

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

ILDO JOSÉ LAUTHARTE JUNIOR

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICAS PÚBLICAS PARA O DESENVOLVIMENTO
INFANTIL BRASILEIRO**

Porto Alegre

2013

ILDO JOSÉ LAUTHARTE JUNIOR

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICAS PÚBLICAS PARA O DESENVOLVIMENTO
INFANTIL BRASILEIRO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Vasconcellos
Comim

Porto Alegre

2013

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

CIP - Catalogação na Publicação

Lautharte Junior, Ildo José
Ensaio sobre políticas públicas para o
desenvolvimento infantil brasileiro / Ildo José
Lautharte Junior. -- 2013.
107 f.

Orientador: Flávio Vasconcellos Comim.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2013.

1. Desenvolvimento infantil. 2. Políticas
públicas. 3. Mathing. I. Comim, Flávio Vasconcellos,
orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os
dados fornecidos pelo(a) autor(a).

ILDO JOSÉ LAUTHARTE JUNIOR

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICAS PÚBLICAS PARA O DESENVOLVIMENTO
INFANTIL BRASILEIRO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 18 de junho de 2013.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Flavio Vasconcellos Comim – Orientador
Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

Profa. Dr. Hudson Torrent
Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

Prof. Dr. Izete Bagolin
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – PUCRS

RESUMO

Esta dissertação foi estruturada em três artigos. O artigo O Benefício do Bolsa Família é mais investido nos meninos? avalia os diferentes impactos do programa Bolsa Família sobre os indicadores antropométricos dos meninos e meninas entre 1 e 4 anos. A literatura corrente aponta que famílias com rendas baixas possuem a tendência de privilegiar os meninos na alocação de seus recursos e políticas sociais como o Bolsa Família têm o potencial intensificar ou mitigar este processo. Estimou-se com os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008 os efeitos de participar do Bolsa Família sobre as meninas e meninos considerando primeiramente as características não observáveis como equivalentes, posteriormente esta hipótese foi relaxada aplicando-se Matching por propensity score. Os resultados sugerem que o programa Bolsa Família não está beneficiando da mesma forma meninos e meninas. Tanto comparadas às não receptoras quanto no caso contra factual de não recebê-lo as meninas apresentam resultados negativos para os indicadores antropométricos de bem estar de curto prazo. Este resultado não é observado para os meninos. No entanto, para indicadores de bem estar de longo prazo, os meninos obtêm resultados positivos enquanto que as meninas não sofrem mudança alguma. Assim é possível concluir que os meninos são privilegiados no longo prazo e as meninas são prejudicadas já no curto prazo ao receber Bolsa família. Já o artigo Nutrição, condições de saúde e seus efeitos sobre o bem estar infantil: Onde intervir quando a mãe estudou pouco? utilizou dados da Pesquisa Orçamentária Familiar (PoF) de 2008 foram utilizados para analisar os efeitos dos recursos nutricionais e condições de saúde sobre o bem estar das crianças entre 1 e 4 anos quando a educação materna é deficiente. A literatura aponta que os anos de estudo da mãe intensificam os efeitos dos recursos do domicílio e sua escassez gera barreiras ao desenvolvimento do bem estar das crianças. Considerando fatores antropométricos como proxies de bem estar, abordagens paramétricas, semiparamétricas e não paramétricas possibilitaram inferir que a escolaridade materna tem relação positiva com o bem estar infantil. Observa-se também que as condições de saúde são bens substitutos à educação materna, assim os benefícios sobre o bem estar infantil de aumentos marginais nas condições de saúde são maiores nas crianças de mães com pouca escolaridade e menores para crianças com educação materna elevada. Os resultados sugerem que os nutrientes são complementares à educação materna, indicando que mães mais educadas derivam os maiores benefícios desta variável. No entanto, estimações não paramétricas apontam que os efeitos marginais calóricos superam os benefícios às crianças apenas para níveis muito altos de escolaridade da mãe. Na amostra estudada, nenhuma mãe possui tantos

anos de escolaridade. Conclui-se que é possível compensar baixas escolaridades maternas com melhores condições de saúde disponíveis às crianças, e que a complementaridade entre calorias e educação materna só é mais vantajosa quando as mães possuem níveis excepcionais de educação, do contrário o efeito é pequeno sobre o bem-estar infantil de curto e longo prazo. Este trabalho estima o efeito do Programa Brasileiro Bolsa Família sobre a qualidade e a quantidade das crianças. Trabalhos anteriores sobre os impactos do Bolsa Família apenas avaliam metade do problema ao considerar somente os impactos sobre a quantidade de crianças e não sobre a qualidade. A literatura indica que existe dependência de fatores não observáveis e do grupo de controle escolhido sobre a magnitude dos resultados dos efeitos do tratamento, assim supera-se esta dificuldade com Matching. Consequentemente, estimou-se o Average Treatment effect (ATE) e o Average Treatment effect for Treat (ATT) controlando por duas Propensities Scores distintas com os dados da Pesquisa Nacional de Orçamentos Familiares (POF) de 2008. Enquanto para crianças entre 7 e 13 anos a distorção série-idade diminui, melhorando a qualidade das crianças, esta relação se inverte para os adolescentes de 14 a 18 anos visto que a distorção série-idade é ampliada. Para as crianças o gap escolar diminui, para os adolescentes ele aumenta. Para as crianças a distribuição do índice de massa corporal não possui alterações, já para os adolescentes ele piora, da mesma forma que a distribuição de Altura por idade. Como conclusão geral, os resultados indicam que, mesmo com a quantidade de crianças não aumentando, o Bolsa Família não parece melhorar a qualidade das crianças sobre indicadores antropométricos e inclusive piorar os impactos sobre a qualidade.

Palavras-chave: Desenvolvimento infantil. Políticas públicas. Matching.

ABSTRACT

This thesis is structured in three articles. The article: The Benefit of Bolsa Família is more invested in boys? evaluates the different impacts of Bolsa Família on anthropometric indicators of boys and girls between 1 and 4 years. Current literature indicates that families with low incomes have a tendency to favor the boys in the allocation of resources and social policies like Bolsa Família have the potential to intensify or mitigate this process. Estimated with data from the Household Budget Survey of 2008 on the effects of participating in the Bolsa Família about girls and boys considering first the unobservable characteristics as equivalent, this assumption was later relaxed by applying Matching by propensity score. The results suggest that the Bolsa Família is not benefiting in the same way boys and girls. Both compared to non-recipients as in the case of counterfactual not receive it girls present negative results for anthropometric indicators of well-being short term. This result is not observed for boys. However, indicators of wellbeing for the long term, the boys get positive results while girls do not suffer any change. Thus it can be concluded that boys are favored in the long term and girls are affected in the short term while receiving family allowance. And Article Nutrition, health conditions and their effects on child well-being: Where intervene when his mother studied little? Used data from the Family Budget Survey (PoF) 2008 were used to analyze the effects of nutritional resources and health on the welfare of children between 1 and 4 years old when maternal education is deficient. The literature suggests that the years of study of the mother intensify the effects of household resources and their scarcity creates barriers to the development of the welfare of children. Considering anthropometric factors as proxies for welfare, approaches parametric and nonparametric semi parametrics possible to infer that maternal education has a positive relationship with the child welfare. Notes also that health conditions are substitute goods for maternal education, and the benefits of the child welfare of marginal increases in health are higher among children of mothers with low education and lower for children with high maternal education. The results suggest that the nutrients are complementary to maternal education, indicating that more educated mothers derive the greatest benefits of this variable. However, non-parametric estimates suggest that the marginal effects caloric outweigh the benefits to children only to very high levels of maternal education. In this sample, no mother has many years of schooling. Concludes that it is possible to compensate low maternal schooling to better health available to children, and that the complementarity between calories and maternal education is only advantageous when mothers have exceptional levels of education, otherwise the effect is small on the welfare

children's short and long term. Finally the article: The impact of Bolsa Familia on the quality and quantity of children: An analysis using matching. This paper estimates the effect of the Brazilian Bolsa Família on the quality and quantity of children. Previous work on the impacts of the Bolsa Família evaluates only half the problem by considering only the impacts on the amount of children and not on quality. The literature indicates that there is dependence on unobservable factors and the control group chosen on the magnitude of the results of treatment effects, and excels with this difficulties Matching. Consequently, it was estimated; Average Treatment effect (ATE) and Average Treatment effect for Treat (ATT) controlling two different propensities Scores with data from the National Survey (POF) 2008. As for children between 7 and 13 years of age-grade distortion decreases, improving the quality of children, this relationship is reversed for teens 14-18 years whereas the age-grade distortion is magnified. For school children the gap decreases, it increases for teens. For children the distribution of body mass index has no changes, since it worsens for adolescents in the same way that the distribution of height for age. As a general conclusion, the results indicate that even with the number of children not increasing, the family allowance does not seem to improve the quality of children on anthropometric and even worsen the impacts on the quality.

Keywords: Child development. Public policy. Matching.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

- Figura 1 - Comportamento das derivadas dos indicadores de bem estar de longo prazo (a) e curto prazo (b) em função de diferentes níveis de escolaridade materna. A relação das derivadas de curto prazo é medida por Z Score peso por idade (a) enquanto que a de longo prazo é por Z Score altura por idade (b) em relação à educação materna. 64
- Figura 2 - Derivadas das condições de saúde (esquerda) e para as Calorias (direita) em relação ao Z Score peso por idade Superior e Z Score altura por idade nas figuras inferiores. Assim, o comportamento das derivadas das condições de saúde em relação à educação materna é representado nas figuras c no caso do curto prazo e por e no caso do longo prazo. Já as figuras d e f representam as derivadas das calorias para diferentes níveis de educação materna, nos curtos e longos prazos respectivamente..... 65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 –	Médias das variáveis para os meninos e meninas.....	21
Tabela 2 –	Estatística Descritiva para os meninos e meninas.....	22
Tabela 3 –	Resultados das regressões para meninas e meninos para todas as variáveis.....	28
Tabela 4 –	Resultados das regressões para os meninos para todas as variáveis.....	29
Tabela 5 –	Resultados das Regressões Matching para os meninos e meninas.....	31
Tabela 6 –	Descritiva das variáveis abordadas.....	49
Tabela 7 –	Resultados das regressões paramétricas do efeito da educação materna sobre o bem estar infantil de curto e longo prazo.....	57
Tabela 8 –	Resultados das regressões semiparamétricas para curto e longo prazo.....	60
Tabela 9 –	Interações entre educação materna e recursos	61
Tabela 10 –	Descrição dos dados para mulheres entre 13 e 18 anos.....	89
Tabela 11 –	Descrição dos dados para mulheres entre 19 e 44 anos.....	91
Tabela 12 –	Descrição dos dados para mulheres entre 7 e 13 anos.....	92
Tabela 13 –	Resultados do Matching para a Quantidade de crianças.....	98
Tabela 14 –	Resultados do Matching considerando a qualidade das crianças.....	100

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	O BENEFÍCIO DO BOLSA FAMÍLIA É MAIS INVESTIDO NOS MENINOS? 14	
2.1	INTRODUÇÃO	14
2.2	MENINOS, MENINAS E RECURSOS FAMILIARES	17
2.3	SUMÁRIO E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	21
2.4	ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	26
2.5	CONCLUSÃO	35
2.6	REFERÊNCIAS	36
3	NUTRIÇÃO, CONDIÇÕES DE SAÚDE E SEUS EFEITOS SOBRE O BEM ESTAR INFANTIL: ONDE INTERVIR QUANDO A MÃE ESTUDOU POUCO?	40
3.1	INTRODUÇÃO	40
3.2	TEORIA CORRENTE E EVIDÊNCIAS	44
3.3	SUMÁRIO E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	49
3.4	MODELO DE STATUS NUTRICIONAL INFANTIL	53
3.5	ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	56
3.6	CONCLUSÕES	66
3.7	REFERÊNCIAS	68
4	O IMPACTO DO BOLSA FAMÍLIA SOBRE QUANTIDADE E QUALIDADE DAS CRIANÇAS: UMA ANÁLISE UTILIZANDO MATCHING	73
4.1	INTRODUÇÃO	73
4.2	BACKGROUND TEÓRICO E CONTRIBUIÇÕES AO DEBATE	77
4.3	ESTATÍSTICA DESCRITIVA.....	87
4.4	ABORDAGEM ECONOMETRICA E IMPACTOS ESTIMADOS.....	93
4.5	CONCLUSÕES	102

4.6	REFERÊNCIAS.....	103
5.	CONSIDERAÇÕES FINAIS	106

1 INTRODUÇÃO

As restrições vividas nos períodos iniciais de vida são determinantes para o sucesso pessoal e profissional das pessoas no futuro (Cunha e Heckman, 2009). Grande parte das desigualdades econômicas nas sociedades tem como fonte principal as habilidades desenvolvidas no início da vida (Heckman, 2008). De modo geral, a indisponibilidade de recursos e estímulos na primeira infância pode dificultar o processo de formação das habilidades a ponto de torná-las intransponíveis em momentos na maior idade (Barker, 1993). Estes mecanismos de desenvolvimento infantil foram fonte de inspiração para fundamentar a pergunta que cerca os três artigos desta dissertação, a saber; Como o ambiente e as relações das crianças com o ambiente que as circunda influenciam no seu desenvolvimento?

O programa de transferência continuada Bolsa Família foi estruturado com o objetivo de promover o bem estar cidadãos. Este programa foca-se em três eixos principais; a transferência de renda, preenchimento das condicionalidades e apoio de programas complementares. Os valores dos benefícios no ano 2008 eram distribuídos considerando; a quantidade de filhos, nível de renda per capita familiar, incidência de gravidez na adolescência, entre outros. O benefício básico do programa é 70 reais por família, porém na incidência de adolescentes de até 15 anos grávidas, as famílias ganhavam R 32 adicionais limitados a até cinco benefícios. Além destes, se soma 38 reais mensal se a família possui filhos com até 17 anos (MEC, 2012). Entender a relação do programa Bolsa Família com a racionalidade da alocação de recursos e comportamento das famílias beneficiadas evita interpretações insuficientes dos resultados e erros e focalização das ações.

Como hipótese estudada, questiona-se se configuração do programa Bolsa Família incentivou distorções nas alocações de recursos e mudança no comportamento das familiares para com seus filhos. Por exemplo, já é difundido pela literatura que famílias de baixa renda tendem a privilegiar os meninos na distribuição dos recursos. O artigo 1 intitulado O Benefício do Bolsa Família é mais investido nos meninos? desta dissertação tem como objetivo avaliar se o Bolsa Família intensifica ou mitiga este processo para os meninos e meninas entre 1 e 4 anos com base em indicadores antropométricos. Os modelos estatísticos propostos levam a conclusão de que não há indícios que o Bolsa Família ajuda a mitigar as diferenças na alocação de recursos entre gêneros na família e, em alguns casos, até a amplia. Já a hipótese do artigo 3, chamado O impacto do Bolsa Família sobre a qualidade e quantidade das crianças: Um análise utilizando matching, é derivada do artigo de Becker e Lewis (1973). O modelo estruturado por estes autores sublinha o trade off que as famílias

pobres enfrentam entre promover qualidade ou a quantidade dos filhos. Concentrar recursos em bens e serviços que promovam a qualidade dos filhos, como educação, saúde e alimentação, possui um maior custo de oportunidade para as famílias numerosas (geralmente pobres), similarmente o custo de aumentar o número de filhos quando se estipular altos níveis de qualidade é elevado. No entanto o modelo evidenciou que quanto mais recursos a família possui menor é a influência deste trade off sobre suas decisões. Assim, o artigo 3 considera o impacto da transferência de recursos do Bolsa Família sobre as decisões das famílias em investir em qualidade ou quantidade de crianças.

Metade do problema foi abordada pela literatura. Simões (2012), Rocha (2009), Signorini (2011), Todd (2012) encontram que a relação entre o Bolsa Família e a fecundidade das beneficiadas é nula ou negativa. Concluindo que os incentivos do programa são insuficientes para influenciar no aumento da quantidade de filhos nas famílias beneficiadas. A outra metade do problema é avaliar os efeitos do mesmo programa sobre a qualidade das crianças, hipótese não desenvolvida pela literatura. Assim, o artigo 3 desta dissertação pretende preencher esta lacuna.

Com isso, estima-se o efeito do programa bolsa famílias sobre a qualidade e quantidade das crianças beneficiadas. Metodologicamente, o desejo por quantidade de crianças foi considerada como a propensão das mulheres engravidarem tanto entre 14 e 18 quanto 19 e 44. Os resultados foram similares aos apontados anteriormente nulos ou negativos. Já para avaliar a qualidade das crianças foi considerada indicadores antropométricos e a distorção série idade. Neste fator os resultados são ambíguos. Tanto para as crianças entre 7 e 13 os indicadores antropométricos não sofrem alterações e para a distorção série-idade diminui. Já para os adolescentes entre 14 e 18 os indicadores antropométricos e a distorção série-idade anos aumentam. De modo geral, a quantidade das crianças diminui com a incidência do programa, mas nada com relação à qualidade pode ser inferido. Porém não é somente a falta de recursos a fonte de todas as barreiras no desenvolvimento infantil. Autores como Almond (2005), Thomas (1992), entre outros, apontam que a baixa escolaridade da mãe é a principal barreira para promover o desenvolvimento infantil. Mãe estudou pouco aloca os recursos que dispõem de maneira ineficiente em comparação com as mães mais educadas, dispõem de lugares insalubres para alimentação e vivem em ambientes que propiciam frequentes doenças às crianças. Com isso, o artigo 2, chamado Nutrição, condições de saúde e seus efeitos sobre o bem estar infantil: Onde intervir quando a mãe estudou pouco? procura estimar alternativas para provisão de recursos nutricionais e de condições de saúde que mitigam o efeito nocivo da insatisfatória educação da mãe nas crianças entre 1 e 4 anos.

