevalência de HIV, aleitamento materno, indicadores de subnutrição e saneamento. Dentre outros resultados, verificou que uma maior fertilidade e uma maior taxa de prevalência de HIV têm maiores impactos na mortalidade das crianças.

Em relação à literatura nacional sobre os determinantes da mortalidade infantil, destaca-se o trabalho de Gomes, Salvato e Júnior (2006). Esses autores utilizaram dados retirados do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil para o ano de 2003. Eles constataram que a educação materna foi o principal fator de combate à mortalidade infantil, mesmo levando em conta fatores econômicos como renda, pobreza, desigualdade e fatores demográficos como a fecundidade.

Objetivando explorar os fatores determinantes da trajetória da taxa de mortalidade infantil nos estados da região Nordeste, no período de 1991 a 2000, Sousa e Maia (2004) utilizaram a metodologia de dados em painel equilibrado. Eles concluíram que a mortalidade infantil pode ser reduzida com investimentos na área de saneamento, educação, saúde (através de programas de planejamento familiar) e acesso a serviços de saúde.

Por sua vez, Alves e Belluzzo (2005) investigaram os determinantes da mortalidade infantil para os municípios brasileiros com o uso de modelos de dados em painel estático e

dinâmico para os censos do período de 1970 a 2000. Eles constataram que um maior nível de educação materna, saneamento básico e renda *per capita* ajudam na redução da mortalidade infantil.

Em relação a variável taxa de fertilização, Costa *et al.* (2003) verificaram que a variação da fecundidade foi a principal responsável pela persistência do declínio da mortalidade infantil nos anos oitenta. De fato, verificou-se uma tendência decrescente temporal da mortalidade infantil no Brasil no período de 1980 a 1998.

Utilizando dados da PNUD (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento), Irffi, Oliveira e Barbosa (2008) desenvolveram uma análise empírica dos determinantes socioeconômicos da taxa de mortalidade na infância para os municípios cearenses, no período de 1991 e 2000. O modelo estimado com dados em painel com efeitos fixos verificou que o principal fator para reduzir esse indicador de saúde é o nível de escolaridade materna, também merecendo destaque o nível de renda e de pobreza.

Saad (1986) trabalhou somente com três variáveis explicativas para explicar a mortalidade na infância para o estado de São Paulo no ano de 1983: a renda familiar, a educação da mãe e as instalações sanitárias. Ele constatou que essas três variáveis apresentaram um impacto significativo na redução da mortalidade na infância.

Em seu livro “A demografia da desigualdade no Brasil”, Wood e Carvalho (1994) analisam os dados sobre mortalidade no período de 1950 a 1980. Averiguaram uma relação inversa entre a escolaridade materna e a taxa de mortalidade infantil, visto que melhores níveis educacionais encontram-se invariavelmente associados a melhores níveis de renda e a um maior acesso aos serviços públicos coletivos como saúde e saneamento.

Para os municípios brasileiros entre 1970 e 2000, Soares (2007) utilizando um painel dinâmico, mostrou que de 71% da variação na esperança de vida ao nascer, 33% eram explicados por mudanças na renda *per capita*.

O baixo peso ao nascer (criança que pesa menos que dois quilos e quinhentos gramas) tem sido alvo de diversas investigações epidemiológicas que influencia a mortalidade infantil. O estado de saúde de uma criança ao nascer é um fator determinante de maior chance de sobrevivência e qualidade de vida dessa criança.

Consoante Kilsztajn *et al.*(2003), o aumento da assistência pré-natal pode proporcionar resultados imediatos para a redução da prevalência de baixo peso e assim, contribuir para o declínio da mortalidade infantil. A cobertura pré-natal permite o diagnóstico e o tratamento de inúmeras complicações durante a gestação e a redução ou eliminação de fatores e comportamentos de risco possíveis de serem corrigidos. Analisaram os dados de

estatísticas vitais da Fundação Seade entre 1980 e 2000, no estado de São Paulo, e observaram a redução da prevalência de baixo peso com o aumento do número de consultas pré-natais.

Boing, Kel e Boing (2006) estudaram a distribuição espacial das taxas de mortalidade infantil e da proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer na região sul do Brasil para o ano de 2000. Eles testaram a associação desses indicadores com fatores socioeconômicos e de serviços de saúde. Para realizar esse estudo, utilizaram as seguintes variáveis independentes em seus modelos: o índice de desenvolvimento humano municipal, o coeficiente de Gini, a taxa de analfabetismo, a proporção de pobres, a proporção de pessoas em domicílios com água encanada e banheiro, a média anual de consultas médicas em especialidades básicas, a média mensal de visitas domiciliares por família e o número de consultórios médicos por 10.000 habitantes. Dentre outros resultados, foi identificada associação estatisticamente significativa entre a mortalidade infantil e todos os indicadores socioeconômicos.

Em seus estudos para o município de Pelotas no Rio Grande do Sul entre os meses de outubro a dezembro de 1996, Zambonato *et al.* (2004) constataram que o peso ao nascer é o fator singular que mais exerce influência sobre o estado de saúde e as chances de sobrevivência das crianças; sendo este um forte fator preditivo da mortalidade neonatal (óbitos de 0 a 27 dias de vida) e morbidades. Ressaltaram ainda que se deve buscar um aumento na quantidade e qualidade das consultas pré-natais.

Uma das ações importantes para a redução da mortalidade infantil é a prevenção através de imunização contra doenças infectocontagiosas. Conforme o Fundo para Infância das Nações Unidas (Unicef) a diarreia é uma das principais causas da mortalidade infantil (as outras duas são desnutrição e infecções respiratórias).

De acordo com Pereira e Albuquerque (1983), em pesquisa realizada no Distrito Federal para os anos de 1977 e 1978, as diarréias, as infecções respiratórias, a desnutrição e as doenças prevenidas por imunização eram as causas mais comuns da mortalidade infantil.

Segundo Carvalho *et al.* (2004), em um estudo de caso com as gestantes em trabalho de parto admitidas no Hospital São Lucas da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul para os anos de 2001 e 2002, verificaram que a transmissão vertical (transmissão de HIV de mães infectadas para a criança através do parto) é a principal via de infecção do HIV na população infantil aumentando assim sua taxa de mortalidade.

Uma análise sobre a insegurança alimentar e mortalidade infantil para os países da América Latina e Caribe para os anos de 1990 e 2003 foi realizada por Pedraza (2009). Ele observou que metade das mortes de crianças menores de cinco anos se em função das

seguintes cinco doenças: pneumonia, diarreia, malária, sarampo e AIDS. Mais da metade destas mortes são relacionados à má nutrição.

Em fim, após esta discussão de vários fatos estilizados sobre a literatura dessa área, na seção seguinte se descreve e se discute a base de dados a ser utilizada nos modelos econométricos.