Constatou-se que as condições de saúde são bens substitutos à educação materna, ou seja, os benefícios sobre o desenvolvimento infantil são maiores nas crianças de mães com pouca escolaridade. Já os nutrientes são complementares à educação materna, indicando que mães mais educadas derivam os maiores benefícios desta variável. Esse é um ponto importante para elaboração de estratégias de planejamento familiar por tornar mais clara a dimensão das barreiras que configuram a promoção do desenvolvimento infantil.

Todos os artigos utilizam a Pesquisa de orçamentos Familiares de 2008 por conter informações sobre a participação no Bolsa Família e características domésticas e individuais das crianças que bases alternativas não possuem. Similarmente, medidas antropométricas de longo prazo como o Z score Altura por idade e de curto prazo como Z score Peso por idade são utilizadas para avaliar o desenvolvimento entre os gêneros das crianças (artigo 1), do efeito da educação da mãe (artigo 2) e da avaliação da qualidade das crianças (artigo 3). Indicadores antropométricos são boas proxies de desenvolvimento infantil, pois mensuram a conversão dos recursos disponíveis, sofre menos imperfeições de medida (só é necessário alturas e peso), além de ser possível determinar o nível ideal do indicar com base em relações biológicas universais.

Esta dissertação põe em evidência a magnitude do problema que o planejamento familiar incorre quando enfrenta a problemática do desenvolvimento infantil. Como conclusão geral dos artigos pode-se argumentar que os recursos disponibilizados pelo Bolsa Família não fazem as famílias alocar de modo equivalente os recursos que dispõem entre os meninos e as meninas, da mesma forma que não promove a qualidade das crianças quando avaliada sobre indicadores antropométricos de curto e longo prazo e pelo índice de distorção série-idade. Para níveis de educação materna baixos, mesmo a provisão de mais recursos não gera o resultado esperado sobre o desenvolvimento infantil e a melhor solução é investir em condições de saúde desfrutadas pela criança.

2 O BENEFÍCIO DO BOLSA FAMÍLIA É MAIS INVESTIDO NOS MENINOS?

Ildo José Lautharte Junior
Federal University of Rio Grande Do Sul (UFRGS), Porto Alegre, Brazil

RESUMO

Este artigo avalia os diferentes impactos do programa Bolsa Família sobre os indicadores antropométricos dos meninos e meninas entre 1 e 4 anos. A literatura corrente aponta que famílias com rendas baixas possuem a tendência de privilegiar os meninos na alocação de seus recursos e políticas sociais como o Bolsa Família têm o potencial intensificar ou mitigar este processo. Estimou-se com os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008 os efeitos de participar do Bolsa Família sobre as meninas e meninos considerando primeiramente as características não observáveis como equivalentes, posteriormente esta hipótese foi relaxada aplicando-se Matching por Propensity Score. Os resultados sugerem que o programa Bolsa Família não está beneficiando da mesma forma meninos e meninas. Tanto comparadas às não receptoras quanto no caso contra factual de não recebê-lo as meninas apresentam resultados negativos para os indicadores antropométricos de bem estar de curto prazo. Este resultado não é observado para os meninos. No entanto, para indicadores de bem estar de longo prazo, os meninos obtêm resultados positivos enquanto que as meninas não sofrem mudança alguma. Assim é possível concluir que os meninos são privilegiados no longo prazo e as meninas são prejudicadas já no curto prazo ao receber Bolsa família.

Palavras-chave: Bolsa Família. Viés entre gêneros. Matching.

2.1 INTRODUÇÃO

A primeira infância é caracterizada pela extrema dependência. Alimentos, serviços de saúde, tempo e educação possuem maiores custos de oportunidade às famílias pobres e, além disso, sua provisão geralmente é insuficiente a todos filhos. Sobre esta perspectiva alocativa, a literatura verifica que a provisão de recursos domiciliares em famílias pobres privilegia os meninos e prejudica as meninas (Garg et al, 1998; Sen, 1983) e paralelamente afirma que programas sociais são potenciais agentes de transformação (Sen, 1992). O objetivo deste artigo é avaliar se os recursos do programa Bolsa Família favorecem mais os meninos do que as meninas.

A dinâmica de alocação de recursos domiciliares entre membros da família já foi abordado em estudos anteriores (Deaton, 1989; Becker, 1964; Rosenzweig et al., 1982). Preferir investir nos meninos é característica frequente em famílias pobres e rurais (Behrman, 1986; Burgess; Zhuang, 2000). Em relação a educação, Cameron e Worswick (2001) indicam que os gastos com a educação das meninas são bens de luxo para as famílias pobres em países

da oceania e ásia e para o trabalho, Carvalho (2012) verifica como variações na renda da previdência social rural brasileira impactam no trabalho e estudo das crianças. Suas estimativas sugerem que, se recebidos pelas mulheres, cada 100 reais de aumento nos benefícios geram 9,7% de aumento na probabilidade das meninas irem à escola. Nenhum resultado é encontrado pelos meninos.

Tais pesquisas sugerem também que políticas públicas são mecanismos de correção de desvantagens femininas. Especificamente, é sublinhado que aumentar a barganha das mulheres no domicílio auxilia a mitigar o viés de gênero na alocação dos recursos tanto educacionais quanto de trabalho (Lundberg, 2005). Enfatizando tal evidência, Duflo (2003) encontra que o gênero do beneficiado do programa de pensões africano determina diferentes impactos sobre as meninas e meninos. Usando índices antropométricos, argumenta que pensões recebidas por mulheres aumentam 1,19 desvios padrão o status nutricional das meninas e 0 para os meninos. Quando o receptor é homem, nenhuma melhora é observada para qualquer gênero.

Tanto em alocações de recursos alimentares, quanto na privação de consumo de bens adultos como cigarros e bebidas (Deaton, 1989) e serviços de saúde, foram encontrados privilégios aos meninos (Behrman, 1986; Sen, 1983). Na tradição oriental é uma característica comum famílias despendem mais recursos com os meninos, Knight (2010) sublinha que este comportamento é devido a capacidade dos meninos em obter maior renda no futuro. Lundberg et al. (2002) apontam que o pai americano se envolve mais com o trabalho quando tem filhos homens e Sen (1989) alerta que a grande mortalidade das meninas é algo disseminado em consequência da assimetria nos tratamentos familiares.

Com isso, pesquisas empíricas confirmam as implicações de modelos teóricos, famílias não distribuem os recursos aleatoriamente entre os membros. Assim, ainda não foi levantada pela literatura a possibilidade dos impactos do Bolsa Família serem condicionados aos gêneros das crianças. Este artigo contribui à literatura abordando esta dificuldade. Nas décadas recentes a sociedade brasileira tem estruturado políticas públicas que objetivam promover o bem estar cidadãos, com isso, entender como o programa Bolsa Família se relaciona com a racionalidade da alocação de recursos das famílias beneficiadas pode evitar más interpretações, a adição de distorções e erros de focalização das ações. Dada esta possibilidade, o Bolsa Família pode ser um ator importante visto que 95% dos benefícios são pagos às mulheres, além das condicionalidades de educação e saúde impostas a todas as crianças (BRASIL, 2010).

Analisa se neste artigo o saldo entre meninas e meninos por decorrência da participação no programa Bolsa Família por indicadores antropométricos de bem estar de curto e longo prazo difundidos na literatura médica (Waterlow, 1989). Com isso, não são utilizadas as quantidades de bens adultos consumidos como em Lundberg (1997) e Deaton (1989), o tempo despendido pelos pais (Mammen, 2011) ou a relação do gênero dos demais filhos e cultura (Kureishi, 2011), a ótica utilizada neste estudo considera os resultados da conversão dos recursos familiares em bem estar, possibilitada pelos indicadores antropométricos, das crianças beneficiadas pelo Bolsa Família (Duflo, 2003; Thomas, 1994).

Metodologicamente, utilizando os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (PoF) de 2008 se estimou o impacto do Bolsa Família considerando os efeitos das variáveis não observáveis como idênticos entre grupo de tratamento e controle. Posteriormente, como os efeitos da intervenção podem ser maquiados pela influência de fatores não observáveis no desempenho do grupo de tratamento em relação ao grupo de controle (Heckman, 1979), foram realizadas estimações Matching por propensity score, onde tal hipótese é relaxada. Os resultados do primeiro indicam que as meninas são desprivilegiadas em termos de bem estar principalmente no curto prazo. Tal conclusão permanece válida comparando tanto a um grupo de controle estruturado pelo propensity score quanto com o caso contra factual de não receberem o benefício. O efeito sobre os Z scores peso por altura e peso por idade projetam uma redução significativa de curto prazo no bem estar. Por Matching os efeitos negativos de curto prazo do programa sobre as meninas em relação aos meninos são ampliados. Já para os meninos nenhum efeito é evidente.

O efeito de longo prazo do Bolsa Família medido pelo Z score altura por idade aumenta a altura padrão para idade dos meninos por volta de 0:20 centímetros em todas as estimações. Com isso, conclui-se que o ganho de bem estar do programa é absorvido pelos meninos no longo prazo e para as meninas perdas de bem estar no curto prazo ocorrem.

Além desta introdução este artigo debate os principais resultados e estudos anteriores realizados pela literatura na seção 2. Segue-se após da descrição dos dados na seção 3, a estruturação dos modelos de avaliação e apresentação dos seus resultados que encontram-se na seção 4. Finalmente, na seção 5 são levantadas as principais conclusões.

2.2 MENINOS, MENINAS E RECURSOS FAMILIARES

Nas nações desenvolvidas as mulheres tem a tendência de serem em maior número que os homens. França, Grã Bretanha e Estados Unidos possuem taxas de 1,05. Em contraponto, em países subdesenvolvidos esta relação é geralmente menor que 0,95. Um dos principais responsáveis por estas discrepâncias entre as taxas de mortalidade, apontado por Sen (1992), está no desinteresse e negligência na nutrição e saúde às filhas em famílias de países em desenvolvimento. Na china, Sen (1992) observa que a extensão da negligência aumentou consideravelmente quando foram implantadas políticas de planejamento familiar.

Um argumento esboçado afirma que a igualdade de gênero é um bem normal para as famílias, indicando que para os pobres a discriminação de gênero é mais intensa (Garg; Morduch, 1998). Em países com preferência pelos meninos, as filhas enfrentam desvantagens ao receber menos investimento em saúde e nutrição em comparação com os meninos. Chamarbagwala (2011) analisa a diferença na sobrevivência entre gêneros de gêmeos sobre a hipótese de que os pais podem negligenciar a criança que não desejam. Seu resultado indica que as meninas sofrem discriminação seletiva. Além disso, Das Gupta (1987) argumenta que além da discriminação entre gêneros dos filhos, certos perfis domiciliares fazem com que as meninas sejam ainda mais desfavorecidas. Entre eles: tamanho da família, ordem de meninos e meninas e educação precária da mãe. Resultados similares são encontrados por Muhuri et al. (1991), Pande (2003) e Mishra et al. (2004).

Investimentos em capital humano nas meninas são elásticos à renda e preço dos alimentos e educação. Garg et al. (1997) e Alderman (1997) encontram que a elasticidade preço encontrado para as meninas para investimentos em capital humano é 58% maior, enquanto que para os grupos de renda mais elevada chega a 14%. Detray (1988) argumenta que para a malásia a escolaridade das meninas é a variável mais alterada em relação às variações na renda. Desta forma, como consequência dos resultados encontrados por estes autores, justifica-se a hipótese de que políticas que diminuem a pobreza das famílias, como o Bolsa Família, tem o potencial de reduzir as desigualdades alocativas entre meninos e meninas.

Assim, políticas públicas podem equilibrar esta situação por ampliarem o poder das decisões das mulheres nos domicílios (Nussbaum, 2003; Sen, 1992). Carvalho (2012) avalia como pensões rurais brasileiras afetam o envolvimento das crianças na escola e no trabalho. Suas estimações indicam que os efeitos sobre as meninas dependem do gênero do recebedor das pensões de seguridade social. Pensões rurais recebidas pelas mulheres geram crescimento

no envolvimento das meninas no colégio. Mais especificamente, 100 reais de aumento nos benefícios implicam aumento de 9,7% na probabilidade das meninas irem à escola além de reduções na jornada de trabalho. Tais efeitos são nulos para os meninos. Quando recebidos pelos pais, os benefícios aparentam não gerar impactos para as crianças meninas. Este último resultados são também encontradas por Thomas et al. (1994), Duflo (1999) e Ponczek (2007) em contextos similares.

Ainda em relação à escolaridade e sua relação com programas brasileiros, Bourguignon et al. (2003) encontraram que o Bolsa Escola tinha efeitos positivos sobre o envolvimento das crianças nas escolas, assim como Schultz (2003) encontrou para o México. Os resultados de Cardoso e Souza (2004) apontam que o programa Bolsa Família não possui efeito observável sobre a incidência de trabalho infantil. A escolaridade aumenta se as crianças que somente trabalhavam antes de receber o benefício já estariam na escola. Assim, a redução de crianças que somente trabalhavam é compensada pelas crianças que trabalham e estudam, resultando em um impacto nulo ou desprezível sobre o trabalho infantil agregado. Porém, estes artigos não desfragmentam os resultados por gêneros. Contudo, como evidência, o benefício recebido pelas famílias é insuficiente para fazer com que a alocação de tempo das crianças entre escola e trabalho seja alterada exclusivamente para a primeira. Visto que a participação da contribuição da renda gerada pelas crianças na renda familiar chega a 40% (Cardoso; Souza, 2004).

Tradicionalmente se procura responder a preferência nas alocações de recursos intrafamiliares, utilizando a ideia de efeito preço, pelos retornos esperados de investimento nos meninos são maiores, tanto pela baixa propensão a participar da força de trabalho, quanto pela discriminação salarial que as mulheres sofrem. De modo paralelo, a igualdade na alocação dos recursos entre gêneros é vista como um bem normal pela literatura. Cameron e Worswick (2001) indicam que as crianças meninas se beneficiam desproporcionalmente com a queda do nível de preços enquanto que sofrem negativamente desproporcionalmente com o seu aumento. Além disso, Cameron e Worswick (2001) indicam que os gastos com a educação das meninas são considerados bens de luxo nas famílias da indonésia.

Visto isso, impactos de políticas públicas são dependentes de como os recursos são aplicados e distribuídos dentro da família e do gênero de quem recebe o benefício. Outra questão importante debatida por Duflo (2003) aborda para a necessidade de se considerar a condicionalidade ou incondicionalidade dos benefícios. Maiores melhoras são observadas em programas que apresentam condicionalidades para o recebimento dos recursos. Para o caso da saúde das crianças, o programa mexicano PROGRESSA, com distribuição de renda

condicionada à educação e saúde das crianças, pagos às mulheres, apresentou resultados mais que eficientes programas incondicionais (Mayer, 1997; Currie, 1995). Gertler e Boyce (2001) além de Schultz (2000) apontam que melhorias mais acentuadas são observáveis na saúde, nutrição e educação devido a este fato.

Um problema grave na avaliação de impactos de programas sociais está na possível endogeneidade do comportamento das famílias, ou seja, alterações no comportamento das pessoas provocadas pelo programa. Para suprir este problema alguns trabalhos avaliam os efeitos dos programas sociais sobre o gênero dos filhos por indicadores de bem estar antropométricos. Pois estes indicadores refletem o estado de saúde e nutricional das crianças vis a vis todo o conjunto de restrições ambientais que a criança enfrenta durante o período de formação corpórea. Contudo, o problema deste tipo de análise está no fato das alturas das crianças serem um índice líquido da conjuntura anterior. Para superar esta questão, Duflo (2003) usa como variável de efeito a distribuição de Z score peso por altura, visto que alterações no peso refletem o output dos bens desfrutados já no curto prazo. Para avaliação de bem estar de longo prazo, é possível verificar a altura por idade das crianças, visto que esta reflete restrições passadas enfrentada durante o crescimento.

Como conclusão, Duflo (2003) sugere que pensões para idosos da África do Sul recebidas pelas mulheres melhoram as condições de peso por alturas e alturas por idade das meninas. Este movimento, inclusive faz com que as crianças africanas consigam alcançar o mesmo nível de status nutricional que as crianças americanas. Tais efeitos não são observáveis para os meninos. De modo similar, Thomas (1994) aponta que o efeito marginal da educação materna sobre a saúde das crianças é maior para as meninas do que para os meninos, enquanto que o efeito marginal da educação do pai tem maior efeito sobre os meninos do que sobre as meninas. Ambos com base em indicadores antropométricos de longo prazo.

Com estes resultados, deriva-se que políticas públicas devem alterar a estrutura de poder domiciliar fortalecendo as mulheres. Pois ainda de acordo com Thomas (1994), ações governamentais que buscam reestruturar o poder entre as pessoas do domicílio dependendo do gênero do principal receptor pode implicar em menores benefícios para um gênero em relação ao outro. Neste sentido, o programa Bolsa Família direciona 95% dos benefícios para as mulheres da família. Assim, a hipótese indica que esta reestruturação do poder entre os casais extremamente pobres em prol das mães pode ter impactos sobre a alocação de recursos intradomiciliares observados em estudos anteriores e promover uma maior igualdade de gênero às crianças de famílias pobres.

A discriminação a favor dos meninos é também avaliada por Deaton (1989) pela redução do consumo dos bens adultos. Entre os resultados, encontra-se que no meio rural é evidente a tendência de privilégio aos meninos. Assim, deriva-se da análise de Deaton (1989) que as mulheres diminuem mais seu consumo que os homens quando há crianças na família. Segundo Becker (1964), os bens da família são alocados até não haver possibilidade de ganho de bem-estar por alocação. Thomas (1990) considera os indicadores nutricionais de estatura de longo prazo além do peso pela altura para curto prazo. Contrariando alguns estudos já citados, os resultados encontrados indicam que quando a renda é coordenada pelas mulheres a quantidade de calorias é até 6 vezes maior que para os homens. Adicionalmente, as mulheres direcionam os recursos para o bem-estar nutricional do domicílio 20 vezes mais que os homens considerando a sobrevivência das crianças. Para as alturas esta relação se repete e muito devido aos pais possuírem funções utilidades diferentes, para usar a terminologia de Becker (1964).

Os efeitos das rendas das mães sobre as alturas dos filhos são até 8 vezes superiores aos efeitos das rendas dos pais. Chegando à conclusão de que a renda domiciliar nas mãos da mulher tem maior impacto sobre a saúde do domicílio (Thomas, 1990). Lundberg (1997) analisa a hipótese de concentração na alocação dos recursos domiciliares em uma política de bonificação por crianças às mulheres do Reino Unido durante os anos 70. E um dos resultados encontrados que o maior poder de compra das mulheres inglesas foi seguido por uma maior compra de bens femininos e para crianças.

Em trabalhos anteriores era corrente a associação da cultura oriental com a assimetria de tratamento entre menina e meninos na família, no entanto existem concomitantemente incentivos governamentais para este comportamento. Knight (2010) testa a associação entre renda domiciliar das famílias rurais chinesas e filhos meninos. Disso, encontra evidências de preferências das famílias rurais chinesas pelos meninos, Burgess e Zhuang (2000) adicionam ainda que quando mais pobre a família mais evidente é este comportamento. No entanto, Knight (2010) conclui que as políticas familiares chinesas somadas à preferência por filhos masculinos fazem com que a taxa meninos/meninas aumentasse consideravelmente nos últimos anos. Para a Ásia, Kureishi (2011) analisa quais os tipos de famílias asiáticas têm preferência pelos meninos. Concluindo que quando a família possui dois filhos, lexicograficamente, a preferência por filhos meninos é observada para os dados anteriores aos anos de 1940, enquanto que para décadas posteriores esta característica desaparece.

Longe de ser um fenômeno estritamente oriental, Lundberg e Rose (2002) apontam que o pai americano de meninos se envolve mais no trabalho, dedica mais horas no serviço,

que no caso de uma filha mulher. No entanto este mesmo artigo também afirma, assim como Chamarbagwala (2011) e Mammen (2011), que as famílias também são propensas a terem ao menos uma menina e um menino na família. Assim, as preferências dos pais aos filhos meninos pode serem resultados não de questão de estrutura de gostos, mas de uma restrição de recursos enfrentadas na família.

Entretanto, é evidente nos estudos de alocação de recurso intradomiciliares a importância da idade dos filhos (Yeung et al. 2001). Assim como a composição de gênero e investimentos é pensada com prioridade pelos pais mais velhos que do que pelos mais novos (Shonkoff; Phillips 2000). Um dos resultados de Mammen (2011) indica que a idade das crianças e a ordem de nascimento têm impacto determinante no dispêndio de tempo entre os filhos (Black et al. 2005). Assim, deriva-se que os pais de meninos destinam mais tempo com os filhos e alocam mais recursos nas crianças.

Estas pesquisas empíricas indicam que as famílias não distribuem seus recursos aleatoriamente entre os membros. Em suma, tem-se como hipótese que este viés na distribuição toma forma pelo talento que as crianças possuem em acumular capital humano (Horowitz, 2004), contudo grande parte dos argumentos se concentra no gênero das crianças (Behrman, 1988; Rosenzweig, 1982; Sen, 1983). Este artigo se enquadra no segundo grupo de análise, avaliando como as famílias que recebem o Bolsa Família alocam seus recursos por gêneros dos filhos em comparação às famílias não beneficiadas.

Com estas abordagens pode-se concluir que o problema de alocação de recursos intradomiciliares não é homogêneo e divergente entre os filhos meninos e meninas. Relacionando aos resultados, políticas sociais como o Bolsa Família gerariam maiores benefícios para alguns integrantes do que para outros se esta hipótese se verificar. Ao invés de promover o bem estar da família como um todo, o programa pode ser de ampliar as diferenças entre gêneros nas famílias pobres e ter uma externalizada negativa. Entre questões culturais e monetárias que intensificam o problema é sugerido que políticas públicas bem elaboradas possam mitigar tais diferenças principalmente ampliando o poder de barganha das mulheres no domicílio.

2.3 SUMÁRIO E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Neste trabalho foram utilizados dados da Pesquisa Nacional de orçamentos familiares de 2008 (POF2008) e World Health organization (WHO). Compõem a amostra meninos e meninas com idades entre 1 e 4 anos, dentre as variáveis analisadas, ler, saber ler, pré

escola, Branco e Bolsa Família são conotadas como 1 caso a resposta seja sim e 0 caso contrário. Os dados antropométricos foram considerados em centímetros para o caso das alturas do pai, mãe e criança, assim como quilogramas para os seus pesos respectivos. A utilização da POF 2008 torna-se pertinente para os objetivos do artigo, pois é a única base de dados Brasileiros que compila informações sobre a participação no Bolsa Família das famílias, medidas antropométricas e características monetárias e demográficas da população.

Os Z scores peso por altura, peso por idade e altura por idade foram calculadas com base na padronização $Z(d)\{i,j\} = (M\{i,j\} - P\{i,j\})/sd(P\{i,j\})$. Sendo Z score de i por j para o gênero d, sendo $d = \{\text{Meninos e meninas}\}$, $M\{i,j\}$ é o i observado na amostra e $P\{i,j\}$ é o nível saudável de i por j considerado pela WHO (2013). Na tabela 1 são abordadas as estatística descritivas individuais.

Tabela 1: Médias das variáveis para os meninos e meninas (Std error)

	Meninos	Meninas
Ler	0.0183 (0.134)	0.021 (0.1436)
Z score Peso por idade	0.3177 (1.2776)	0.2621 (1.1840)
Z score Peso por altura	0.7047 (1.7098)	0.568 (1.6251)
Z score Altura por idade	-0.2081 (1.6813)	-0.1344 (1.6561)
Renda Per Capita	443.2816 (726.97)	464.3991 (790.52)
Tamanho da Família	4.9115 (1.932)	4.8778 (1.9235)

Bolsa Família	0.293 (0.4551)	0.2825 (0.45027)
Educação dos pais	6.284 (4.1765)	6.3482 (4.3129)
Altura do Pai	169.4411 (7.3858)	169.4509 (7.592)
Peso do Pai	72.72 (13.1103)	72.8949 (13.2005)
Educação da Mãe	7.0025 (4.0997)	7.1257 (4.1931)
Altura da Mãe (cm)	158.0462 (7.0266)	157.9106 (7.2406)
Peso da Mãe (kg)	63.1301 (12.9378)	63.1180 (12.898)
Peso da Criança (kg)	15.035 (3.552)	14.5352 (3.6628)
Altura (cm)	94.566 (10.832)	93.8393 (10.9857)

Tabela 2: Estatística Descritiva para os meninos e meninas (Erro Padrão)

	Recebem o Bolsa Família		Não recebem o Bolsa Família	
	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas
Ler	0.0087 (0.093)	0.0095 (0.0971)	0.0223 (0.147)	0.025 (0.158)
Z score Peso por Idade	0.094 (1.255)	-0.0464 (1.1734)	0.41 (1.275)	0.3837 (1.166)
Z score Peso por Altura	0.509 (1.584)	0.3248 (1.5474)	0.7858 (1.753)	0.6637 (1.645)
Z score Altura por Idade	-0.3469 (1.575)	-0.3756 (1.6)	-0.1506 (1.72)	-0.039 (1.668)
Renda per capita	195.2275 (241.001)	190.254 (166.45)	546.087 (829.12)	572.34 (904.93)
Tamanho da Família	5.745 (2.118)	5.774 (2.226)	4.565 (1.736)	4.524 (1.662)

Educação do pai (anos)	4.2159 (3.522)	3.9428 (3.449)	7.1411 (4.126)	7.2953 (4.25)
Altura do Pai (cm)	167.0916 (7.057)	166.62 (7.142)	170.41 (7.3)	170.564 (7.47)
Peso dos Pais (kg)	69.2026 (11.626)	68.607 (11.348)	74.17 (13.41)	74.583 (13.49)
Educação da Mãe (anos)	4.99 (3.524)	4.92 (3.548)	7.83 (4.034)	7.99 (4.108)
Altura da Mãe (cm)	155.90 (6.817)	155.36 (6.893)	155.908 (6.921)	155.366 (7.128)
Peso da Mãe (kg)	61.73 (12.723)	61.57 (13.35)	63.70 (12.98)	63.724 (12.66)
Peso da Criança (kg)	14.85 (3.396)	14.16 (3.767)	15.11 (3.613)	14.68 (3.61)
Altura (cm)	94.90 (10.454)	93.76 (10.5)	94.427 (10.983)	93.86 (11.171)

Desfragmentou-se a amostra de crianças em 4460 meninos e 5680 meninas entre 1 e 4, crianças com menos de 1 ano de idade foram desconsideradas por não serem indicadores precisos de nutrição e bem estar. Neste sentido, Waterlow et al. (1977) recomenda considerar o indicador Z score de peso por alturas como índice de nutrição e bem estar de curto prazo e, complementarmente, o Z score de altura por idade como o melhor indicador de bem estar líquido no decorrer dos anos. Completa ainda que para crianças menos que 1 anos de idade ambas as abordagens englobam um montante significativo de erro. Sobre esta perspectiva, a avaliação dos Z scores tornam se ferramentas úteis na avaliação do bem estar das crianças em termos correntes e passados dos recursos disponíveis.

Pela tabela 1 é possível perceber que idade, saber ler e frequência na creche são similares entre toda a amostra de meninos e meninas, as diferenças começam a aparecer no score peso por idade e score peso por altura, já levantados como medida de bem estar de curto prazo. Em ambas as situações meninos possuem indicadores mais altos que as meninas indicando um leve acima de peso para esta parte amostra. Por outro lado, quando observado o Z score alturas por idade, os meninos apresentam resultados mais negativos que as meninas indicando ainda maior déficit de no desenvolvimento de alturas do que as meninas quando se avalia comparativamente as médias.

Acima do peso para sua idade e altura e mais baixos que o considerado ideal para sua idade, os meninos ainda possuem, em termos de quilogramas e centímetros, peso e altura mais

elevado. Tais características são compartilhadas para os grupos de meninos e meninas que recebem e não recebem o Bolsa Família como demonstram as tabelas 5 e 6, respectivamente.

Tanto para as meninas quanto para os meninos que pertencem ao programa Bolsa Família é possível observar que as médias de crianças que fazem parte do programa que sabem ler são praticamente 2.5 vezes maiores que no caso contrário (Tabela 6), além disso, como esperado entre o grupo de meninos que recebem e o grupo que não recebe os benefícios, a média da renda total é 1253.63 reais maior e a renda per capita a diferença verificada é de cerca de 350 reais, enquanto que para o caso das meninas, estas diferenças são ainda maiores, 1378.25 reais e 382.10 reais, respectivamente.

Outras diferenças importantes estão no Z score peso por idade e Z score Peso por altura. Meninos e meninas pertencentes às famílias beneficiadas possuem Z score peso por idade médio de 0.41 e 0.38 respectivamente em contraponto com 0.094 e -0.0464 para o grupo que recebe o programa. Esta estatística indica que as crianças não receptoras do programa possuem pesos mais elevados para sua idade e altura do que famílias não receptoras. As alturas por idade dos meninos é -0.1506 e para as meninas -0.039, enquanto que para os meninos que recebem o benefício são -0.3469 e -0.3756, respectivamente. Com isso, além dos filhos das famílias com rendas altas e não integrantes do programa Bolsa Família possuir filhos com índices de peso por idade e por altura maior que no caso contrário, o déficit de altura por idade também é um característica observada na comparação de ambos os grupos.

Outra diferença marcante entre os grupos estão nos anos de escolaridade os pais. Enquanto que para famílias beneficiadas os anos de escolaridade do pai são em média 4.2 anos encontram se em 7.14 anos para meninos, assim com 3.9 anos e 7.29 anos para as meninas, com os pais que não recebem o recurso. Da mesma forma, para educação materna as diferenças se mantêm, de 4.99 anos para 7.83 para os meninos e 4.92 anos para 7.29 anos para as meninas. O tamanho das famílias beneficiadas também é levemente maior do que no caso contrário.

Nas demais variáveis utilizadas como controle no processo de estimações dos efeitos do Bolsa Família sobre a alocação de recursos domiciliares entre gêneros permanecem relativamente similares para ambos os grupos.

2.4 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

Para avaliar a existência de relações de dependência na alocação de recursos intradomiciliares entre meninos e meninas pertencentes às famílias beneficiadas com o Bolsa família, utiliza-se três avaliações distintas. Primeiramente, se estima o efeito do programa por mínimos quadrados para assim ponderar as correlações lineares entre as variáveis de resultado e tratamento, já em um segundo instante, buscando sobrepor problemas potenciais de comparabilidade entre população de tratamento e controle, se realiza estimações *Matching* por *propensity score*.

Um dos principais desafios da literatura está no desenvolvimento de métodos que possam avaliar os efeitos de tratamento de programas não experimentais como o Bolsa Família. O objetivo estaria em sobrepujar os problemas de viés de seleção amostral (Heckman, 1979) inerentes às abordagens empíricas do tema.

Mais especificamente, a dificuldade metodológica de avaliação de tratamentos sobre as pessoas está na concepção do resultado considerado aos participantes do programa caso estes mesmos não fossem contemplados com o tratamento. Se considerarmos, utilizando a nomenclatura difundida por Deheja e Wal (1983), o efeito do tratamento ao participar como Y_{1i} e ao não participar do programa como Y_{0i} , o problema se configura na situação de não ser possível observar Y_{1i} e Y_{0i} para a mesma pessoa. Estatisticamente, apenas Y_{1i} ou Y_{0i} estão disponíveis ao pesquisador.

Estabelecido estes empecilhos, o procedimento adotado inicialmente para avaliar os impactos do programa do Bolsa Família, considerando estimativas de impacto por cross-section (Smith, 2005), consideram-se que esta problemática pode ser demonstrada pelas equações:

$$Y_{1i} = \zeta_1(X_i) + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$Y_{0i} = \zeta_0(X_i) + \varepsilon_{0i} \quad (2)$$

Onde X_i é uma $N \times d$ matriz de regressores exógenos para a criança i , assim como ε é o termo de erro. $E(\varepsilon_{1i}) = E(\varepsilon_{0i}) = 0$ e $E(\varepsilon_{1i} \times \varepsilon_{0j}) = \sigma$ para $i = j$ e 0 para $i \neq j$. Deste modo, o impacto observado para o indivíduo i é $Y_i = Bf_i Y_{1i} + (1 - Bf_i) Y_{0i}$ para Bf_i é igual a 1 se a família da criança recebe o Bolsa Família e 0 para o caso contrário.

Pressupondo que $\zeta_j(X_i) = \psi_j + \alpha_j X_i$, as equações (1a) e (1b) podem ser combinadas com o impacto observado para gerar:

$$Y_i = \psi_0 + \alpha_0 X_i + Bf[(\psi_1 - \psi_0) + (\alpha_1 X_i - \alpha_0 X_i) + (\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i})] + \varepsilon_{0i} \quad (3)$$

$$Y_i = \psi_0 + \alpha_0 X_i + \alpha^* Bf + \varepsilon_{0i} \quad (4)$$

Quando consideramos, em um primeiro momento, que as características não observadas são as mesmas para as crianças que receberam o programa e as que não receberam, estabelece-se o pressuposto de que $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{0i} = \varepsilon_i$. Hipótese que será relaxada na estimação dos efeitos do programa seguinte. Sendo assim, $\alpha^* = [(\psi_1 - \psi_0) + (\alpha_1 X_i - \alpha_0 X_i)]$ mensura a dimensão do impacto do programa, $\psi_1 - \psi_0$ representando a diferença nos interceptos e $\alpha_1 X_i - \alpha_0 X_i$ nas características dos indivíduos sobre os resultados encontrados no programa. O viés em (1c) ocorre quando $E(\varepsilon_i, bf) \neq 0$ e $E(\varepsilon_i, \zeta_j(X_i)) \neq 0$.

Os resultados das regressões (1c) são encontrados na tabela 2 para as meninas e meninos considerando como variáveis de efeito: Z score peso para idade (1), Z score peso para idade (2) e Z score altura para idade (3).

Considerando inicialmente os efeitos de curto prazo, o Bolsa Família reduz -0.1301 na relação Z score de peso por idade (1) e -0.194 no Z score peso por altura nos resultados das regressões realizadas para as meninas para todos os níveis usuais de significância estatística. Por outro lado, os mesmos parâmetros para os meninos (Tabela 3) não são estatisticamente diferentes de zero para qualquer nível de significância para os mesmos indicadores (1) e (2). Estes resultados indicam que em famílias beneficiadas com o programa Bolsa Família as crianças do sexo feminino apresentam uma redução tanto no índice Z de peso por idade quanto de peso por altura.