### 3. DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS

A base de dados utilizada foi obtida do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do IPEADATA. A partir dessas bases de dados foi construído um conjunto de variáveis para cada um dos estados brasileiros compreendendo os anos de 2001 a 2008. Para a extração dos dados das PNADs utilizou-se o software SPSS Statistics 19.

Os dados coletados do DATASUS foram: as taxas de mortalidade infantil de menores de um e cinco anos que serão utilizadas como variáveis dependentes nos modelos econométricos a serem especificados na seção seguinte. Para analisar o efeito do estado nutricional (subnutrição infantil) das crianças sobre a mortalidade infantil, foram retirados dessa mesma base os índices antropométricos para as crianças menores de cinco anos, a proporção de crianças com baixo peso por idade, a proporção de crianças com baixo peso por altura e a proporção de crianças com baixa altura por idade. Para a obtenção de uma análise mais robusta dessas relações, acrescentou-se aos modelos outros controles ou determinantes.

Entre esses determinantes, os que influenciam a mortalidade infantil são constituídos de variáveis socioeconômicas tais como, a renda familiar *per capita*, o índice de concentração de renda medido pelo coeficiente de Gini e um indicador de pobreza. A primeira foi construída diretamente utilizando-se os dados do PNAD. O índice de concentração de renda foi obtido do IPEADATA. Empregou-se o PIB *per capita* estadual da base IPEADATA a preços constantes em reais do ano de 2008 deflacionados pelo deflator implícito do PIB nacional. O indicador de pobreza absoluta utilizado foi a proporção de pobres pertencente à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984). Esse indicador é definido como  $P_0 = \frac{q}{n}$  onde,  $q$  é o número de pobres (pessoas com renda familiar *per capita* abaixo da linha de pobreza) e  $n$  é o tamanho da população. Para o cálculo desse indicador utilizou-se a linha de pobreza a preços de setembro de 2008 que considera o valor dessa linha igual a meio salário mínimo. Para atualizar os rendimentos, foi utilizado o INPC (Índice Nacional de Preços ao

Consumidor – Restrito) corrigido pela metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002). A construção do índice de pobreza (proporção de pobres) foi feita utilizando-se o *software* econométrico Stata 11.

Os outros determinantes empregados foram as variáveis de infraestrutura tais como o percentual da população residente que possui esgotamento sanitário, o percentual da população residente atendida, direta ou indiretamente, por serviço regular de coleta de lixo domiciliar e o percentual da população residente servida por rede geral de abastecimento de água, com ou sem canalização domiciliar. Todas essas variáveis foram retiradas da base de dados DATASUS.

As variáveis explicativas empregadas para representar o grau de desenvolvimento das mulheres foram a taxa de fecundidade (fertilidade) e os anos médios de estudo das mulheres maiores ou igual de 15 anos. A primeira foi retirada do DATASUS e a segunda foi construída utilizando a PNAD.

Dois outros importantes determinantes foram considerados. O primeiro é a taxa de imunização da tríplice viral (sarampo, caxumba e rubéola) em crianças de 1 ano e a vacina Tetravalente que substitui as vacinas DTP (difteria, tétano e coqueluche) e Hib (Haemophilus influenza tipo b) obtida do DATASUS. O segundo é número de médicos por 1.000 habitantes coletado também do DATASUS. Desta mesma base, acrescentou-se também o número de casos de AIDS em menores de cinco anos de idade como a proporção da população de menores de cinco anos de idade multiplicada por 100.000.

#### 4 MODELO ECONOMÉTRICO

Os dados utilizados na estimação dos modelos econométricos são em painéis, onde as unidades observacionais são os estados brasileiros (26 estados e o Distrito Federal) e o período de tempo compreende os anos de 2001 a 2008.

O modelo linear simples com dados em painel pode ser representado da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

em que  $i = 1, 2, \dots, n$  e  $t = 1, 2, \dots, T$ ,  $Y_{it}$  é a variável dependente,  $X_{it}$  representa a matriz das variáveis explicativas,  $\beta$  é o vetor de coeficientes angulares a serem estimados,  $\alpha_i$  refere-se ao parâmetro de intercepto desconhecido para cada indivíduo e que representa a heterogeneidade não observada do modelo,  $u_{it}$  é o erro estocástico onde, por suposição,

$E(u_{it} \mid X_i, \alpha_i) = 0$ . O subscrito  $i$  denota os diferentes indivíduos e o subscrito  $t$  representa o período de tempo que será analisado.

#### 4.1 Modelo de Efeitos Fixos

No modelo de efeitos fixos a estimação é feita considerando que existe heterogeneidade entre os indivíduos e que esta é captada pela constante do modelo que é diferente de indivíduos para indivíduos. Ou seja, supõe-se que o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas é constante ao longo do tempo.

O modelo de Efeitos Fixos é representado pela expressão abaixo:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

em que  $\alpha_i$  representa a constante que é diferente para cada indivíduo e capta as diferenças que são invariantes no tempo.

#### 4.2 Modelo de Efeitos Aleatórios

No modelo de Efeitos aleatórios a estimação é realizada considerando a heterogeneidade dos indivíduos como sendo parte integrante do termo de erro. O modelo é representado da seguinte maneira:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + (v_i + u_{it}) \quad (3)$$

com  $\alpha_i = \alpha + v_i$  e  $v_i$  representando o efeito aleatório individual não observável. Ou seja, os modelos de efeitos aleatórios consideram a constante não mais como sendo um parâmetro constante, mas como um parâmetro aleatório não observável.

A principal diferença entre os dois modelos, portanto, está no fato de que o modelo de efeitos fixos considera que as diferenças entre os indivíduos são captadas na parte constante, enquanto que no modelo de efeitos aleatórios estas diferenças são captadas no termo de erro.