Adicionalmente se verificarmos pela tabela 5 que as meninas da amostra estudada já possuíam Z score peso por altura e Z score peso por idade inferiores aos dos meninos e próximos do ideal, pode-se supor que, ao menos no curto prazo, pelos resultados obtidos pelas regressões (a) e (b), que as meninas demonstram uma perda de bem estar significativa. Assim, com os resultados encontrados, os recursos provenientes do Bolsa Família provocam distorções nas alocações de recursos pro menino. Tomando como exemplo uma menina com exatos 2 anos de idade (730 dias) se estima pela WHO (2013) que o peso ideal para esta idade seria de 11.4741 quilogramas.

Para as meninas, no entanto, o resultado do programa sobre as meninas é reduzir sua seu peso para 11.290 quilogramas, cerca de 200 gramas menos que na hipótese assumida de

peso ideal em uma situação de pré-programa uma perda de 1.6%. Para os meninos nenhuma mudança significativamente diferente de zero ocorre.

Passando para o indicador líquido de bem estar, Z score altura por idade a situação se inverte. Para os meninos o programa Bolsa Família gera aumento no índice em 0.1565 com 5 \% de significância estatística, enquanto que para as meninas este parâmetro não é significativo em nenhum nível de significância. Entre as famílias que recebem o programa, os meninos já possuem em média um Z score altura por idade mais alto que as meninas beneficiadas pelo programa. Paralelamente, o efeito do programa Bolsa Família sobre tal indicador é de ampliar o gap entre gêneros no que diz respeito aos Z scores reportados tanto indicadores de curto quanto de longo prazo. Apesar dos meninos recebedores de Bolsa Família estar em média (Tabela 4) com altura levemente a abaixo do considerado ideal (Z score = 0), porém relativamente melhor que as meninas, o impacto do programa faz com que o ganho de altura por idade chegue mais próximo do ideal pelos padrões da WHO (2013).

No entanto, os resultados até aqui esboçados devem ser interpretados com cautela. Avaliar os impactos de um programa apenas pelo diferencial na variável de efeito pode provocar viés de seleção do grupo de controle considerado nas estimações (Heckman, 1979). Isso se dá pela dificuldade de se pressupor que as características não observáveis são iguais entre grupos de tratamento e controle. As diferenças nas aplicações dos recursos pode se realizar pelas meninas terem famílias menos instruídas que os meninos, monoparentais, com rendas per capita menores, famílias mais numerosas, ou até mesmo por ser mais recorrente os homens serem chefes de família. Com este problema o efeito do programa poderia ser sobrepujado aos efeitos destas diferentes circunstâncias. Somente no caso onde estas características são idênticas para ambos os grupos testados, de controle e tratamento, é que as estimativas estão livres de viés e produzirá parâmetros de efeito do programa consistentes (Heckman, 1989).

Tabela 3: Resultados das regressões para meninas e meninos para todas as variáveis (Std. Error)

	(1)	(2)	(3)
Intercepto	-5.13*** (0.54)	0.03 (0.78)	-8.98*** (0.77)
Idade	-0.142*** (0.017)	-0.046 (0.02)	-0.124*** (0.024)
Ler	0.24* (0.117)	0.0064 (0.17)	0.331 (0.16)
Tamanho da Família	-0.074 (0.01)	-0.065*** (0.015)	-0.05*** (0.015)
Bolsa Família	-0.13*** (0.04)	-0.194** (0.05)	0.008 (0.05)
Educação do Pai (anos)	0.007** (0.0)	0.003 (0.007)	0.01 (0.007)
Idade do Pai (anos)	0.003 (0.0)	0.00 (0.003)	0.004 (0.003)
Altura do Pai (cm)	0.009*** (0.0)	-0.002 (0.004)	0.019*** (0.004)
Peso do Pai (kg)	0.005*** (0.0)	0.004* (0.002)	0.003 (0.002)
Educação da Mãe (anos)	0.006 (0.005)	0.003 (0.008)	0.005 (0.008)
Idade da Mãe (anos)	0.008** (0.002)	0.005 (0.003)	0.008* (0.003)
Peso da Altura (cm)	0.018*** (0.002)	0.001 (0.003)	0.03*** (0.003)
Peso da Mãe (kg)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.005* (0.002)

Códigos de significância: 0 *** 0.1% ** 1% * 5% . 10%

(1) = Z score Peso por idade ;

(2) = Z score Peso por Altura;

(3) = Z score Altura por idade.

Tabela 4: Resultados das regressões para os meninos para todas as variáveis (Erro Padrão)

	(1)	(2)	(3)
Intercepto	-5.26*** (0.58)	-1.55 (0.82)	-7.03*** (0.79)
Idade	-0.07*** (0.01)	0.02 (0.02)	-0.07** (0.02)
Ler	0.001 (0.132)	-0.19 (0.18)	0.11 (0.18)
Tamanho da Família	-0.08*** (0.011)	-0.035* (0.01)	-0.11*** (0.015)
Bolsa Família	0.01 (0.04)	-0.1 (0.06)	0.15** (0.05)
Educação do Pai (anos)	0.007 (0.005)	0.001 (0.008)	0.01 (0.007)
Idade do Pai (anos)	0.002 (0.002)	0.003 (0.003)	0.0005 (0.003)
Altura do pai (cm)	0.003 (0.002)	-0.008 (0.004)	0.01*** (0.004)
Peso do Pai (kg)	0.01*** (0.001)	0.013*** (0.002)	0.005* (0.002)
Educação da Mãe (anos)	0.01** (0.006)	0.015 (0.008)	0.009 (0.008)
Idade da Mãe (anos)	0.01*** (0.002)	0.005 (0.003)	0.01*** (0.003)
Altura da Mãe (cm)	0.02*** (0.002)	0.011** (0.004)	0.02*** (0.003)
Peso da Mãe (kg)	0.01*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.01*** (0.002)

Códigos de significância: 0 *** 0.1% ** 1% * 5% . 10%

(1) = Z score Peso por idade ;

(2) = Z score Peso por Altura;

(3) = Z score Altura por idade.

Julga-se que as crianças nas estimações (1a) e (1b) que não recebem o choque do programa como comparáveis em termos de suas características com o grupo que recebem o choque e somente diverge pelo fato de receber os benefícios do programa Bolsa Família.

Heckman (1989) já indica as dificuldades de se fazer tais pressupostos e aponta que é falho não controlar pelas divergências não observáveis entre os grupos, caso contrário sujeita se a existência de viés de seleção.

Para sobrepor esta dificuldade a hipótese de igualdade entre características não observáveis considerada até então será relaxada. Busca-se estimar as diferentes relações não observáveis por estimações Matching onde se estima fatores não observáveis por um propensity score mitigando a existência de um viés (Dehejia; Wahba, 1999; Heckman et al, 1997).

Este método pondera os impactos dos grupos de tratamento do programa com os resultados dos não participantes por meio de um indicador de propensão a participar no programa (Heckman, 1979). Denotando o grupo de tratamento como $I(1)$ e controle como $I(0)$, cada Z scores, (1), (2) e (3), criança $i \in I(1)$ são ponderados com o grupo os mesmos índices das crianças do grupo de controle $I(0)$ por via de $\delta = Y_1 - Y_0$.

Com estes pressupostos, o Average Treatment Effect for the treated (ATT), $\tau_{treated}$ seria:

$$\tau_{treated} = E(Y_{1i}|Bf_i = 1) - E(Y_{0i}|Bf_i = 1) \quad (5)$$

A equação 1.d calcula o efeito contra factual do tratamento. O primeiro elemento da equação determina o efeito médio sobre o status nutricional das crianças enquanto que o segundo demonstra a média do status nutricional caso eles não tivessem recebido o programa.

Também é estimado o efeito do tratamento das pessoas que receberam o programa $\tau_{effects}$ (Rubin, 1996), Average Treatment Effect (ATE):

$$\tau_{effect} = E(Y_{1i}|Bf_i = 1) - E(Y_{0i}|Bf_i = 0) \quad (6)$$

Este indicador compara o efeito médio do impacto to tratamento sobre as crianças com a média de custo por participante, resultando se os benefícios do programa Bolsa Família superam seus custos para os participantes. Ou seja, se valeu a pena para as crianças participaram de o programa terem participando ou se os custos envolvidos foram maiores (Hirano, 2003).

Como mostrado por Rosenbaum e Rubin (1983), em estimativas Matching é pressuposto que um conjunto de características X fazem com que os resultados dos que não participaram do programa ($Y\{0\}$) sejam independentes ou não influenciados pelas pessoas ter

participado no programa condicionado à mesma características. $Y\{0\} \parallel X$. Da mesma forma, a probabilidade de fazer parte ou não do programa, condicionado à X , detém os valores $0 < \Pr(D = 1|X) < 1$. Com estas condições satisfeitas, pode se observar $Y\{0\}$ dos participantes combinando os resultados obtidos e substituindo para os participantes.

Os estimadores Matching assim assumem a forma:

$$\alpha_{Matching} = 1/n_1 \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \{Y_{1i} - \mathbb{E}(Y_{0i} | Bf_i = 1, P_{s_i})\} \quad (7)$$

$$\mathbb{E}(Y_{0i} | Bf_i = 1, P_{s_i}) = \sum_{j \in I_0} W(i, j) \times Y_{0j} \quad (8)$$

Onde $W(i, j)$ será uma função de ponderação positiva. $N\{0\}$ e $N\{1\}$ são os números de crianças pertencentes aos conjuntos $I(0)$ e $I(1)$ respectivamente. Já S_p é a região de suporte comum como indica por Heckman (1989) e Smith (2005). As combinações de cada criança i são constituídas como um média ponderada sobre os resultados dos não participantes pela distância entre propensities scores $P\{i\}$ e $P\{j\}$ por meio de $W(i, j)$. Neste trabalho utilizou-se a distância de Mahalanobis para definir as combinações de dois propensities scores (Rubin 1980)¹. Skehon (2011) sugere que é útil a combinações entre a distância de Mahalanobis e Matching, pois o primeiro é eficiente na minimização das discrepâncias entre coordenadas individuais de X enquanto que o segundo minimiza as diferenças entre propensities scores (Rosenbaum e Rubin 1985). Os resultados dos modelos *ATE* e *ATT* por matching para as meninas e meninos estão apresentados na Tabela 5.

¹ A distância de Mahalanobis é dada por:

$$md(X_i, X_j) = \{(X_i - X_j)^T S^{-1} (X_i - X_j)\}^{\frac{1}{2}}$$

Onde S é a matriz de covariância amostra de X .

Tabela 5: Resultados das Regressões Matching para os meninos e meninas (Erro Padrão)

	Meninos		Meninas	
	<i>ATT</i>	<i>ATE</i>	<i>ATT</i>	<i>ATE</i>
Standard Propensity Score				
Z score Peso por Idade	0.081 (0.055)	0.038 (0.073)	-0.216*** (0.083)	-0.048 (0.056)
Z score Peso por Altura	-0.065 (0.071)	-0.103 (0.096)	-0.176** (0.075)	-0.331*** (0.108)
Z score Altura por Idade	0.2385*** (0.069)	0.2021** (0.093)	-0.023 (0.076)	0.044 (0.11)
Dehaja Propensity Score				
Z score Peso por Idade	0.087 (0.055)	0.037 (0.0781)	-0.048 (0.056)	-0.19** (0.082)
Z score Peso por Altura	-0.075 (0.074)	-0.11 (0.104)	-0.122 (0.077)	-0.265** (0.10)
Z score Altura por Idade	0.253*** (0.0724)	0.197** (0.097)	0.059 (0.075)	-0.007 (0.11)

Códigos de significância: 0 * * * 0.1% ** 1% * 5% ‘.’ 10%

As estimativas por matching não se diferenciam substancialmente das realizadas pela equação 1.c. Os indicadores de status nutricional de curto prazo, Z score peso por idade e peso por altura, apresentam resultados negativos para as meninas significativos nos níveis usuais de significância. Dois propensity scores foram utilizados. O standard propensity score é estruturado com as variáveis X, já com o acréscimo das variáveis familiares de ganho e escolaridade ao quadrado como aconselhado por Dehejia e Wahba, (1999) é denominado Dehejia propensity score.

Para ATT, o efeito do programa Bolsa Família sobre o Z score peso por idade das meninas é negativo em -0.216 e significativo a 1 % e, de modo semelhante, o Z score peso por altura absorve um impacto de -0.176 a 5 % de significância estatística. Como já relatado, ambos indicadores são de curto e demonstra a perda de status nutricional, desnutrição e até bem estar no curso prazo para as meninas. A indicação de redução aponta para a desvantagem que as meninas possuem no estabelecimento de recursos adicionais nas famílias que recebem os benefícios relativos às meninas das famílias que não recebem. O impacto representa cerca de 300 gramas de perda de peso em relação à idade e altura para as meninas de 1 até 4 anos de idade, enquanto as estimativas considerando Dehejia

propensity score são nulas para as meninas e para os meninos todas as estimativas possuem efeito não diferente de zero aos níveis usuais de significância.

Ainda nas variáveis de efeito de curto prazo, as estimativas de *ATE* indicam os efeitos mais danosos ao indicador Z score peso por idade para as meninas em ambos os propensity scores. O maior efeito negativo é de -0.331 para o propensity score padrão, seguido pelo efeito produzido pelo Dehejia este de -0.265. Para entender-se a magnitude do impacto, uma criança menina com 70 centímetros de altura deve pesar, de acordo com os padrões da WHO (2013), 8.163 quilogramas, contudo com a participação das meninas no programa *bf* as famílias, administradoras dos recursos, fazem com que as meninas tenham peso de 7.923 quilogramas sobre estes mesmos padrões, uma redução de 239 gramas (Z score = -0.331).

Já avaliando as consequências de longo prazo do programa Bolsa Família sobre o Z score altura por idade pode se observar que a relação se inverte. Ainda observando a Tabela 4, tanto *ATT* quanto *ATE* nos dois propensity scores estruturados não apontam influência do programa sobre o desempenho do grupo de meninas de tratamento em nenhuma das estimações sobre nenhum nível de significância. Porém, para os meninos tal parâmetro apresenta-se significativo a 1% para *ATT* e 5% para *ATE* nos dois propensity scores e positivo. Isso indica que o efeito do Bolsa Família sobre os meninos do grupo de tratamento aumenta a altura considerada padrão para idade dos meninos em algo em torno de 0.20 em todas estimações.

Como já apontado pela literatura, a altura é um índice de bem estar que está correlacionado com nível de educação alcançado, desenvolvimento cognitivo, nutrição e baixa incidência de doenças no futuro (Steckel, 2007). Deste modo, as famílias que recebem o programa beneficia mais os meninos que as famílias que não recebem o programa bolsa família, pela definição de *ATE*, assim como se compararmos o caso contra factual de que este efeito seria positivo comparado a eles mesmos caso não tivessem recebido o programa. Tais evidências não se encontram para as meninas. Tanto o efeito *ATT* quanto *ATE* é nulo para Z score altura por idade indicando que não há para elas benefícios no longo prazo de se participar no programa.

Ambas as estimativas, considerando os fatores não observáveis como idênticos e logo após combinando estes fatores, apresentam resultados que convergem para o fato de que as meninas quando comparadas às que não recebem o programa e ao caso delas não terem o recebido, apresentam perda de status nutricional e assim bem estar nas variáveis que indicam o efeito de curto prazo do programa. Tais relações não são observadas para os meninos que

pelo contrário, aumentam sua estatura relativa à idade e assim detêm desempenho positivo de longo prazo no bem estar.

As famílias privilegiam os meninos quando participam do Bolsa Família tanto comparados às famílias que não recebem o recurso quanto ao caso de elas mesmas não o receberem. Já as meninas, possuem perdas nos indicadores de bem estar de curto prazo e nenhum ganho significativo de longo prazo nas estimativas. Estando em desvantagem assim em relação aos meninos dentre as famílias que recebem o programa bolsa família.

2.5 CONCLUSÃO

A discriminação contra as meninas na distribuição nos tratamentos entre os filhos pode ser sobrepujada com políticas públicas consistentes. Sendo assim, o Bolsa Família resulta do esforço para aumentar o nível de bem estar das famílias de baixa renda no Brasil e, como hipótese inicial, pode ajudar a mitigar as diferenças entre meninos e meninas. No entanto, seus benefícios são distribuídos e seu efeito é avaliado correntemente considerando o domicílio. A literatura, contudo, já encontrou evidências acerca de barreias para as meninas alcançarem o mesmo nível de bem estar que os meninos, fazendo com que políticas como o Bolsa Família tenham seu efeito sobre o bem estar sobrevalorizado enquanto que membros específicos das famílias não sejam beneficiados da mesma maneira.

Faz-se pertinente levantar a hipótese de que o Bolsa Família reduza o viés de gênero na alocação de recursos domiciliares: primeiro, 95 \% dos recursos direcionados às mães dos domicílio, segundo, aumentos da renda fazem com que as famílias equalizem a distribuição de recursos e terceiro as condicionalidades educacionais e de saúde sugerem benefícios a ambos os sexos. Um dos grandes desafios metodológicos está no desenvolvimento de métodos que possam avaliar os efeitos de tratamento de programas não experimentais como o Bolsa Família. O objetivo estaria em sobrepujar os problemas de viés de seleção amostral (Heckman, 1979) inerentes às abordagens empíricas do tema.

Entre as famílias que recebem o programa, os meninos já possuem em média Z score altura por idade mais alto que as meninas. Paralelamente, o efeito do programa Bolsa Família sobre tal indicador é de ampliar ainda mais este gap de gêneros nos recursos intrafamiliares. Para se avaliar tal problema, duas estimações foram consideradas para meninos e meninas separadamente. Primeiramente uma estimativa *cross section* do efeito do programa considerando os fatores não observáveis entre membros do grupo de tratamento e controle

como idênticos, já em uma segunda estimativa estima-se estes elementos não observáveis e realiza-se o matching do grupo de tratamento com o grupo de controle com dois tipos de propensity score.