As especificações dos modelos a serem estimados são as seguintes:

##### Modelo 1

$$\begin{aligned} mortcinc_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln rfper_{it} + \beta_2 txfert_{it} + \beta_3 anosest_{it} + \beta_4 gini_{it} + \beta_5 san_{it} \\ & + \beta_6 lixo_{it} + \beta_7 agua_{it} + \beta_8 txalturaidade_{it} + \beta_9 pzero_{it} \\ & + \beta_{10} tximtvir_{it} + \beta_{11} nummed_{it} + \beta_{12} aidsinc_{it} + v_i + e_{it} \end{aligned}$$

## Modelo 2

$$\begin{aligned} mortcinc_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln rfper_{it} + \beta_2 txfert_{it} + \beta_3 anosest_{it} + \beta_4 gini_{it} + \beta_5 san_{it} \\ & + \beta_6 lixo_{it} + \beta_7 agua_{it} + \beta_8 pesoidade_{it} + \beta_9 pzero_{it} \\ & + \beta_{10} tximtvir_{it} + \beta_{11} nummed_{it} + \beta_{12} aidsinc_{it} + v_i + e_{it} \end{aligned}$$

## Modelo 3

$$\begin{aligned} mortcinc_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln rfper_{it} + \beta_2 txfert_{it} + \beta_3 anosest_{it} + \beta_4 gini_{it} + \beta_5 san_{it} \\ & + \beta_6 lixo_{it} + \beta_7 agua_{it} + \beta_8 txpesoaltura_{it} + \beta_9 pzero_{it} \\ & + \beta_{10} tximtvir_{it} + \beta_{11} nummed_{it} + \beta_{12} aidsinc_{it} + v_i + e_{it} \end{aligned}$$

onde, os subscritos  $i=1,2,\dots,N$  e  $t=1,2,\dots,T$ , representam, respectivamente, as  $N$  unidades observacionais ou transversais (os estados) e o tempo com  $T$  períodos. Se por hipótese assume-se que  $v_i$  são realizações de um processo independente e identicamente distribuído com média 0 e variância  $\sigma_v^2$ , então os modelos acima são estimados com efeitos aleatórios. Além do mais,  $v_i$  é não correlacionado com quaisquer das variáveis explicativas. Por outro lado, se  $v_i$  são parâmetros fixos então os modelos são estimados com efeitos fixos. Por hipótese, o erro idiossincrático,  $u_{it}$ , tem média zero e variância constante.

A variável dependente dos modelos acima é a taxa de mortalidade infantil de crianças com idade menor ou igual a cinco anos denominada por *mortcinc*.

Os determinantes que influenciam a mortalidade infantil são constituídos de variáveis socioeconômicas tais como, a renda familiar *per capita* (*rfper*), o índice de concentração de renda medido pelo coeficiente de Gini (*Gini*) e a proporção de pobres (*pzero*). Enquanto a primeira variável deve contribuir para uma queda da mortalidade infantil, a segunda deveria apresentar efeito contrário. Por outro lado, quanto maior a proporção de pobres no estado maior deveria ser as taxas de mortalidade infantil.

Para analisar o efeito do estado nutricional das crianças (subnutrição infantil) sobre a mortalidade infantil que é o principal objetivo deste artigo, empregaram-se as seguintes variáveis explicativas: altura por idade (*alturaidade*) no modelo 1, peso por idade (*pesoidade*) no modelo 2, peso por altura (*pesoaltura*) no modelo 3.

Espera-se que os efeitos dessas variáveis sobre a taxa de mortalidade infantil sejam positivos e estatisticamente significantes em todos os modelos estimados. Observe que a colocação de todas essas variáveis de desnutrição (*alturaidade*, *pesoidade*, *pesoaltura*) como

explicativas nos modelos 1, 2 e 3 poderia acarretar problemas de multicolinearidade. Em função disso, colocou-se apenas uma delas como explicativa em cada um dos modelos 1, 2, 3.

As variáveis de infraestrutura que deveriam contribuir para o arrefecimento da mortalidade infantil são o percentual da população residente que possui saneamento (*san*), coleta de lixo (*lixo*) e abastecimento de água (*agua*). Com efeito, estados que apresentam níveis de infraestrutura mais desenvolvidos deveriam, conseqüentemente, apresentarem menores taxas de mortalidade infantil.

Em relação às variáveis indicadoras do grau de desenvolvimento das mulheres, taxas de fertilidade (*txfer*) muito altas deveriam contribuir para uma maior mortalidade infantil. Por outro lado, quanto mais educada as mulheres, medida pelos anos médios de estudo (*anosest*) menores deveriam ser as taxas de mortalidade infantil.

## 5 RESULTADOS

A Tabela 3.1 apresenta a média, a evolução de todas essas variáveis entre os anos de 2001 a 2008 e suas variações percentuais entre esses dois anos. De imediato, verifica-se que a taxa de mortalidade infantil no Brasil apresentou uma redução de 33% neste período. Em média, embora a mortalidade infantil tenha caído em todas as regiões brasileiras, a região Nordeste foi a que apresentou a maior taxa de mortalidade (31,89). No entanto, entre 2001 e 2008, foi a região do Brasil onde ocorreu a maior queda (45%) desse indicador.

Entre outras características observadas foi a região que mais reduziu a taxa de fertilidade (23%); onde mais cresceu a renda familiar *per capita* (6%), sendo que os valores d; onde o aumento dos anos médios de estudo de mulheres maiores ou iguais a quinze anos foi maior (27%). Por último, foi a região onde mais cresceu o abastecimento de água (19%) e a coleta de lixo (13%).

Outras conclusões que se tira da Tabela 3.1 é que a diminuição da taxa de fertilidade e a queda da desigualdade de renda entre 2001 e 2008 coincidem com a variação menor da taxa de mortalidade infantil. Estes resultados são verificados não somente para o Brasil como para as suas regiões.



**Tabela 3.1. Média, Valores e Variação Percentual das Variáveis da Base de Dados**

<b>Taxa de Mortalidade Infantil</b>										
<b>País/Região</b>	<b>Média</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>Varição</b>
Brasil	22,18	26,3	24,9	23,9	22,6	21,4	20,7	20	17,6	-0,33
Norte	24,50	27,7	26,6	25,6	24,5	23,6	22,8	22,1	23,1	-0,17
Nordeste	31,89	39,3	36,9	34,8	32,7	31,2	29,8	28,7	21,7	-0,45
Sudeste	16,01	18,3	17,3	17	16,3	15,4	15	14,6	14,2	-0,22
Sul	14,50	16,4	16,1	15,8	15	13,8	13,3	12,9	12,7	-0,23
Centro-Oeste	18,19	20,7	19,3	18,7	18,5	17,7	17,1	16,5	17	-0,18
<b>Taxa de Fertilidade</b>										
Brasil	2,19	2,4	2,4	2,3	2,3	2,3	2,0	1,95	1,89	-0,21
Norte	2,60	3	2,85	2,7	2,57	2,46	2,38	2,33	2,47	-0,18
Nordeste	2,27	2,55	2,45	2,36	2,29	2,23	2,17	2,12	1,96	-0,23
Sudeste	1,83	1,96	1,91	1,86	1,85	1,83	1,78	1,75	1,67	-0,15
Sul	1,75	1,91	1,85	1,77	1,8	1,76	1,69	1,62	1,62	-0,15
Centro-Oeste	2,02	2,19	2,14	2,09	2,05	2,01	1,95	1,84	1,85	-0,16
<b>Renda Familiar Per Capita<sup>9</sup></b>										
Brasil	6,28	6,23	6,23	6,17	6,20	6,26	6,35	6,37	6,43	0,03
Norte	5,97	5,91	5,90	5,80	5,90	5,95	6,04	6,07	6,11	0,03
Nordeste	5,72	5,61	5,63	5,57	5,63	5,69	5,82	5,85	5,92	0,06
Sudeste	6,49	6,46	6,46	6,39	6,39	6,47	6,55	6,55	6,61	0,02
Sul	6,47	6,39	6,38	6,37	6,42	6,46	6,53	6,58	6,62	0,04
Centro-Oeste	6,42	6,32	6,36	6,27	6,34	6,39	6,47	6,56	6,61	0,05
<b>Anos de Estudo de Mulheres Maiores ou Iguais a 15 anos</b>										
Brasil	8,41	7,79	7,94	8,17	8,04	8,41	8,56	8,79	9,55	0,23
Norte	8,30	7,88	7,92	8,29	6,96	8,31	8,52	8,85	9,68	0,23
Nordeste	7,70	7,05	7,17	7,38	7,56	7,64	7,85	8,01	8,94	0,27
Sudeste	8,71	8,10	8,26	8,40	8,62	8,72	8,88	9,05	9,65	0,19
Sul	8,47	7,80	7,96	8,24	8,39	8,51	8,51	8,79	9,55	0,22
Centro-Oeste	8,85	8,12	8,39	8,52	8,67	8,89	9,03	9,25	9,94	0,22
<b>Índice de Concentração de Renda de Gini</b>										
Brasil	0,57	0,60	0,59	0,58	0,57	0,57	0,56	0,56	0,55	-0,08
Norte	0,54	0,57	0,56	0,54	0,54	0,53	0,52	0,53	0,51	-0,10
Nordeste	0,58	0,60	0,59	0,58	0,58	0,57	0,57	0,57	0,56	-0,07
Sudeste	0,54	0,57	0,56	0,56	0,54	0,54	0,54	0,52	0,52	-0,09
Sul	0,52	0,55	0,53	0,53	0,52	0,52	0,51	0,51	0,50	-0,10
Centro-Oeste	0,58	0,60	0,60	0,58	0,57	0,58	0,56	0,57	0,57	-0,05
<b>Saneamento</b>										
Brasil	48,4	45,4	46,4	47,8	47,9	48,1	48,3	51,1	52,5	0,16
Norte	5,8	5,6	3,9	4,3	4,1	4,0	5,1	10,0	9,5	0,69
Nordeste	27,1	22,0	24,3	25,8	27,6	27,0	28,1	29,8	32,1	0,46
Sudeste	76,7	73,4	73,5	75,6	77,3	77,3	76,7	79,2	80,6	0,10
Sul	27,0	22,9	25,4	25,5	24,1	25,9	26,3	32,8	33,4	0,46
Centro-Oeste	33,5	30,8	31,7	33,3	32,5	33,3	33,9	34,8	37,6	0,22
<b>Abastecimento de Água</b>										
Brasil	80,05	77,77	79,03	79,56	79,51	79,72	80,96	81,57	82,31	0,06
Norte	52,21	54,1	54,77	56,04	48,32	48,3	50,92	51,72	53,51	0,02
Nordeste	67,64	62,04	64,03	65,4	66,68	67,67	69,59	71,66	74,04	0,19
Sudeste	90,59	89,26	89,89	90,03	90,74	90,68	91,37	91,27	91,5	0,03
Sul	83,10	80,66	82,29	82,48	83,27	83,5	84,4	84,4	83,77	0,04
Centro-Oeste	76,89	72,12	74,19	75,27	77,3	76,91	78,45	80,03	80,83	0,12
<b>Coleta de Lixo</b>										
Brasil	85,71	83,17	84,77	85,55	84,73	85,67	86,53	87,34	87,89	0,06

<sup>9</sup> Os valores da renda familiar *per capita* estão expressos em logaritmo natural.

Norte	81,24	83,92	86,71	87,01	74,64	76,59	78,06	80,67	82,35	0,01
Nordeste	71,28	66,81	68,72	70,42	69,95	71,94	72,76	74,13	75,48	0,13
Sudeste	91,10	88,27	90,08	90,42	91,19	91,58	92,00	92,60	92,65	0,05
Sul	87,89	84,47	85,42	86,81	87,41	88,04	89,49	90,56	90,91	0,08
Centro-Oeste	87,01	84,70	86,15	86,03	86,92	86,97	87,84	88,15	89,32	0,05

**Índice de Pobreza -  $P_0$**

Brasil	0,41	0,46	0,45	0,47	0,45	0,42	0,37	0,36	0,32	-0,29
Norte	0,54	0,56	0,57	0,60	0,59	0,55	0,51	0,50	0,45	-0,20
Nordeste	0,65	0,70	0,69	0,71	0,69	0,65	0,60	0,59	0,54	-0,22
Sudeste	0,29	0,33	0,32	0,35	0,33	0,29	0,24	0,24	0,21	-0,36
Sul	0,27	0,33	0,31	0,32	0,29	0,27	0,23	0,21	0,19	-0,42
Centro-Oeste	0,36	0,43	0,40	0,43	0,38	0,36	0,31	0,30	0,26	-0,40

**Número de Médicos p/1.000 hab.**

Brasil	1,62	1,43	1,46	1,52	1,61	1,68	1,71	1,74	1,8	0,37
Norte	0,72	0,51	0,47	0,58	0,77	0,82	0,84	0,85	0,92	0,41
Nordeste	0,95	0,83	0,85	0,89	0,95	0,99	1,02	1,03	1,06	0,23
Sudeste	2,21	2,00	2,05	2,11	2,19	2,28	2,31	2,33	2,43	0,43
Sul	1,67	1,45	1,48	1,54	1,63	1,73	1,79	1,81	1,89	0,44
Centro-Oeste	1,57	1,29	1,33	1,41	1,57	1,68	1,71	1,76	1,83	0,54

**Taxa de Imunização da Tríplice Viral**

Brasil	103	98	99	113	105	100	103	105	101	0,03
Norte	103	88	92	113	109	96	109	111	109	0,23
Nordeste	104	96	99	112	101	101	106	109	104	0,09
Sudeste	102	99	99	115	104	99	100	101	98	-0,01
Sul	101	103	101	110	99	99	97	99	98	-0,05
Centro-Oeste	105	100	102	112	105	105	102	107	103	0,03

Fonte: Elaborada pelo autor.

No mesmo sentido, o crescimento da renda familiar *per capita* e dos anos médios de estudo de mulheres maiores ou iguais a quinze anos parecem contribuir para o arrefecimento da taxa de mortalidade infantil para todas as regiões brasileiras.