Tanto comparadas a um grupo que não recebe o programa, pela análise cross section e ATE, quanto à análise contra factual de não receberem o benefício, os resultados indicam que as meninas são desprivilegiadas no curto prazo enquanto que nenhuma alteração ocorre no longo prazo. Este impacto representa perda de peso por idade nas meninas de 300 gramas de acordo com os padrões da WHO (2013), já para os meninos perdas de bem estar não são observadas.

Os resultados das estimativas convergem para o fato de que as meninas quando comparadas às que não recebem o programa e ao caso delas não terem o recebido, apresentam perda de status nutricional e assim bem estar nas variáveis que indicam o efeito de curto prazo do programa. Tais relações não são observadas para os meninos que pelo contrário, aumentam sua estatura relativa à idade e assim detêm desempenho positivo de longo prazo no bem estar. Isso advém do efeito positivo do Bolsa Família sobre os meninos do grupo de tratamento aumentando a altura padrão para idade dos meninos em algo em torno de 0.20 centímetros.

As famílias privilegiam os meninos ao participarem do Bolsa Família tanto comparados às famílias não receptoras quanto no caso contra factual. Como evidência, as meninas perdem bem estar no curto prazo e não apresentam ganho significativo de longo prazo nas estimativas realizadas. Já os meninos não detêm perdas significativas no curto prazo e somente computam ganhos significativos e positivos no longo prazo. Estes fatos corroboram a evidência de que o programa Bolsa Família põe em desvantagem as meninas em relação aos meninos, os que mais se beneficiam dos recursos.

2.6 REFERÊNCIAS

Alderman, H; Gertler, P. Family resources and gender differences in human capital investments: The demand for children's medical care in Pakistan. - *Intrahousehold Resource Allocation in Developing countries*, 1997.

Bardhan, P K. 'On Life and Death Questions: Poverty and Child Mortality in Rura India, in P. K. Bardhan (ed.), *Lund, Labour and Rural Poverty: Essays in Development Economics*, Columbia University Press, New York, NY, 1984.

Basu, Kaushik. *Child Labor: Its Economics, Sociology, and Politics*. Scientific American, forthcoming. 2003.

Bourguignon, François, Francisco H.G. Ferreira, Leite, Philippe G. Conditional Cash Transfers, Schooling, and Child Labor: Micro-Simulating Brazil's Bolsa Escola Program. *World Bank Economic Review*, 2003.

Becker, Gary S., *Human Capital*, 1st ed. (New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research), 1964.

Behrman, Jehre R., *Nutrition Health, Birth order and seasonality: Intrahousehold allocation among children in rural India*. 1986.

Behrman, J.R., R.A. Pollak, P. Taubman, Do parents favor boys?, *International Economic Review* 27, no. 16,31-52. 1986.a.

Burgess, R. and Zhuang, J. Modernisation and son preference. *London School of Economics, Sticerd dedps* 29, December, 2000.

Cardoso, Eliana e Portela Souza. André, The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil., *Working Paper No. 04-W07*. April 2004.

Carvalho Filho, Irineu Evangelista de. Household Income as a determinant of child labor and school enrollment in Brazil: Evidence from a social security reform. *Economic Development and Cultural Change*, 2012.

Cameron L, Worswick C. Education expenditure responses to crop loss in Indonesia: a gender bias. *Economic Development Cultural Change*, 2001.

Chamarbagwala, Rubiana., Sibling composition and selective gender-based survival bias, *Journal of Population Economics*, 2011.

Chen, Joyce J., Dads, disease, and death: determinants of daughter discrimination., *Journal of Population Economics*, 2012.

Chen, Lincoln C., Emdadul Huq, Stan D'Souza., Sex Bias in the Family Allocation of Food and Health Care in Rural Bangladesh, *Population and Development Review*, Vol. 7, No. 1 (Mar., 1981), pp. 55-70.

Clayton, D. G. (1978), 'A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence'. *Biometrika* 65, 141–151

Deaton, Angus, Looking for Boy-Girl Discrimination in Household Expenditure Data, *The world bank Economic review*, 1989.

Doss, Cheryl, R., Testing among Models of Intrahousehold Resource Allocation. *World Development*, Vol. 24, 1996.

Duflo, Ester., Grandmothers and granddaughters - Old age pensions and intrahousehold allocation in South Africa. *The World bank economic review*, vol 17, no 1.

Garg A, Morduch J. Sibling rivalry and the gender gap: evidence from child health outcomes in Ghana. *Journal Population Economics*, 1998.

Heckman, James; Hotz, Joseph. Choosing among alternative Nonexperimental methods for estimating the impact of social programs the case os manpower. *Journal of American statistics association*, 1989.

- Heckman, James J, Ichimura, Hidehiko, Todd, Petra. Matching As an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies* (1998)
- Heckman, James J. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, Vol. 47, No. 1. 1979.
- Hirano, Keisuke, Imbens, Guido W., Ridder, Geert. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. *Econometrica*. 2003.
- Horowitz, Andrew W., Jian Wang. Favorite son? Specialized child laborers and students in poor LDC households. *Journal of Development Economics*, 2004.
- Knight, John; Li Shi, Deng Quheng., Son Preference and Household Income in Rural China., *Journal of Development Studies*, Vol. 46, November 2010.,
- Kureishi, Wataru., Wakabayashi, Midori. Son preference in Japan, *Journal Population Economics*, 2011.
- Lundberg, S. and Rose, E. The effects of sons and daughters on mens' labor supply and wages. *Review of Economics and Statistics*, 84(2): 251–268, 2002.
- Lundberg, Shelly. Sons, daughters and parental behavior, *Oxford Review of economic policy*, vol 21, n^a 3. 2005.
- Lundberg, Shelly; Pollak, Robert; Wales, Terence; Do Husbands and Wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom child benefit, *The journal of Human resources*, 1997.
- Mammen, Kristin., Fathers' time investments in children: do sons get more? *Journal of Population Economics*, 2011.
- Ministério do desenvolvimento social e Combate à Fome (BRASIL). Fome Zero: Uma História Brasileiro. Brasília, DF, assessoria Fome Zero, V.1,2 e 3, 2010.
- Nussbaum, Martha C., Capabilities as Fundamental entitlements: Sen and social justice, *Feminist Economics* 9, 2003, 33 – 59.
- Psacharopolous G., and A. M. Arriagada. "The Determinants of Early Age Human Capital Formation: Evidence from Brazil." *Economic Development and Cultural Change*, 1989.
- Rosenbaum, Paul R. Rubin, Donald B, The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 1983.
- Rosenzweig, M., Schultz, Theodore., Market opportunities, genetic endowments, and intra family resource distribution: Child survival in rural India, *American Economic Review*, 1982.
- Sen, Amartya. Missing women: social inequality outweighs women's survival advantage in Asia and north Africa., *British Medical Journal*, 1992.
- Subramaniam. Ramesh, Gender Bias in India: the importance of household fixed effects. *Oxford Economic Papers* 48 (1996), 280-299
- Smith, Jeffrey A, Todd, Petra E. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics*, 2005.

Schultz, T. Paul. "School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program." *Journal of Development Economics*. 2004

Siddiq Osmani, Amartya Sen. *Economics and Human Biology*, The hidden penalties of gender inequality: fetal origins of ill-health. 2003.

Sen, A., S. Sengupta, Malnutrition of rural children and the sex bias, *Economic and Political Weekly* 1983.

Thomas, Duncan., Like Father, like Son; Like Mother, like Daughter: Parental Resources and Child Height, *The Journal of Human Resources*, Vol. 29, No. 4, Special Issue: The Family and Intergenerational Relations. 1994.

Thomas, Duncan., Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach., *The Journal of Human Resources*, Vol. 25, No. 4. 1990.

Trivedi, Pravin K., Zimmer, David M., *Copula Modeling: An Introduction for Practitioners*, Foundations and Trends R In Econometrics, Vol. 1, 2005.

Yan, Jun. Enjoy the Joy of Copulas: With a Package copula, *Journal of Statistical Software* October 2007.

Waterlow, J. C. Buzina, R, Keller, Lane, M. Z. Nichaman, Tanner, J. A. The presentation and use of height and weight data for comparing the nutritional status of groups of children under the age of 10 years. *Bulletin of the World Health Organization*, 1977.

Wilcox WB, Religion, convention, and paternal involvement. *Journal of Marriage Family*, 64:780–792, 2002.

3 NUTRIÇÃO, CONDIÇÕES DE SAÚDE E SEUS EFEITOS SOBRE O BEM ESTAR INFANTIL: ONDE INTERVIR QUANDO A MÃE ESTUDOU POUCO?

Ildo José Lautharte Junior
Federal University of Rio Grande Do Sul (UFRGS), Porto Alegre, Brazil

RESUMO

Dados da Pesquisa Orçamentária Familiar (PoF) de 2008 foram utilizados para analisar os efeitos dos recursos nutricionais e condições de saúde sobre o bem estar das crianças entre 1 e 4 anos quando a educação materna é deficiente. A literatura aponta que os anos de estudo da mãe intensificam os efeitos dos recursos do domicílio e sua escassez gera barreiras ao desenvolvimento do bem estar das crianças. Considerando fatores antropométricos como proxies de bem estar, abordagens paramétricas, semiparamétricas e não paramétricas possibilitaram inferir que a escolaridade materna tem relação positiva com o bem estar infantil. Observa-se também que as condições de saúde são bens substitutos à educação materna, assim os benefícios sobre o bem estar infantil de aumentos marginais nas condições de saúde são maiores nas crianças de mães com pouca escolaridade e menores para crianças com educação materna elevada. Os resultados sugerem que os nutrientes são complementares à educação materna, indicando que mães mais educadas derivam os maiores benefícios desta variável. No entanto, estimativas não paramétricas apontam que os efeitos marginais calóricos superam os benefícios às crianças apenas para níveis muito altos de escolaridade da mãe. Na amostra estudada, nenhuma mãe possui tantos anos de escolaridade. Conclui-se que é possível compensar baixas escolaridades maternas com melhores condições de saúde disponíveis às crianças, e que a complementaridade entre calorias e educação materna só é mais vantajosa quando as mães possuem níveis excepcionais de educação, do contrário o efeito é pequeno sobre o bem estar infantil de curto e longo prazo.

Palavras-chaves: Status nutricional infantil, Educação materna, Alternativas governamentais.

3.1 INTRODUÇÃO

Superar as barreiras ao desenvolvimento infantil é um dos grandes desafios dos governos. Existe um grande consenso na literatura contemporânea de desenvolvimento humano que as capacitações das pessoas são *path-dependent*, restrições impostas durante a primeira infância acompanham os indivíduos durante toda a vida (Heckman, 2000; Eveleth, 1990). Barker (1993) demonstra que já no período uterino a qualidade do ambiente é importante para a ocorrência de doenças cardiovasculares e respiratórias quando adulto (Gluckman, 2007; Barker et al. 2002), da mesma forma que o baixo peso ao nascer impacta no desenvolvimento cognitivo e emocional dos indivíduos (Behrman et al., 2004; Almond, 2004).

Sofrer de desnutrição na infância reduz a energia para aprender na escola e desenvolver o corpo de maneira razoável. Glewwe et al. (2001) observa que os 2 ou 3

primeiros anos de vida são períodos críticos onde a desnutrição mitiga o desenvolvimento cognitivo das crianças da Filipinas (Alderman, 2006). Os mesmos resultados foram encontrados por Hoddinott (2008) para Guatemala, acrescentando relações da nutrição infantil ao desenvolvimento físico e socioemocional (Conti et al., 2010). Doenças adquiridas nos estágios iniciais de formação são decisivas para resultados futuros (Case, 2009). Em particular, as condições sanitárias, de saúde e nutricionais, são apontadas pela literatura como fonte de restrições de desenvolvimento infantil em diversos países (Alderman, 1990; Behrman, 1990).

No entanto, a magnitude do impacto destes recursos sobre o bem estar infantil é condicionada ao nível de educação da mãe da criança. Bairagi (1980) enfatizada que mães com baixa escolaridade não alocam eficientemente os recursos e, por consequência, mães educadas geram maiores níveis nutricionais aos filhos sobre o mesmo nível de renda que mães menos educadas. Este resultado é também encontrado por Cochrane (1980). Já Wolf et al. (1987) indica que a relação positiva da escolaridade materna com as calorias digeridas e com o período de amamentação das crianças. Guldan et al. (1993) adverte que mães educadas alimentam as crianças em lugares adequados.

A educação materna intensifica os efeitos dos recursos sobre o bem estar das crianças. Thomas (1992) e Handa (1999) afirmam que esta característica é consequência do acesso e interpretação da informação. Currie (2003) credita aos cuidados pré-natais, diminuição das restrições de renda e comportamento saudável, Kassouf (1996) encontrou para o Brasil a melhor interação com a estrutura da comunidade. Dado toda esta dificuldade, cuidar dos filhos é uma tarefa complexa e nestas complexidades que Rosenzweig (1995) afirma que há escopo para os benefícios da educação.

Nos últimos anos o governo brasileiro vem estruturando políticas públicas que buscam promover o bem estar das crianças, a mais recente é o Brasil Carinhoso de 2012 investe em 2 milhões de famílias com crianças de 4 a 6 anos na extrema pobreza. Se o desejo é atacar os mais pobres entre os pobres as crianças se tornam o foco principal, pois no Brasil as crianças entre 0 e 4 anos representam 21% da população na pobreza extrema (IPEA, 2012). Somado se a isso, de acordo com o IBGE (2012), as mulheres brasileiras possuem em média 7.5 anos de estudo sendo que somente 50.1% das famílias pobres, com rendimentos de até 207.5 dispõem de serviços de saneamento básico e apenas 30.6% não têm também energia elétrica.

Dentro deste contexto de restrição de desenvolvimento humano infantil, este artigo procura estimar quais os recursos os governos devem prover quando a educação da criança é

insuficiente. Esse é um ponto fundamental para formulações de políticas públicas por delinear a natureza e magnitude dos *trade offs* que configuram as barreiras ao bem estar infantil. Este artigo contribui a literatura por: (1) avaliar alternativas à educação materna baixa para promoção do bem estar infantil no curto e longo prazo e não somente no longo prazo como em Thomas (1992) e Barrera (1990), (2) corrigir a endogeneidade das condições de saúde sobre o bem estar infantil como indicado por (Brooks-Gunn et al, 1993); (3) realizar estimações semi e não paramétricas que permitem avaliar o comportamento de alterações marginais dos recursos ao longo dos anos de escolaridade materna além de (4) alertar para a necessidade de considerar a educação materna como condicionante dos investimentos nas crianças de famílias pobres.

Sendo assim, dados da *Pesquisa dos Orçamentos Familiares de 2008* (PoF) foram utilizados para avaliar as relações entre educação materna, recursos calóricos e de saúde disponíveis às crianças. Em particular, o foco recai sobre crianças entre 1 e 4 anos, em virtude de a nutrição ser fundamental ao desenvolvimento corpóreo e pelos efeitos da escola ser mitigados. Para avaliar o bem estar infantil segue-se a sugestão de Waterlow (1977) considerando Z Score peso por idade como indicador de bem estar de curto prazo e 0 Z Score altura por idade para o longo prazo. Estes indicadores são utilizados por representarem os efeitos líquidos de saúde, nutrição e as restrições defrontadas pelos indivíduos na vida (Case, 2007; Schultz, 2002).

As vantagens de se avaliar o bem estar das pessoas com base nos dados antropométricos representam; (1) o resultado que os recursos obtiveram nas crianças; (2) é necessário apenas medir alturas e pesos e sofrem pouco com imprecisões de medida correntes em avaliações com base na renda e níveis de consumo (Micklwright, 2001); (3) as relações biológicas universais podem determinar o peso e alturas ideais para cada idade e gênero enquanto é difícil trabalhar com consumo ou renda “ideal” para o bem estar; por fim (4) por ser uma proxy das capacitações reais dos indivíduos (Svedberg, 2000; Sen, 2000).

Em estudos anteriores, Barrera (1990) argumenta que condições de saúde são mais bem aproveitadas por mães bem educadas. Educação materna e condições de saúde são bens substitutos enquanto que calorias consumidas são bens complementares. Deste modo, segundo o autor, mães crianças com mães menos educadas devem ser beneficiadas por melhores condições de saúde e mães mais educadas por melhorias calóricas. Kassouf (1996) indica que até 8 anos de educação materna possuem somente efeitos diretos sobre o status nutricional infantil.

Os resultados das aplicações paramétricas, semiparamétricas e não paramétricas confirmam o argumentado pela literatura. A educação materna produz efeitos positivos sobre os indicadores antropométricos das crianças. Já Mães com menos de 7 anos de estudo obtém efeito nulo para todos os níveis de significância. As calorias são recursos complementares à educação materna nos resultados paramétricos e não paramétricos, no entanto nas avaliações não paramétricas é observado se que somente para níveis elevados de escolaridade materna, o efeito marginal das calorias consumidas é superior ao efeito produzido para mães com poucos anos de estudo. Este resultado é ressaltado por Barrera (1990) não ponderar que existe um limite máximo de anos de estudo e que a característica de complementaridade somente seria vantajosa para níveis altos e não convencionais de escolaridade materna.