A queda da proporção de pobres em todas as regiões brasileira nesse período parece indicar que esse indicador contribuiu para a diminuição da mortalidade infantil em todas as regiões. Com efeito, as taxas de crescimento da proporção de pobres e da taxa de mortalidade infantil em todas as regiões são negativas.

Em geral, as variáveis de infraestrutura como saneamento, abastecimento de água e coleta de lixo apresentaram crescimento em todas as regiões brasileiras. A menos da região Nordeste, pode-se observar nas demais regiões que o crescimento dessas duas últimas não foi muito expressivo. De todo modo, em uma primeira análise a melhora dessa infraestrutura no Brasil parece corroborar a queda da taxa de mortalidade infantil.

O número de médicos por 1.000 habitantes cresceu significativamente nesses anos não só no Brasil como nas demais regiões brasileiras. Esses resultados vão ao encontro da queda da taxa de mortalidade.

A taxa de imunização da tríplice viral aplicada a crianças menores de um ano cresceu apenas 3% entre 2001 e 2008 no Brasil. Nas regiões Sul e Sudeste houve queda de 5% e 1%, respectivamente. Apesar desses resultados, parece existir uma correlação negativa entre essa variável e a taxa de mortalidade infantil.

Em assim sendo, o que se pretende nesse artigo é investigar a influência da desnutrição das crianças sobre a taxa de mortalidade infantil no Brasil, controlando por outras variáveis tais como as descritas na Tabela 3.1.

Neste sentido, a especificação de modelos econométricos tem como objetivo constatar se as relações acima discutidas também se verificam empiricamente nestes modelos.

Inicialmente, suspeitou-se que a variável mortalidade infantil (variável dependente) apresenta alguma dinâmica no tempo como, por exemplo, um processo autoregressivo. Neste caso, os métodos usuais de estimação não seriam os mais adequados. Para a estimação desses modelos, por exemplo, dever-se-ia usar a técnica sugerida por Arellano-Bond (1991).

Nestes termos, inicialmente o teste de Hausman sugeriu que os modelos 1,2 e 3 fossem estimados com efeitos aleatórios. Adicionalmente, assumiu-se que o resíduo  $e_{it} = \rho e_{it-1} + u_{it}$  onde  $|\rho| < 1$ , ou seja, que  $e_{it}$  segue-se um processo AR(1). As estatísticas de Durbin-Watson indicaram que se poderia rejeitar a hipótese nula de autocorrelação dos resíduos. Assim, estimou-se os modelos acima através de Mínimos Quadrados Generalizados com os desvios padrões robustos sem a necessidade de acrescentar a variável dependente defasada de um período como variável explicativa nesses modelos.

Os resultados estimados de todos os parâmetros dos modelos de 1 a 3 e suas respectivas estatísticas se encontram dispostos na Tabela 3.2.

O principal objetivo desse estudo foi confirmado. A desnutrição infantil contribuiu para o aumento das taxas de mortalidade das crianças quando se utilizou os seguintes índices antropométricos: a proporção de crianças menores que cinco anos com baixa altura por idade (*proaltheidade*) no modelo 1, a proporção de crianças com baixo peso por idade (*propesoidade*) no modelo 2 e a proporção de crianças com baixo peso por altura (*propesoaltura*) no modelo 3.

Com efeito, os valores positivos estimados dos parâmetros dessas variáveis e seus respectivos Valores-p permitem concluir que estas três medidas de desnutrição infantil tendem a aumentar as taxas de mortalidade infantil.

**Tabela 3.2. Resultados das Regressões para as Taxas de Mortalidade Infantil no Brasil**

Regressão	1	2	3
Variável dependente	<i>mortcinc</i>	<i>mortcinc</i>	<i>Mortcinc</i>
Especificação do Modelo	Efeitos aleatórios	Efeitos aleatórios	Efeitos aleatórios
<i>lnrfper</i>	-8,89 (0,000)	-8,82 (0,000)	-8,68 (0,001)
<i>txfert</i>	6,73 (0,000)	6,95 (0,000)	6,69 (0,000)
<i>anosest</i>	-3,59 (0,000)	-2,91 (0,000)	-2,81 (0,000)
<i>Gini</i>	25,90 (0,013)	26,75 (0,012)	25,77 (0,015)
<i>percsan</i>	-0,02 (0,575)	-0,02 (0,551)	-0,02 (0,539)
<i>perclixo</i>	-0,02 (0,700)	-0,05 (0,482)	-0,04 (0,531)
<i>percagua</i>	-0,01 (0,837)	0,0001 (0,998)	-0,001 (0,990)
<i>proalturaidade</i>	0,19 (0,005)		
<i>propesoidade</i>		0,20 (0,085)	
<i>propesoaltura</i>			0,06 (0,085)
<i>Pzero</i>	-1,09 (0,712)	-0,91 (0,763)	-1,02 (0,734)
<i>tximtvir</i>	0,01 (0,424)	0,01 (0,445)	0,01 (0,432)
<i>nummed</i>	1,83 (0,171)	1,56 (0,251)	1,43 (0,287)
<i>aidscinc</i>	-0,07 (0,512)	-0,06 (0,569)	-0,08 (0,499)
<i>constante</i>	82,80 (0,000)	77,16 (0,000)	76,63 (0,000)
R-quadrado	0,75	0,73	0,73
Durbin-Watson	0,84	0,86	0,86

Fonte: Elaborada pelo autor.

Observação: Os resultados entre parênteses são os Valores-p dos parâmetros estimados.

Em relação às variáveis socioeconômicas, como se esperava, a renda familiar *per capita* (*rfper*) e o índice de concentração de renda (*Gini*) foram todas estatisticamente significantes. Em assim sendo, desde que o coeficiente estimado da primeira foi negativo, quanto maior a renda familiar *per capita* menor é mortalidade infantil.

Na mesma direção, como a correlação com o índice de Gini é positiva, a queda da concentração de renda nestes últimos anos vem contribuindo também para a diminuição da taxa de mortalidade infantil. Por outro lado, a proporção de pobres não apresentou efeito significativo sobre essa última em nenhum dos modelos estimados. Em relação a essa última, embora se tenha observado uma relação negativa com a mortalidade infantil, de acordo com os valores da Tabela 3.2, esse efeito não se confirmou estatisticamente em nenhum dos modelos estimados. Os valores estimados dos parâmetros dessa variável foram todos negativos, mas não significantes. Vale salientar que os dois primeiros resultados são corroborados pelas análises realizadas na seção anterior com base nos valores daquela tabela. Esses resultados vão ao encontro da maioria daqueles obtidos em trabalhos nacionais e internacionais como discutido na Seção 2.

Em termos de impacto sobre a mortalidade infantil, de acordo com os valores dos parâmetros estimados, a queda da concentração de renda e o aumento da renda familiar *per capita*, nesta ordem, foram quem mais contribuíram para a redução da mortalidade das crianças.

Em seguida, em termos de ordem de impacto, a taxa de fertilidade e os anos médios de estudo das mulheres das crianças contribuíram significativamente para a redução da taxa de mortalidade infantil em todos os três modelos estimados.

Ao contrário do que se esperava, as variáveis de infraestrutura representadas pelo saneamento, coleta de lixo e abastecimento de água não tiveram nenhum impacto sobre a mortalidade infantil. Todos os coeficientes estimados dessas variáveis não foram estatisticamente significantes. Na literatura dessa área, conforme discussão apresentada na Seção 2, esses efeitos são bastante controversos. Muitos autores justificam esses resultados alegando que essas variáveis podem estar sujeitas a erros de medida.

A taxa de imunização da tríplice viral e o número de médicos por 1.000 habitantes que a princípio deveriam contribuir para a queda da mortalidade infantil não se verificou em nenhum dos modelos estimados. Esses resultados são confirmados com base nos Valores-p desses coeficientes estimados.

Por último, o efeito de que a incidência de AIDS em crianças menores de cinco anos deveria contribuir para o aumento da mortalidade infantil também não foi verificado em nenhum dos modelos estimados. Com efeito, os Valores-p desses coeficientes permitem confirmar essas conclusões.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dentre as várias conclusões obtidas nesse estudo, a principal foi que a taxa de mortalidade infantil no Brasil apresentou uma redução de 33% no período de 2001 a 2008. Entre as regiões brasileiras, em média, as regiões Nordeste e Norte foram as que apresentaram as maiores taxas de mortalidade infantil (31,89% e 24,5%, respectivamente). Nesse mesmo período a região Nordeste foi a que apresentou a maior queda (45%) desse indicador.

Esse último resultado pode ser possivelmente explicado pelas seguintes características observadas: foi a região que mais reduziu a taxa de fertilidade (23%); onde mais cresceu a renda familiar *per capita* (6%); onde o aumento dos anos médios de estudo de mulheres maiores ou iguais a quinze anos foi maior (27%). Por último, foi a região onde mais cresceu o abastecimento de água (19%) e a coleta de lixo (13%).

Os resultados obtidos da estimação dos modelos econométricos parecem confirmar a evidência de que a desnutrição infantil mensurada pela baixa altura por idade, baixo peso por idade e baixo peso por altura contribuíram para o aumento da taxa de mortalidade das crianças no Brasil.

Em relação aos outros determinantes da mortalidade infantil, as variáveis socioeconômicas renda familiar *per capita* e o índice de concentração de renda contribuíram significativamente para a sua redução. Entre os demais controles, em termos de impacto sobre a mortalidade infantil, a queda da concentração de renda e o aumento da renda familiar *per capita*, nesta ordem, foram os fatores que mais contribuíram para a redução da mortalidade das crianças. De fato, além da concentração de renda no Brasil vir caindo nesses últimos anos, a política de aumento real do salário mínimo aliado aos programas oficiais de transferência de renda tem contribuído para o aumento da renda familiar *per capita*. Neste sentido, em termos de recomendação de políticas públicas, o governo deveria implementar programas voltados para o crescimento econômico, mas que simultaneamente promova a desconcentração de renda.

Por outro lado, a queda da proporção de pobres no Brasil nestes últimos anos parece não ter afetado a mortalidade infantil. Embora a pobreza no país tenha diminuído 29% entre os anos de 2001 e 2008, essa evidência não apresentou efeito significativo na redução da mortalidade das crianças. Vale salientar que esse mesmo resultado foi verificado em alguns trabalhos internacionais.

Em seguida, em termos de impacto, a taxa de fertilidade e os anos médios de estudo das mulheres maiores de quinze anos contribuíram significativamente para a redução da taxa

de mortalidade infantil. No entanto, se observou que o impacto da taxa de fertilidade é maior quando comparada aos anos médios de estudo das mulheres. Esses dois efeitos podem comprovados através da redução em 21% da taxa de fertilidade e do aumento em 23% dos anos médios de estudo das mulheres brasileiras.

Ao contrário do que se esperava, as variáveis de infraestrutura representadas pelo saneamento, coleta de lixo e abastecimento de água não apresentaram nenhum impacto sobre a mortalidade infantil. Vale salientar que na literatura dessa área o efeito desses fatores de infraestrutura sobre a mortalidade infantil é bastante controverso. Alguns autores justificam a não significância dessas variáveis devido, possivelmente, a erros de medidas.

No entanto, observou-se que entre os anos 2001 a 2008 o abastecimento de água e a coleta de lixo no Brasil cresceram apenas 6%. Por sua vez, o saneamento cresceu 16%. Esses baixos crescimentos talvez expliquem esses resultados. A lição que se tira de tudo isso é que os entes governamentais (municipal, estadual e federal) deveriam priorizar suas políticas em infraestrutura de abastecimento de água, coleta de lixo e saneamento.

Por último, as variáveis médicas: a taxa de imunização da tríplice viral, o número de médicos por 1.000 habitantes e a incidência de AIDS em crianças menores de cinco anos que, a princípio deveriam contribuir para a queda da mortalidade infantil, não foi constatado. Em relação a essa última, deve-se ressaltar que o avanço tecnológico no tratamento da AIDS no Brasil pode possivelmente explicar essa constatação.

Em resumo, se a preocupação é a redução da mortalidade infantil no Brasil, o governo deveria estabelecer políticas macroeconômicas direcionadas para o crescimento econômico e à desconcentração de renda aliadas a programas de educação e incentivos para a queda da taxa de fertilidade.

## **7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ALVES, D.; BELLUZZO, W. Child health and infant mortality in Brazil. Inter-American Development Bank Research Network Working Paper R-493, 2005.

ANAND, S.; BÄRNIGHAUSEN, T. Human resources and health outcomes: cross-country econometric study. *The Lancet*, v.364, p.1603–1609, 2004.

ANAND, S.; RAVALLION, M. Human development in poor countries: on the role of private incomes and public services. *Journal of Economic Perspectives*, v.7, n.1, p.133-150, 1993.

ARELLANO, M., BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*. 58, n.2, p 277-297, Abril, 1991.

BOING, A. F.; KEL, F.; BOING, A. Distribuição espacial e associação da mortalidade infantil e do baixo peso ao nascer com fatores socioeconômicos e de serviços de saúde na região sul do Brasil. *SaBios - Revista de Saúde e Biologia*, v.1, n.2, p.23-32, 2006.

CARVALHO, R.L; KRAHE, C; FARINA, G; PAULA, D.O; RICHETTI, N; CROSSETTI, T. Teste rápido para diagnóstico da infecção pelo HIV em parturientes. *Rev. Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia*, v.26, n.4, Rio de Janeiro, p. 325-328, Maio, 2004.