As análises não paramétricas parecem sugerir que 9 anos de escolaridade são o ponto inflexão no comportamento dos benéficos derivados dos recursos. Pois tanto para o indicador de bem estar de curto quanto para o de longo prazo o efeito marginal da educação materna é crescente até os 9 anos de escolaridade da mãe, tornando-se negativa depois deste ponto. Para as calorias, os efeitos são positivos e pequenos até os 9 anos de estudo quando chegam a ter impactos negativos em ambas as perspectivas. A relação de complementaridade é observada para níveis maiores que 9 anos de estudo, porém não superam os efeitos de calorias adicionais para mães com 4 ou 5 anos de estudo para amostra estudada.

Já as derivadas das condições de saúde em relação ao Z Score peso por idade e Z Score altura por idade indicam que aumentos marginais das condições de saúde geram benefícios crescentes até os 9 anos de escolaridade materna. No entanto, os efeitos são altos até este nível educacional e indicam a relação de substitutibilidade entre ambos. Como alternativa de investimentos governamentais no bem estar infantil de curto e longo prazo, argumenta-se que investimentos em melhorias em condições de saúde são a principal alternativa para crianças de mães pouco educadas, visto que, entre 6 e 9 anos de escolaridade o efeito marginal desta variável chega a 18 pra ambos os indicadores, mas isso não indica que a provisão calórica não apresenta resultado, estes são de 0.0010 .

Além desta introdução, este artigo levanta os principais pontos da literatura em uma seção 2, posteriormente em na seção 3 estrutura-se um modelo de status nutricional infantil. A descrição das variáveis é realizada na seção 4, seguida pelas estratégias de estimação e resultados encontrados na seção 5. As conclusões são organizadas na seção 6.

3.2 TEORIA CORRENTE E EVIDÊNCIAS

A infância é o elo que une uma geração à outra. Seu bem estar reflete o bem estar de parcela da população presente assim como a produtividade no futuro (Fogel, 2011; Steckel, 1992). A infância é também onde reside o maior desafio de desenvolvimento humano contemporâneo, pois, na demografia da pobreza no mundo, estas estão em maior proporção (Duflo e Banerjee, 2007; Dasgupta, 1992).

Com isso, dentro do conjunto de barreiras que as crianças e suas famílias enfrentam na melhoria do seu bem estar, no entanto na medida em que governos estruturam intervenções que fornecem alternativas ao problema, duas questões entram em foco. A primeira delas é: quando investir? O Banco Mundial (2006) sugere que programas efetivos governamentais de prevenção à desnutrição infantil devem ser focados do período de gravidez até os primeiros 4 anos de vida. A razão principal desta afirmação indica que a nutrição durante os primeiros anos de vida são fundamentais na determinação corrente e futuras sobre a saúde, crescimento corpóreo e até mesmo no desenvolvimento cognitivo e socioemocional das crianças (Barker, 2002).

Autores como Tanner, (1987) e Tanner e Davis, (1985) vão além e argumentam que o status nutricional infantil é um espelho do desenvolvimento humano nacional, pois reflete já no curto prazo, as privações de recursos de saúde, nutrição e domiciliares disponibilizados às crianças. Assim, baixos níveis nutricionais, antropometricamente medidos pela Altura por idade e Peso por idade, são resultado de pobreza multidimensionais enfrentadas pela provisão deficiente do ambiente que a circunda induzindo a baixos estímulos ao desenvolvimento cognitivo e motor (Dasgupta, 1997).

Como segunda questão aponta-se quais recursos devem ser providos na intervenção governamental. Sabe-se que condições ambientais favoráveis ao desenvolvimento infantil possibilitam a formação de capital humano no futuro. Acemoglu et al. (2007) buscam verificar o impacto de avanços nas condições gerais de saúde, com base na expectativa de vida populacional, concluindo, assim como Fogel (2004), que elas influenciam o desenvolvimento econômico de longo prazo.

No entanto, a renda é constantemente designada com a principal fonte de restrições a uma melhor alimentação e condições de saúde da população pertencente às classes mais baixas. Contudo, evidências apontam que quando são ponderados os aspectos nutricionais dos alimentos, e não justamente a compra, o efeito marginal da renda na \textit{nutrição} é reduzido. Poleman (1981) e Behrman et al. (1987) demonstraram que a elasticidade renda

alimentação e a elasticidade renda nutrientes apresentam comportamentos diferentes e até contraditórios com o aumento da renda familiar. De modo que, o consumo de alimentos responde às variações na renda de forma bastante perfeita, elasticidade próxima de 1, porém quando avaliados os aspectos nutricionais esta relação se aproxima de 0 para a região do sul da Índia.

Sopesar impactos nutricionais é diferente, portanto, do que avaliar despesas com alimentação sobre o bem estar infantil. Nesta linha, Hoddonitt et al. (2008) avaliam os efeitos de suplementos nutricionais oferecidos nos primeiros 36 meses de vida de crianças da Guatemala. Pessoas beneficiadas com suplementos nutricionais aumentaram suas estaturas em até 2.5 cm, possuíam renda entre 600 e 900 dólares superior, além da escolaridade das mulheres ser 2 séries maior que no caso contrário.

Tais resultados sugerem que as questões nutricionais domiciliares são determinadas por diferentes fatores além da renda. Bairagi (1980) argumenta que a renda não é a única restrição à nutrição infantil. Entre os fatores climáticos, este autor indica que mães com baixa escolaridade alocam os recursos disponíveis de maneira ineficiente. Como consequência encontra que mães educadas geram maiores níveis nutricionais aos filhos que mães menos educadas para níveis de renda equivalentes. Tais argumentos são compartilhados por Cochrane (1980). Aumentos na renda de mães com níveis educacionais baixos geram pequenos efeitos sobre o bem estar infantil do que para mães educadas.

Por exemplo, Barrera (1991) estuda as relações entre amamentação das crianças, Z score altura por idade e educação das mães. Seus resultados indicam que, entre crianças, os benefícios derivados da amamentação diferem basicamente pelos níveis divergentes de educação da mãe. Os recursos seriam mais bem alocados pelas mães mais educadas, pois estas encontram substitutos ao leite materno sem causar perda de bem estar à criança. Complementarmente, Wolf (1987) procura investigar as relações entre educação materna, saúde e nutrição infantil na Nicarágua. Argumentando que a escolaridade materna é positiva e significativa quando considerada as calorias digeridas além para o tamanho do período de amamentação das crianças. Com isso, é especulado por Wolf (1987) que o impacto da escolaridade materna no estado de saúde dos filhos é por meio da eficiência no processo de nutrição da criança.

Da mesma forma, melhores práticas de saúde com a alimentação são relacionadas à melhor educação materna. Guldan et al. (1993) aponta que mães educadas alimentam as crianças em lugares mais protegidos, limpos e propícios. Além de destinarem mais tempo do trabalho para amamentar e alimentar seus filhos que as mães menos educadas. Estima-se ainda

que aumentos na educação materna conduzam à 85% mais resultados do que aumentos na renda para os indicadores de saúde infantil. Como resultado geral Guldan et al. (1993) assinala que a educação materna tem papel importante pela transformação das atividades de cuidados das crianças, efeito estes independentes da renda.

Nestas abordagens, as práticas maternas são a principal ferramenta de intervenção governamental para promoção do bem estar infantil. Pois a educação da mãe além de possuir efeitos diretos, como os cuidados na alimentação e relação com os filhos, também produz efeitos indiretos sobre o nível de renda do domicílio e práticas saudáveis. O estado de saúde na infância gera implicações que se difundem ao longo da vida.

Já se encontrou evidências de que o estado de saúde no início da vida é condicionante para a formação cognitiva futura. Glewwe (2001), controlando a endogeneidade das alturas das crianças com as alturas dos pais e preços dos alimentos, verificou que a desnutrição até os 2-3 anos de vida tem impactos profundos sobre o desenvolvimento cognitivo das crianças. Avaliando as correlações entre ambientes insalubres vividos na infância e desenvolvimento cognitivo adulto, Case (2009) encontrou que ambientes com doenças propagadas e a facilidade de contágio dificultam o desempenho cognitivo adulto. Alderman (2006), ao examinar as consequências de longo prazo de choques nutricionais sofridos pelas crianças do Zimbábue, mostrou que crianças altas obtêm notas melhores e começam a estudar antes. Tais resultados são rígidos e difíceis de reversão dado o fato de que o período essencial de crescimento é durante os anos iniciais e adolescência (Fox, 2012). Com isso, a importância da educação materna como alocar eficiente de recursos na promoção do bem estar dos filhos é determinando como elementos de atenção de políticas públicas.

De fato, a produtividade dos recursos disponíveis no domicílio é intensificada quando a educação materna é elevada (Behrman, 1984; Wolfe e Behrman, 1982). Mães mais educadas fariam com que recursos domiciliares disponíveis tenham maiores efeitos sobre o status nutricional infantil. Behrman (1987) procura avaliar o papel que a escolaridade de mãe na definição dos inputs nutricionais e de saúde domiciliares para as crianças de Nicarágua. Encontrando que a escolaridades da mãe é significativa na melhora das condições nutricionais e saúde domésticas, sendo mais importante onde a estrutura do bairro é deficiente (Rosenzweig e Schultz, 1982). Além disso, os efeitos dos preços locais e condições de saúde piores são menores quando a mãe é mais educada (Strauss, 1990).

Cuidar dos filhos de maneira adequada é uma tarefa que exige substancial conhecimento. Rosenzweig (1995) afirma que os retornos da escolaridade são ampliados quando são exigidas tarefas complexas das pessoas. Adicionalmente, a educação dos pais são

bens complementares para o bem estar das crianças. Desta forma, quando a mãe não tem educação nenhuma, a educação do pai não é capaz de produzir efeitos significativo sobre o bem estar infantil. Mães mais bem educadas usariam de forma mais eficiente a informação e recursos que dispõem, pois ponderam as adversidades e benefícios que o ambiente que as circunda oferece (Caldwell, 1979; Kaussouf, 1996).

As vantagens de se avaliar o bem estar com base nos dados antropométricos são diversas. Primeiramente, os Z scores alturas por idade e Z score peso por idade representam a capacidade de conversão dos recursos disponíveis em bem estar pelas pessoas no longo e curto prazo respectivamente (Waterlow, 1977). Somando-se a isso, os indicadores antropométricos levam vantagens com relação à renda ou consumo domiciliar ou individual nas políticas que geram bem estar, pois, ainda mais para baixos níveis de renda, estes indicadores apresentam correntemente problemas de medida. As razões destas dificuldades são: famílias pobres realizam trabalhos autônomos não diretamente remunerados ou fora do mercado formal; renda e cesta de consumo representam recursos disponíveis, porém não ponderam a capacidade distinta das pessoas de convertê-los em bem estar (Sen, 2000); avaliações específicas com base na renda e consumo domiciliar supõe que estes recursos são distribuídos homogeneamente entre os membros do domicílio enquanto que teses sobre a concentração de recursos domiciliares já são bem difundidas na literatura (Becker, 1964; Behrman, 1988; Sen, 1983; Lundberg et al. (2002), entre outros).

Por outro lado as alturas e pesos são medidas individuais de bem estar com base nos recursos que o indivíduo recebeu e converteu em bem estar. Além disso, existe um padrão clínico universal determinado o nível de alturas e pesos ideais de acordo com a idade e sexo das pessoas, enquanto que a determinação de um nível específico de consumo e renda “ideais” são de difícil conceituação e respaldo teórico. Deste modo, avaliações de bem estar infantil que utilizam a renda e consumo domiciliar, ou até mesmo individuais, são mais sujeitas às distorções de medida que indicadores antropométricos cuja única necessidade direta é medir as alturas e pesos dos indivíduos (Micklewright, 2001). Com base nestes argumentos, este artigo pondera as alternativas governamentais à baixa educação materna quando procura se promover o bem estar antropométrico infantil. No entanto, visto isso, qual são as reais relações e importância destes indicadores com o bem estar dos indivíduos?

O ganho de altura é o resultado de uma nutrição adequada somada a uma não incidência de doenças e ambiente estimulador. Desta forma, poucos casos de doenças possibilitam direcionar mais energia armazenada e aproveitar os estímulos oferecidos para o processo de desenvolvimento do corpo (Steckel, 2008). Dasgupta (1997) indica que os

distúrbios nutricionais são um dos principais determinantes do retardamento do processo de crescimento corpóreo das crianças. Pois, com energia insuficiente o corpo não tem os recursos necessários para a manutenção do crescimento em níveis normais e o retardamento no crescimento e o nanismo são os resultados mais prováveis. Crianças mais altas derivam maiores benefícios educacionais (Fogel, 2004), apresentam níveis cognitivos e desenvolvimento das capacidades socioemocionais de maneira fácil.

O status nutricional é importante não somente ao bem estar infantil, mas também nas condições de saúde e produtividade do trabalho ao longo da vida. Rendimentos e alturas possuem relação positiva ao longo da vida (Steckel, 1995), da mesma forma, Case et al. (2009) argumentam que um centímetro a mais na altura proporciona 3% de ganhos nos salários. Schultz (2002) avalia como a estatura se relacionada com os salários recebidos no Brasil, Gana e Estados unidos. Segundo ele, questões estruturais desfrutadas explicam cerca de 5 a 9 por cento das alturas das pessoas e na determinação dos salários das pessoas quando adultas. Nota-se que estes resultados são atribuídos às condições de saúde e aspectos socioemocionais associados às alturas (Haddad, 1991; Steckel 1995; Strauss, 1998)

Em suma, a capacidade das pessoas de oferecer trabalho, estarem livre de doenças e terem bom desempenho educacional estão minados pela deficiência inicial no desenvolvimento do status nutricional. Como o período de crescimento mais importante é durante a infância e esta é dependente da relação com a educação materna, entender as alternativas políticas de intervenção ao bem estar infantil para mães com baixo nível educacional torna-se um problema de proporções consideráveis. Argumenta-se assim, que as liberdades das pessoas são moldadas nos anos iniciais de vida e o status nutricional é um indicador do conjunto de capacidades das pessoas. Mickelwright (2002) indica que as avaliações antropométricas são as melhores proxies para avaliar as capacitações dos indivíduos da maneira descrita por Sen (2000).

O efeito intensificar da educação materna sobre os recursos domiciliares e bem estar infantil também é apontado em diversos estudos. Handa (1999) procuram compreender como o efeito da educação maternal é transmitido aos filhos e alerta que o efeito da educação materna sobre o status nutricional infantil é primordialmente devido ao acesso e interpretação da informação pelas mães mais educadas, tal resultado é compartilhado por Thomas (1991) e Barrera (1990). Currie (2003) indica que este efeito é disseminado pelo uso de cuidados pré-natais, por não fumar, alterar as restrições de renda e adotar comportamentos saudáveis. Para o caso específico brasileiro, Kassouf (1999) encontrou que a principal válvula de efeito da educação paterna é a interação com a estrutura da comunidade e educação.

Quanto mais jovens as crianças mais forte é o impacto da escolaridade da mãe sobre o status nutricional. Como apontado, crianças com mães pouco educadas estão em desvantagem no desenvolvimento do seu bem estar fazendo da compreensão de quais intervenções tem a capacidade de superar esta falta de habilidade das mães se torna valioso na luta contra desigualdades econômicas e sociais. Sobre esta perspectiva, Barrera (1990) encontrou que subsídios aos produtos saudáveis favorecem mães bem educadas por estas compreenderem melhor as suas implicações e os usarem mais intensamente. Porém, mães mais educadas são menos beneficiadas por políticas que limpam o ambiente.

O bem educação materna é substituto à higienização (por água encanada) do ambiente comunidade. Barrera (1990) delinea inclusive que mães mais educadas têm maior informação sobre os malefícios gerados pelo ambiente não saudável e com isso protegem melhor as crianças. Enquanto que pela existência de toaletes a educação materna é considerada com um bem complementar. Mães mais educadas derivam maiores benefícios aos filhos deste recurso (Barrera, 1987). Com isso, deriva-se que os canais pelos quais a educação materna influencia o bem estar das crianças são pela eficiência dos inputs e pela diminuição dos custos de informação associados aos malefícios do ambiente.

Concluindo, se pode dizer que a infância é um período crucial para o desenvolvimento humano no presente e no futuro, cujo impacto difere de acordo com as circunstâncias nas quais os recursos são utilizados e pela capacidade da mãe para superar a escassez de recursos. Visto que, o status nutricional determina a capacidade de trabalho, propensão a doenças e desenvolvimento cognitivo das crianças no futuro. Dentro desse problema, destaca-se o papel alocativo da educação materna sobre o bem estar das crianças e a capacidade do governo em prover estes recursos quando as crianças não desfrutam de mães bem educadas.

3.3 SUMÁRIO E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Todas as variáveis de alturas, peso, condições de saúde, nutricionais e a quantidade mínima gasta em alimentos no domicílio das crianças de 1 a 4 anos de idade foram retiradas da *Pesquisa de orçamentos familiares* (PoF) de 2008 (2009) enquanto que os dados do custo local da cesta de alimentos foram coletados no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esta base é propícia ao trabalho proposto por agregar dados antropométricos das crianças e seus familiares, características da estrutura sanitária, saúde e elétrica da casa e educação dos componentes do domicílio em uma mesma base.