CASTRO, J. Homens e caranguejos. Rio de Janeiro: Editora Bertrand Brasil, 2003.

\_\_\_\_\_. Geografia da Fome. 6ª Ed. Rio de Janeiro: Editora Civilização Brasileira, 2006.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, 897).

COSTA, M. C. N; MOTA, E. L. A.; PAIM, J. S.; SILVA, L. M. V.; TEIXEIRA, M. G.; MENDES, C. M. C. Mortalidade infantil no Brasil em períodos recentes de crise econômica. *Revista Saúde Pública*, v.37, n.6, p.699-706, Salvador, 2003.

FAY, M.; LEIPZIGER, D.; WODON, Q.; YEPES, T. Achieving child-health-related millennium development goals: the role of infrastructure. *World Development*, v.33, n.8, p.1267-1284, 2005.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v.52, n.3, p.761-768, Maio, 1984.

GOMES, A. R.; SALVATO, M. A.; ARAÚJO JÚNIOR. Mortalidade infantil no Brasil e no Sudeste: determinantes e perspectivas. Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP, Caxambú, 2006.

GUILKEY, D.; RIPHAHN, R. The determinants of child mortality in the Philippines: estimation of a structural model. *Journal Development Economic*, v.56, p.281-305, 1998.

HARTTGEN, K.; MISSELHORN, M. A Multilevel Approach to Explain Child Mortality and Undernutrition in South Asia and Sub-Saharan Africa. Mimeographed, University of Göttingen, 2006.

IBGE. Síntese dos Indicadores Sociais 2009. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Série Estudos e Pesquisas, v. 26, 2009.

IRFFI, G., OLIVEIRA, J., BARBOSA, E. Análise dos Determinantes Socioeconômicos da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) no Ceará. IPECE: Textos para discussão, 48, Fortaleza, Ce, 2008.

KLASEN, S. Poverty, undernutrition, and child mortality: Some inter-regional puzzles and their implications for research and policy. *Journal of Economic Inequality*, v.6, n.1, p. 89-115, 2008.



\_\_\_\_\_. Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? Evidence from Cross-Country Regressions. *World Bank Policy Research Report Working Paper*, n.7, Washington, DC: The World Bank, 1999.

\_\_\_\_\_. Malnourished and Surviving in South Asia, Better Nourished and Dying Young in Africa: What Can Explain this Puzzle? *Working Paper*, n.214, Department of Statistics, Munich, 2000b.

KILSZTAJN, S.; ROSSBACH, A.C.; CARMO, M. S. N.; SUGAHARA, G. T. L. Assistência pré-natal, baixo peso e prematuridade no Estado de São Paulo, 2000. *Revista de Saúde Pública*, v.37, n.3, p.303-310, 2003.

MERRICK, Thomas W. The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970 to 1976. *Demography*, v.22, n.1, p. 1-24, 1985.

MOSLEY, W.; CHEN, L. C. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Population and Development Review*, New York, v.10, Suplemento, 1984.

MURTHI, M.; GUIO, A. C.; DRÈZE, J. Mortality, Fertility, and Gender Bias in India: A District-Level Analysis. *Population and Development Review*, v.21, n.4; p.745-782, 1995.

OSMANI, S.R. Poverty and nutrition in South Asia. In: UN Sub-Committee on Nutrition (eds) *Nutrition and Poverty*. WHO, Geneva, 1997.

PEDRAZA, D. F. Insegurança alimentar e mortalidade infantil na América Latina: magnitude, características e estratégias de redução com vistas aos objetivos de desenvolvimento do milênio. *Saúde Coletiva*, v.32, n.6, p.184-194, Brasil, 2009.

PELLETIER, D.; FRONGILLO, E.; HABICHT, J.P. Epidemiological Evidence for a potentiating effect of malnutrition on child mortality. *American Journal Public Health*, v.83, n.8, p.1130-1133, 1993.

PELLETIER, D. L.; FRONGILLO, E. A.; SCHROEDER, D. G.; HABICHT, J.P.. The effects of malnutrition and child mortality in developing countries. *Bulletin of the World Health Organization*, v.4, n.73, p.443-448, 1995

PELLETIER, D. The relationship between child anthropometry and mortality in developing countries. *Journal of Nutritional* (Supplement), v.124, n.10, p.2047-2081, 1994.

PEREIRA, M. G.; ALBUQUERQUE, Z. P. Características da mortalidade na infância no Distrito Federal. *Revista Associação Médica Brasileira*, v.29, n1, p.47-51, 1983.

POPPEL, F. V.; HEIJDEN, C. V. D. The Effects of Water Supply on Infant and Childhood Mortality: a Review of Historical Evidence. *Health Transition Review*, n.7, p.113-148, 1997.

PRITCHETT, L.; SUMMERS, L. Wealthier is healthier. *Journal Human Resource*. v.31, p.841-868, 1996.

SAAD, P. M. Um método para estimar o peso de fatores socioeconômicos sobre a mortalidade na infância a partir de informações retrospectivas das mães: aplicação para o

estado de São Paulo, 1970 e 1976. Encontro Nacional de Estudos Populacionais. São Paulo, ABEP, 1984.

SECKLER, D. Small but healthy: a basic hypothesis in the theory, measurement and policy of malnutrition. In: Sukhatme, D. (ed) *New Concepts in Nutrition and their Implication for Policy*. Maharashtra Association for the Cultivation of Science, Pune, India, 1982.

SMITH, L.; HADDAD, L. Explaining child malnutrition in developing countries: a cross-country analysis. International Food Policy Research Institute (Food Consumption and Nutrition Division, Discussion Paper No. 60), Washington DC, 1999.

SOARES, R. R. Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities? *Journal of Development Economics*, v.84, 2007.

SOUSA, T. R. V.; MAIA, S. F. Uma investigação dos determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil nos estados da Região Nordeste do Brasil. In: Congresso da Associação Latino-Americana de População, 1, 2004. Anais. Caxambu: ALAP, 2004d.

SVEDBERG, P. Undernutrition in Sub-Saharan Africa: A critical assessment of the evidence. In *The Political Economy of Hunger*, v.3, p.155-196, Clarendon Press, Oxford, 1991.

SUMMERS, L. *Investing in All the People*. Washington DC: The World Bank, 1994.

United Nations Children's Fund (UNICEF): *The State of World's Children: Focus on Nutrition*. UNICEF, New York, 1998.

VICTORIA, C. G.; BARROS, F. C.; TOMASI, E.; MENEZES, A. M.; HORTA, B. L.; WEIDERPASS, E.; CESAR, A. J.; COSTA, J. S. D.; OLINTO, M. T.; HALPERN, R.; GARCIA, M. Del M. & VAUGHAN, J. P. Tendências e diferenciais na saúde materno-infantil: delineamento e metodologia das coortes de 1982 e 1993 de mães e crianças de Pelotas, RS. *Cadernos de Saúde Pública*, v.12(supl.1), p.7-14, 1996.

ZAMBONATO, A. M. K.; PINHEIRO, R. T.; HORTA, B. L.; TOMASI, E. Fatores de risco para nascimento de crianças pequenas para idade gestacional. *Revista de Saúde Pública*, v.38, n.1, p. 24-29, 2004.

WOOD, C.H.; CARVALHO, J. A. M. *A demografia da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro. PNPE/IPEA. 1994.

## CONCLUSÃO GERAL

A tese é composta de três artigos com metodologias e bases de dados diferentes e que objetivaram analisar a pobreza sobre diferentes percepções.

O primeiro artigo intitulado “Armadilha da pobreza nutricional: evidências empíricas para a área rural do Brasil” verificou 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 as rendas dos chefes de famílias para os setores agrícola, não agrícola, conta-própria e outros empregos da região rural do Brasil no período de 2002-2003 e 2008-2009, corrigido para o problema de endogeneidade entre essas variáveis.

Os resultados mostraram que embora as deficiências de micronutrientes ainda persistam como problemas de saúde pública brasileira, 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. Essas evidências empíricas 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.

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 contribuiu 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 em 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.

O segundo artigo denotado “O impacto da infraestrutura sobre a pobreza para o Brasil” propôs-se a avaliar o efeito dos investimentos públicos em infraestrutura nos setores estratégicos da economia (transporte, energia, comunicação, saúde e saneamento) na redução da pobreza controlando por outros determinantes tais como crescimento econômico,

desigualdade de renda, anos médio de estudo, taxa de desemprego e receitas governamentais orçamentárias para os estados brasileiros, no período de 1995 a 2009.

As evidências empíricas da análise de painel dinâmico confirmaram a relação teórica entre a infraestrutura e a redução da pobreza, em que se constatou a presença do dinamismo na modelagem desta última. A infraestrutura afeta a atividade produtiva, permitindo ganhos de produtividade através da redução de custos. O acesso a esse impacto positivo interfere no bem-estar das famílias, principalmente aquelas com menos recursos.

A análise de causalidade em painel validou os resultados ao revelar que a infraestrutura é uma ferramenta eficiente no combate à pobreza, da mesma forma que os outros determinantes clássicos da mesma. Detectou-se uma causalidade reversa da pobreza na direção do índice de infraestrutura o que pode possivelmente ser explicado pelo fato de que maior pobreza pode implicar em menos gastos com infraestrutura. Com o uso do Método dos Momentos Generalizado-Sistema (MMG-S), resolveu-se esse problema de causalidade reversa existente nos estudos econométricos convencionais, assim como os efeitos de possíveis variáveis omitidas e erros de medida.

Dentre os outros fatores que agravaram a pobreza, a concentração de renda foi o determinante de maior impacto. Por sua vez, o PIB per capita dos estados, embora com o sinal esperado e estatisticamente significativo, apresentou um efeito menor do que o do índice de gini sobre a pobreza. Esse resultado pode ser devido à alta concentração de renda que de certa maneira amorteceu o efeito do crescimento econômico.

Em relação aos outros fatores de combate da pobreza, o aumento dos anos médio de estudo e a queda da taxa de desemprego contribuíram para a sua diminuição e são em geral confirmados pela literatura. Quanto às receitas governamentais orçamentárias, essas se mostraram significativas e com o sinal esperado. Os resultados revelam uma relação negativa entre essa variável e a pobreza, o que corrobora com os estudos econômicos. Isto pode indicar que parte das receitas do governo é usada para redistribuir renda aos pobres sob forma direta ou indireta.

Os resultados, portanto, fornecem evidências para os formuladores de políticas públicas do efeito positivo da infraestrutura sobre a pobreza e, assim, terem um instrumento adicional para priorizar o gasto público e colocar a provisão de infraestrutura como forma de reduzir a vulnerabilidade dos pobres e melhorar o bem-estar. As políticas de crescimento econômico e de educação são importantes no combate à pobreza, porém se tais políticas aumentarem a concentração da renda, elas podem apresentar impactos moderados ou agravar a pobreza.

O terceiro artigo denominado “Pobreza, subnutrição e mortalidade infantil no Brasil: evidências regionais e suas implicações para ações públicas” examinou os impactos de índices antropométricos sobre a mortalidade infantil (crianças com idade igual ou menor de cinco anos) para o Brasil. Os índices utilizados foram a proporção de crianças com baixo peso por idade, a proporção de crianças com baixo peso por altura e a proporção de crianças com baixa altura por idade.

Os resultados obtidos da estimação dos modelos econométricos parecem confirmar a evidência de que a desnutrição infantil mensurada pela baixa altura por idade, baixo peso por idade e baixo peso por altura contribuíram para o aumento da taxa de mortalidade das crianças no Brasil. Em relação aos outros determinantes da mortalidade infantil, as variáveis socioeconômicas como a renda familiar per capita e o índice de concentração de renda contribuíram significativamente para a sua redução. Por outro lado, a queda da proporção de pobres no Brasil parece não ter afetado a mortalidade infantil. Embora a pobreza no país tenha diminuído 29% entre os anos de 2001 e 2008, essa evidência não apresentou efeito significativo na redução da mortalidade das crianças. Vale salientar que esse mesmo resultado foi verificado em alguns trabalhos internacionais. Em seguida, em termos de impacto, a taxa de fertilidade e os anos médios de estudo das mulheres maiores de quinze anos contribuíram significativamente para a redução da taxa de mortalidade infantil.

Ao contrário do que se esperava, as variáveis de infraestrutura representadas pelo saneamento, coleta de lixo e abastecimento de água não apresentaram nenhum impacto sobre a mortalidade infantil. Vale salientar que na literatura dessa área o efeito desses fatores de infraestrutura sobre a mortalidade infantil é bastante controverso. Alguns autores justificam a não significância dessas variáveis devido, possivelmente, a erros de medidas. Por último, as variáveis médicas taxa de imunização da tríplice viral, o número de médicos por 1.000 habitantes e a incidência de AIDS em crianças menores de cinco anos que, a princípio deveriam contribuir para a queda da mortalidade infantil, não foi constatado. Em relação à essa última, deve-se ressaltar que o avanço tecnológico no tratamento da AIDS no Brasil pode possivelmente explicar essa constatação.

Em resumo, se a preocupação é a redução da mortalidade infantil no Brasil, o governo deveria estabelecer políticas macroeconômicas direcionadas para o crescimento econômico e à desconcentração de renda aliadas a programas de educação e incentivos para a queda da taxa de fertilidade.