Tabela 6: Descritiva das variáveis abordadas (Desvio padrão)

Variável	Média
Z peso por idade	0.2471 (1.2419)
Z altura por idade	-0.1938 (1.6538)
Z peso por altura	0.60301 (1.643)
Renda Per capital (R\$)	452.1983 (732.38)
Tamanho da Família	4.863 (1.964)
Calorias	1631.8673 (979.8497)
Tamanho da Cesta	54.3277 (29.6503)
Idade da Mãe (anos)	29.36 (7.55)
Educação da Mãe (anos)	7.4 (3.96)
Altura Mãe (cm)	158.271 (8.244)

Continua na próxima página

Tabela 6 – *Continuação da página anterior*

Variável	Média
Idade do pai (anos)	34.57 (9.99)
Educação do pai (anos)	6.6361 (4.156)
Altura Pai (cm)	169.27 (9.013)
Gasto per capita com Alimentos (R\$)	120.48 (87.76)
Condições de saúde	
→ Ausência de Água (=1)	0.1737 (0.3789)
→ Ausência de Eletricidade (=1)	0.04583 (0.209)
→ Ausência de saúde (=1)	0.05468 (0.227)
→ Ausência de esgoto (=1)	0.55247 (0.497)

No entanto, a justificativa mais importante do uso da base está na possibilidade de estimar a quantidade de calorias diárias consumidas pelas crianças e quantidade de bens alimentares na cesta da família. Além disso, a POF 2008 possibilita controlar as estimações do impacto da educação materna para um conjunto de variáveis evidenciadas pela literatura. Dentro da amostra total de 11802 crianças de 1 a 4 anos foi reduzida a 2487 crianças devido ao número menos de domicílio onde a PoF 2008 realizou levantamentos nutricionais domiciliares.

Considerando a definição das variáveis, para educação da mãe e do pai foi considerada os anos de estudos declarados, já as condições de saúde, disponibilidade de água, existência de saneamento básico e energia elétrica foram estabelecidas como valor 1 para o caso de não existência destas variáveis para a criança e 0 para o caso contrário. Os níveis calóricos

diários consumidos foram determinados para cada alimento específico consumido dentro e fora do domicílio pela tabela de conversão de alimentos disponibilizada pela PoF 2008 . Adicionalmente, o cálculo também considerou para a ponderação das calorias o modo de preparo específico de cada alimento atribuindo para estes suas quantidades calóricas respectivas. A cesta de produtos alimentares foi considerada como a soma dos diferentes bens consumidos no domicílio diariamente.

Para estimar o quanto dos nutrientes domiciliares é direcionado às crianças, calculou-se o valor per capita das calorias em cada domicílio, porém Floud et al. (2011) levanta a hipótese de que dentro do consumo per capita domiciliar de calorias no decorrer dos tempo somente uma parcela deste montante é destinada as crianças. Assim, Floud (2011), Sharp (2012) e FAO/WHO (1981) ponderam que crianças entre 1 e 4 anos meninos consomem por volta de 0.4413 das calorias per capita do domicílio enquanto que as meninas consomem 0.4367 do valor per capita dos nutrientes domiciliares.

De acordo com a tabela 6 observa-se que o indicador de curto prazo de bem estar, Z score Peso por idade , é em média 0.2471 para a amostra estudada. Isso indica que as crianças entre 1 e 4 anos estão acima do peso estipulado como legítimo para a idade. Já quando avaliado em termos de longo prazo, o Z score altura por idade indica que as crianças estão com uma altura levemente inferior à estabelecida como padrão ao bem estar das famílias, ou seja, -0.1938 . De um modo geral, estas variáveis indicam conjuntamente que as crianças estão mais baixas e pesadas que deveriam estar para sua idade, apontando um nível de bem estar médio abaixo do ideal.

Ponderando a renda per capita das famílias a média foi computada em 452.1983 acompanhadas de um gasto com alimentos per capita de 120.48 . As famílias são em média de 4.8 pessoas e suas crianças de 1 até 4 anos consomem 1631.86 calorias provindos de uma cesta média de 54 produtos. Considerando os desvios padrão pode-se estimar ainda que existam crianças consumindo quantidades baixas de calorias, por volta de $1631.8673 - 979.8497 = 652.0176$, e cestas com pouca variedade pequena de alimentos, de 24.6 produtos.

De modo geral as mães possuem em média mais anos de estudo do que os pais, sendo 7.4 e 6.63 respectivamente. Por outro lado, os pais são mais altos, como é esperado pela questão de gênero, e cerca de 5 anos mais velho que as mães das crianças. Na amostra computada, com o intuito de avaliar os impactos do sistema de saúde sobre o bem estar das crianças, considerou-se 1 quando computadas as ausências dos serviços de água, eletricidade e saneamento básico, assim como para o sistema de saúde de modo geral.

Os resultados demonstram que 17.37% das famílias das crianças indicaram que não possuem serviços de água no seu domicílio e outros 55.24% para o serviço de saneamento básico. Enquanto que 4.5% informaram ausência de serviços de elétricos e 5.4% disseram não existir sistema de saúde no seu bairro.

3.4 MODELO DE STATUS NUTRICIONAL INFANTIL

É proposto um modelo de status nutricional infantil que considera o corpo como uma máquina que maximiza seu bem estar restrito aos recursos nutricionais e de saúde disponíveis (Steckel, 2008). Aponta-se que os recursos para o desenvolvimento do status nutricional das crianças (Ns_i) são restringidos pelas condições de saúde (Cs_i), como o apontado por Thomas (1992) e Steckel (1995), assim como as calorias consumidas (Cal_i) pela criança i aqui levado em consideração por Glewwe (2001) e Behrman (1987). Para efeito de análise, a educação materna (Em_i) é considerado como um multiplicador do efeito dos recursos domiciliares sobre o status nutricional infantil. Esta tecnologia é estruturado como na equação 9:

$$Ns_i = (\theta Em_i)^\alpha (Cal_i)^\beta (Cs_i)^{1-\alpha-\beta} \quad (9)$$

Onde α e $\beta \in [0, 1]$. Assume-se que a equação 1 é monotônica crescente em seus argumentos além de duas vezes diferenciável, satisfazendo as condições de *Inada*. Os efeitos marginais dos argumentos em relação ao status nutricional infantil, desta forma, seriam decrescentes quando estes são abundantes tendendo ao infinito. Deriva-se disso que, quanto maior o efeito marginal medido pelas derivadas, maior a escassez relativa na provisão de recursos sobre o status nutricional.

Mães educadas se beneficiam melhor da informação e da estrutura domiciliar que dispõem para providenciar benefícios ao bem estar dos membros de sua família (Rosenzweig, 1995; Behrman; 1987). Com isso determinado, a educação materna (Em_i) é estruturada na equação (1) como um fator de eficiência, juntamente com o coeficiente B_i , na alocação de recursos (Cs_i) e (Cal_i). Como indicado pela literatura, o tratamento mais eficiente dos recursos domiciliares para o desenvolvimento infantil é observado em domicílios onde as mães são mais educadas (Thomas et al, 1991). Dito isso, estruturou-se a escolaridade da mãe como:

$$Em_i = \epsilon \Lambda_i^\eta \quad (10)$$

Onde ε mensura o efeito fixo dos anos de estudo da mãe $\Lambda\{i\}$, com elasticidade $\eta \in [0, 1]$.

É abordado pela literatura que as calorias consumidas diariamente por cada criança $Cal\{i\}$ não apenas condicionam efeitos diretos sobre o bem estar das crianças, além disso disseminam seus efeitos sobre as demais variáveis (Behrman et al, 1984; Wolfe et al, 1982). Esta característica indica que os impactos de condições de saúde ou precárias sobre as crianças bem nutridas e mal nutridas são diferentes. Já que intuitivamente as crianças com baixos níveis calóricos são mais propensas a terem seu status nutricional, vide bem estar, mitigado que crianças com melhores condições alimentares por circunstâncias sanitárias equivalentes. Deste modo, esta relação foi estabelecida ponderando as condições de saúde e deficiência θ pelas calorias consumidas diariamente pelas equações:

$$Cs_i = \tau(Cal_i)^\delta sac_i^{1-\delta} \quad (11)$$

$$\theta = a(Cal_i)^\phi \quad (12)$$

$$w_i(T - l) + y_i = p_\Lambda \Lambda_i + p_{sac} sac_i + p_{Cal_i} Cal_i \quad (13)$$

Sendo τ e a , a dimensão da produtividade dos recursos respectivos, seguidas das elasticidades δ e ϕ das equações 11 e 12. Já com a equação 13 deseja-se representar a restrição que o domicílio enfrenta ao provir seus recursos. Sendo $w(T-l)$ o salário do domicílio da criança $w\{i\}$ por tempo (T) não direcionado ao lazer (l) , $y\{i\}$ determina a renda não monetária e $p\{\mu\}$ os preços tendo como $\mu \in (\Lambda_i, hc_i, Cal_i)$.

$$Ns_i = \Omega \Lambda_i^{\eta\alpha} sac_i^\nu Cal_i^\varpi \quad (14)$$

Sendo que

$$\varpi = \phi\alpha + \beta + \delta\sigma \quad (15)$$

$$\Omega = (a\varepsilon)^\alpha \tau^\sigma \quad (16)$$

$$\nu = (1 - \delta)\sigma \quad (17)$$

Onde $\sigma = 1 - \alpha - \beta$. É importante destacar que Ω representa a fator de eficiência da função 14 é uma função não linear dos fatores de eficiência das equações 10, 11 e 12 sendo; ε , τ e a respectivamente. Com isso, os impactos marginais de cada insumo da equação 14 com relação ao status nutricional das crianças verificam-se nas equações 18, 19 e 20.

$$\frac{\partial N s_i}{\partial \Lambda_i} = (\eta\alpha)\Omega\Lambda_i^{\eta\alpha-1} sac_i^\nu (Cal_i)^\varpi \quad (18)$$

$$\frac{\partial N s_i}{\partial Cal_i} = \varpi\Omega\Lambda_i^{\eta\alpha} sac_i^\nu (Cal_i)^{\varpi-1} \quad (19)$$

$$\frac{\partial N s_i}{\partial sac_i} = \nu\Omega\Lambda_i^{\eta\alpha} sac_i^{\nu-1} (Cal_i)^\varpi \quad (20)$$

A equação 18 determina o efeito marginal da educação materna sobre o status nutricional infantil. Como; $\eta\alpha > 0$, assim como $(\Lambda_i^{\eta\alpha-1}, sac_i^\nu, Cal_i^\varpi) \in (0, 1)$ fazendo que a equação 18 seja maior ou igual a zero $\forall(\Lambda_i, sac_i, Cal_i)$. Considerando $sac\{i\}$ e $Cal\{i\}$ como constantes, observa-se que de acordo com $\eta\alpha \rightarrow 0$ o efeito marginal resultante é constante no montante de $\Omega sac_i^\nu (Cal_i)^\varpi$. Já quando analisa-se estabelecendo um $\eta\alpha = constante$ observa-se que para baixos valores de $\Lambda\{i\}$ fazem com que a razão $\frac{\Lambda_i^{\eta\alpha}}{\Lambda_i}$ seja maior que para valores maiores de $\Lambda\{i\}$. Para as equações 19 e 20, como ω e ν são maiores que zero, o efeito de $\Lambda_i^{\eta\alpha}$ tem relação positiva com o efeito marginal das Calorias ($Cal\{i\}$) e condições de saúde ($sac\{i\}$) respectivamente.

Para computar o comportamento do efeito marginal das calorias Cali e condições de saúde (saci) com relação às variações marginais da educação materna pode ser observado nas equações:

$$\frac{\partial N s_i}{\partial \Lambda_i \partial \Lambda_i} = (\eta\alpha)(\eta\alpha - 1)\Omega\Lambda_i^{\eta\alpha-2} sac_i^\nu (Cal_i)^\varpi \quad (21)$$

$$\frac{\partial N s_i}{\partial Cal_i \partial \Lambda_i} = \varpi\Omega\eta\alpha\Lambda_i^{\eta\alpha-1} sac_i^\nu (Cal_i)^{\varpi-1} \quad (22)$$

$$\frac{\partial N s_i}{\partial sac_i \partial \Lambda_i} = \nu\Omega\eta\alpha\Lambda_i^{\eta\alpha-1} sac_i^{\nu-1} (Cal_i)^\varpi \quad (23)$$

As equações 21, 22 e 23 representam o comportamento de uma variação no nível educacional materno sobre o efeito marginal de Λ_i , Cal_i e sac_i . Como $\Omega\Lambda_i^{\eta\alpha-2} sac_i^\nu (Cal_i)^\varpi$ pode-se observar que a função 21 é côncava visto que $(\eta\alpha)(\eta\alpha - 1) \leq 0$. Já nas equações 22 e 23 não se pode fazer a mesma inferência visto que não é conhecido o sinal dos parâmetros ω e ν .

Com objetivo de avaliar se os benefícios gerados pela educação materna ao bem estar das crianças pode ser substituídos por outro recurso quando a educação da mãe é baixa, procura-se estimar as equações 18, 19 e 20 com relação à variações na educação materna. Assim, crianças que dispõem de educação materna baixa devem ser beneficiadas pelo governo

com recursos alternativos quando estes tiverem retorno marginal sobre o bem estar infantil maior que um acréscimo marginal na própria educação materna. Sabe-se que os bens não são substitutos diretamente entre si por parte da criança, porém o objetivo é estudar o problema pela ótica da política pública e descobrir assim, pelas relações 21, 22 e 23 quais são os caminhos mais eficientes para bem estar infantil quando há baixo desempenho educacional da mãe e conseqüentemente pior alocação de recursos.

3.5 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

A educação materna aloca os recursos escassos disponibilizados, porém na ocorrência de sua ausência, como é comum em famílias pobres, é necessário entender as alternativas para dar suporte às políticas públicas que promovam o bem estar infantil. Deste modo, primeiramente investigada tal efeito no bem estar infantil a relação paramétrica entre os anos de escolaridade das mães e por indicadores antropométricos de bem estar infantil de curto e longo prazo (Waterlow, 1977). Para isso se analisa a seguinte regressão:

$$Z_i = \rho_0 + \rho_1 Em_i + \rho_2 sac_i + \rho_3 Cal_i + X' \beta + u_i \quad (24)$$

Onde Z_i são as variáveis: Z score peso por idade e Z score peso por altura para avaliar o impacto da educação materna no curto prazo e Z score altura por idade para o caso da avaliação do bem estar da família no longo prazo. Os parâmetros de interesse ρ_1 para baixos níveis de escolaridade são confrontado com os parâmetros ρ_2 e ρ_3 considerando o grau possível de substituição possível entre os mesmos. No entanto entra em vigor o quanto que o parâmetro ρ_2 é determinado exogenamente.

Família em determinado grau conseguem escolher onde vão morar e, como consequência, as externalidades inerentes ao local onde moram (Brook-Gunn,1993). X é a matriz coluna de d controles utilizada e β um vetor linha com d parâmetros, já as demais variáveis são iguais às definidas anteriormente. Também se considera $\mathbb{E}(u_i) = 0$ e $\mathbb{E}(u_i \times u_j) = \xi$ para $i \neq j$ e 0 para o caso contrário.

Uma família tem a capacidade de escolher morar com as mínimas condições de saúde. Com este procedimento a família é capaz de “determinar” endogenamente o benefício recebido pelas condições de saúde e com elas o efeito sobre o bem estar das crianças, foco do artigo. Tecnicamente, isso faz com que $\mathbb{E}(u_i \times sac_i) \neq 0$ tornando a estimativa deste parâmetro viesada. Wooldridge (2002) demonstrou que o método de mínimos quadrados de dois estágios (2SLQ) é o método mais eficiente de variáveis instrumentais para se corrigir o

problema. Visto a existência deste problema, a não utilização de variáveis instrumentais faz com que a equação 19 esteja sobre estimada. No entanto os instrumentos devem ser informativos e relevantes, além de possuírem correlação com a variável endógena.

Para isso os instrumentos propostos são: a declaração de um sistema elétrico, sistema de esgoto e de água potável, ponderando 1 para o caso de não existência e 0 para o caso contrário. Argumenta-se que tais fatores são correlacionados com o sistema de saúde da localidade onde a família se encontra visto que as condições de saúde de modo geral dependem diretamente da existência de água potável (Water), saneamento básico (Sanitation) e eletricidade (Electricity). Estatisticamente, afirma-se que estes instrumentos são informativos, $\mathbb{E}(sac_i \times agua_i) \neq 0$ assim como para o sistema de eletricidade e de água potável.

A validade dos instrumentos é justificada visto que as variáveis antropométricas não podem ser determinadas pela existência dos instrumentos. As famílias não podem alterar os indicadores antropométricos dos filhos ou minimamente controlá-los pela existência de água potável, eletricidade e saneamento básico no seu bairro. De forma que $\mathbb{E}(u_i \times gua) = 0$ assim como para os demais instrumentos já perfilados.

$$sac_i = \varphi_0 + Z' \chi + \varphi_1 Agua + \varphi_2 Eletricidade + \varphi_3 Sanitario + v_i \quad (25)$$

Sendo que Z é a matriz coluna de dimensão s com as variáveis exógenas da equação 19 e χ um vetor linha com s parâmetros. Para efeitos de estimação é considera $\mathbb{E}(u_{\{i\}})=0$ e $\mathbb{E}(u_{\{i\}} \times u_{\{j\}}) = \chi$ para $i \neq j$ e 0 para o caso contrário. Os resultados paramétricos deste procedimento são destacados na tabela 3 :

Tabela 7: Resultados das regressões paramétricas do efeito da educação materna sobre o bem estar infantil de curto e longo prazo (Erros padrão)

	Z. Peso idade	Z. altura por Idade
Intercepto	-4.8013 (0.5807)***	-6.3061 (0.7885)***
Idade	-0.1062 (0.0223)***	-0.0948 (0.0303)**
Educação Materna (anos)	0.0862 (0.0251)***	0.0588 (0.0341).
Educação <i>Materna</i> ² (anos)	-0.0032 (0.0015)*	-0.0014 (0.0021)
Educação Básica (≤ 7 anos)	0.1116 (0.091)	0.0876 (0.123)

Calorias	0.00004 (0.00)*	0.0007 (0.00)*
Condições de Saúde	-1.136 (0.521)*	-1.3278 (0.707).
Sexo	0.0118 (0.0472)	-0.1312 (0.064)*
Cor	-0.0143 (0.05)	0.0396 (0.0679)
Idade da Mãe (anos)	0.0084 (0.0039)*	0.01 (0.0052)*
Idade do Pai (anos)	0.0072 (0.0029)*	0.0088 (0.0039)*
Educação do pai (anos)	-0.0007 (0.0077)	0.0039 (0.0104)

Continua na próxima página

Tabela 7 – *Continuação da página anterior*

	Z. Peso idade	Z. altura por Idade
Renda per capita (R\$)	-0.00 (0.00)	0.0 (0.0001)
Altura da Mãe (cm)	0.0251 (0.0034) * **	0.0251 (0.0046) * **
Altura do Pai (cm)	0.0029 (0.0031)	0.01 (0.0042)*
Tamanho da Família	-0.0545 (0.0133) * **	-0.0804 (0.0181) * **
Gasto per capita em alimentos (R\$)	0.0013 (0.0003) * **	0.0004 (0.0005)

Códigos de significância: 0 '***' 0.1% '**' 1% '*' 5% '.' 10%

Os resultados encontrados sugerem que o impacto da educação materna no curto prazo, por meio do Z score Peso por idade, é de 0,0862 enquanto que para Z score Altura por idade este parâmetro diminui para -0.0588 sobre as crianças, ambos são diferentes de zero em 1% de significância. Isso indica que com o aumento da educação materna mais recursos são destinados às crianças, porém quando comparada à média apresentada pela *Tabela 1* isso acarreta em um aumento leve de peso por idade indicado com ideal. Por outro lado, também de acordo com a tabela 1, as crianças possuem alturas médias inferiores às que deveriam possuir para sua idade (Z score Altura idade = - 0.1938), a educação materna proporcionaria melhora neste indicador e faria com que as crianças tivessem este indicador de longo prazo melhorado por decorrência de sua aproximação à zero.

Já considerando o reflexo da variável dummy para mães com escolaridade inferior a 7 anos de estudo (=1) e 0 para o caso contrário observa-se que para ambas as abordagens de curto e de longo prazo não há nenhum efeito evidente diferente de zero para quaisquer níveis de significância. Assim, enquanto que para a amostra geral com níveis superiores de educação materna o impacto é benéfico sobre o bem estar infantil, para as crianças com mães que estudaram até 7 anos nenhum retorno em bem estar é usufruído mesmo controlando pela renda e gastos mínimos em alimentos no domicílio.

Assim, o efeito da educação materna é maior do que o aumento marginal nas calorias consumidas pelas crianças à 5% de significância estatística tanto no parâmetro encontrado para o curto prazo, 0,00004, quanto o parâmetro superior no longo prazo, 0,0007. Com isso, nos resultados paramétricos as calorias consumidas pelas crianças apresentam resultados maiores para o bem estar de longo prazo das crianças do que para o curto prazo. Por outro lado, para os gastos mínimos com alimentos esta relação somente é relevante para o Z score peso por altura cujo efeito é de 0,0013 para todos os níveis usuais de significância enquanto que para Z score Altura por Idade este parâmetro não é diferente de zero.

A ausência de condições de saúde tem como consequência declínio de -1,136 no Z score peso por idade das crianças e no longo prazo este resultado é de -1,3278 significativos à 5% e 10% de significância respectivamente quando calculadas por mínimos quadrados de 2 estágios (2SLQ). Estes parâmetros demonstram a importância das condições de saúde propícias ao desenvolvimento infantil superando os efeitos positivos da educação materna. Com isso, com o intuito de promover o desenvolvimento do bem estar infantil os governos devem prover melhorias nas condições de saúde pelas quais as crianças usufruem para gerem melhorias no bem estar de curto e longo prazo ainda mais quando a mãe da criança tem poucos anos de estudo.

Cor, renda per capita e educação paterna não apresentaram resultados diferentes de 0 para qualquer nível de significância, já as idades dos pais apresentam reflexos positivos sobre os status nutricional das crianças no curto e longo prazo à 5% de significância estatística. As variáveis, sexo e altura paterna apenas apresentam resultados significativos para o Z score altura por idade.

Em um segundo momento realiza se estimativas semiparamétricas e não paramétricas das alternativas de intervenção governamental para o desenvolvimento infantil quando a educação das mães é deficiente. A atração da estimação não paramétrica está na capacidade de revelar a estrutura das variáveis que por métodos paramétricos convencionais não é possível. Um empecilho da abordagem paramétrica é que observações individuais podem ter

grande influência em partes remotas da curva estimada. Outro argumento para se utilizar estimações semi e não paramétricas é pela hipótese das variáveis de controle possuir relações não lineares com as variáveis de interesse. Para superar todos estes problemas propõe-se utilizar um kernel suavizado nos estimadores Nadaray-Watson e polinômio local.

O trade off entre quantidade e qualidade dos filhos enfrentado pela família, apontado por Becker (1981), demonstra que o tamanho da família é que condiciona o bem estar dos seus membros (como nos resultados da tabela 2); da mesma forma que a renda per capita e gastos mínimos com alimentação familiar no bem estar das crianças (Thomas e Strauss, 1992). Com o mesmo intuito, alturas dos pais e educação paterna também são incluídas, por capturarem influências genéticas e background familiar (Kassouf, 1996; Glewwe, 2004; Thomas e Strauss, 1992; Strauss, 1990).

Como demonstrado por (Wand, 1995) o estimador de médias condicional não paramétrico Nadaray-Watson pode ser utilizado para estimar as variáveis da equação 21 (Silverman, 1986; Sheskin, 2000). Com isso em mente buscou-se estimá-las, de modo:

$$\mathbb{E}(\Psi_j|\Theta) = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\prod_{j=1}^7 K(\Theta_i) \Psi_{i,j} \right)}{\prod_{j=1}^7 K(\Theta_i)} \quad (26)$$

Sendo: $\Psi_j \in (Ns_i, Em_i, sac_i, Cal_i)$ e $\Theta \in (Tam_i, Rper_i, gmafi_i, alt_{mae,i}, alt_{pai,i}, educ_{mae,i}, educ_{pai,i})$. $K(\cdot)$ é a função Kernel Gaussiana; simétrica, $\int K(x)dx = 1$ para $K(x) \geq 1$, $x \in \mathfrak{R}$, e centralizada em zero, $\int xK(x)dx = 0$, sendo n o número de observações e h a janela ótima. Quanto mais $h \rightarrow 0$ maior é a variância dos estimadores kernel e quanto maior for h maior é o viés. Assim há um dilema na escolha da janela ótima que minimiza o trade off entre variância e consistência nos estimadores.

Com isso em mente, a janela assintótica ótima é estimada por $h_{Amise} = n^{-1/5} C^{1/5}$, onde $C = \left| \frac{\int K^2(x)dx}{(x^2 \int K(x)dx)(\int f''(x)dx)} \right|$. Considerou-se $f(x)$ como a densidade normal, $N(0, \sigma^2)$, duas vezes diferenciável. Com isso, $\int f(x)dx = \frac{3}{8\sqrt{\pi}\sigma^5}$. A constante C é o resultado de uma distribuição normal e kernel gaussiano, $\int K^2(x)dx = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$ e $\int x^2 K(x)dx = 1$.

Com todas estas considerações, pretende-se estimar:

$$\mathbb{E}(Ns_i|\Theta) = c_0 + c_1\mathbb{E}(Em_i|\Theta) + c_2\mathbb{E}(sac_i|\Theta) + c_3\mathbb{E}(Cal_i|\Theta) + \varsigma_i \quad (27)$$

Onde θ é uma matriz de controles dos vetores: Idades das crianças, mães e pais; educação do pai, renda per capita; alturas dos pais, tamanho da família e gasto per capita com

alimentos. $E(\varsigma_i) = 0$ e $E(\varsigma_i, \varsigma_j) = 0$ para $i \neq j$ e ϑ_i para caso contrário. Os resultados são demonstrados na tabela 8:

Tabela 8: Resultados das regressões semi paramétricas para curto e longo prazo (Erro Padrão)

	Z. Peso por Altura	Z. Altura por Idade
Intercepto Θ	-0.2535 (0.1363).	-0.6585 (0.1906) ***
Educação Materna Θ	0.0639 (0.0233) **	0.0747 (0.0325)*
Educação Básica Θ (≤ 7 anos)	0.0217 (0.0716)	0.0694 (0.1002)
Calorias Θ	0.0001 (0.00) **	0.0001 (0.00)*
Condições sanitárias Θ	-0.937 (0.5436).	-1.0654 (0.7603)

Códigos de significância: 0 '***', 0.1% '**', 1% '*', 5% '.', 10%

As variáveis da tabela 7 são condicionadas como indicado pela equação 26. Confirmando os resultados apontados pelas regressões paramétricas a tabela 7 aponta que a educação materna condicionada tem efeitos positivos sobre o bem estar infantil de curto e longo prazo à 1% e 5% respectivamente. Ambos são estatisticamente idênticos aos encontrados na tabela 7 para todos os níveis de significância e indicam que mais educadas investem mais no bem estar dos filhos quando considera se o Z score peso por idade e Z score Altura por Idade. Similarmente, quando é considerado o impacto de 7 anos ou menos de educação das mães o parâmetro é igual à zero para todos os níveis de significância.

O nível calórico condicionado tem significância estatística à 1% e 5% para os indicadores antropométricos de curto e longo prazo, respectivamente. No entanto, o efeito é sobre estas variáveis é pequeno em comparação ao da educação materna e do serviço de saúde não disponível. Este último apresenta-se diferente de zero para o Z score peso por idade a 10% de significância no montante de $-0,937$. Este parâmetro é significativamente diferente do paramétrico e demonstra que quando condiciona se cada criança i ao conjunto de fatores θ , o efeito da ausência das condições de saúde sobre o bem estar de curto prazo é reduzido em 20%, mas ainda assim continua apresentando efeito mais expressivo.

Para efeitos de investimentos em políticas públicas de desenvolvimento infantil, para crianças com mães de baixa escolaridade, intervenções nas condições de saúde que a criança enfrenta trazem mais efeitos que políticas de ampliação da dieta no curto prazo. No entanto,

no Z score altura por idade as condições calóricas apresentam resultado diferente de zero à 10% de significância enquanto que as condições de saúde são zero. Porém, nenhum dos parâmetros analisados produz maior impacto nesta variável que a educação materna. Estas indicações são realizadas para as estimações paramétricas e semiparamétricas.

Tabela 9: Interações entre educação materna e recursos (Erro Padrão)

	Paramétricos	Semi Paramétricos
Intercepto	0.7665 (1.3418)	8.5991 (0.1739) * **
Calorias	0.0004 (0.0001) * **	0.0008 (0.0001) * **
Condições de saúde	-18.6436 (1.1922) * **	-36.4472 (1.344) * **
Sexo	-0.1216 (0.1137)	-0.0077 (0.1314)
Cor	-0.0673 (0.1205)	-1.0007 (0.1347) * **

Códigos de significância: 0 **** 0.1% *** 1% ** 5% * 10%

Quando se procura verificar o grau de complementaridade da educação materna com as calorias consumidas e condições de saúde observa-se que se a relação entre estes é positiva caracterizando a complementaridade entre recursos enquanto que se negativa pode-se argumentar sobre a possibilidade de substituição entre os mesmos. Com este intuito, realizou-se estimações paramétricas e semiparamétricas da complementaridade e substitutibilidade entre educação materna e os demais recursos. Estes resultados são apresentados na tabela 9.

Tanto para estimações paramétricas quanto para estimações não paramétricas, as calorias consumidas pelas crianças apresentam se como um recurso complementar à educação materna. Mesmo pequeno, mães mais educadas produzem maiores benefícios de aumentos nas quantidades de calorias do que mães com baixa escolaridade para todos os níveis de significância. Este efeito é dobrado quando consideramos o parâmetro, 0,0004 para 0,0008 para o caso semi paramétrico.

Pelos resultados apresentados pela tabela 9 as condições de saúde e a educação materna são bens substitutos. Assim, mães com baixos níveis de escolaridade beneficiam se mais de acréscimos nas condições de saúde do que no caso contrário. Similarmente à

abordagem das calorias, o grau de substitutibilidade é dobrado nas estimações semi paramétricas referentes às paramétricas, partidos de $-18,64$ para $-35,44$ no caso semi paramétrico estes significativos à 1% de significância. Com isso é possível argumentar que a disponibilidade de calorias adicionais é um instrumento de política pública ineficiente quando o foco são crianças com mães de baixo nível educacional. Mães mais educadas são as que derivam maior benefício das calorias marginais recebidas enquanto mães com baixo nível educacional geram efeitos pequenos ou nulos pela provisão de montantes adicionais deste recurso.

Estas questões são invertidas quando verifica se a relação de substituição entre a educação materna e as condições de saúde desfrutadas pelas crianças. Disso pondera-se que os filhos de mães menos educadas são os maiores beneficiados por aumentos marginais nas condições de saúde enquanto que para mães mais educadas o efeito é diminuto mesmo controlando para variáveis financeiras e domiciliares. Portanto, para o caso tratado neste artigo, políticas públicas devem levar em consideração esta relação de substituição entre educação materna e condições de saúde de modo a tornar factível a possibilidade das crianças pobres galgarem mais facilmente esta situação quando suas mães possuem níveis educacionais baixos.

Por fim, na estimação das curvas não paramétricas se supôs que $(Ns_i|\Theta, Em_i|\Theta, sac_i|\Theta, Cal_i|\Theta) \cong iid$. Por considerações de estimação utilizou-se a aproximação de Taylor multivariada dada:

$$f(Ns_i, Em_i, sac_i, Cal_i) = f [Ns_i|\Theta \quad Em_i|\Theta \quad sac_i|\Theta \quad Cal_i|\Theta] + [f_{Em_i} \quad f_{sac_i} \quad f_{Cal_i}] \times [Em_i|\Theta - Em|\Theta \quad sac_i|\Theta - sac|\Theta \quad Cal_i|\Theta - Cal|\Theta] \quad (28)$$

Viso que fr é a derivada da função densidade conjunta em relação à $r \in (Em|\Theta, sac|\Theta, Cal|\Theta)$. Assim, o estimador local linear das derivadas da educação da mãe, condições de saúde e quantidade de calorias digeridas pela criança resulta da minimização dos erros quadrados da equação:

$$\sum_{i=1}^n (Ns_i|\Theta - \gamma_0 - \gamma_1(Ns_i|\Theta - Ns|\Theta) - \gamma_2(sac_i|\Theta - sac|\Theta) - \gamma_3(Cal_i|\Theta - Cal|\Theta))^2 \prod_{j=2}^4 K(\Psi_j) \quad (29)$$

As derivadas das Calorias e condições de saúde em relação à educação materna são apresentadas na Figura 1.

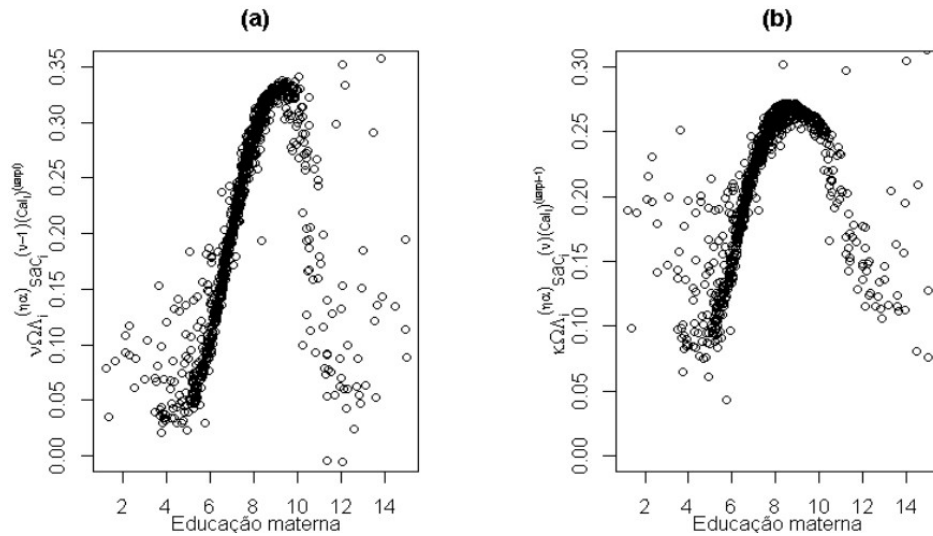


Figura 1: Comportamento das derivadas dos indicadores de bem estar de longo prazo (a) e curto prazo (b) em função de diferentes níveis de escolaridade materna. A relação das derivadas de curto prazo é medida por *Z Score peso por idade* (a) enquanto que a de longo prazo é por *Z Score altura por idade* (b) em relação à educação materna.

Tendo como $\gamma_0 = f(Ns|\Theta, sac|\Theta, Cal|\Theta)$ a função de densidade conjunta e os parâmetros $\gamma_1 = f_{Em}$, $\gamma_2 = f_{sac}$ e $\gamma_3 = f_{Cal}$ Desta forma, o problema é similar a uma regressão por mínimos quadrados ponderados pelos kernels das variáveis independentes (Wassermann, 2006).

O comportamento das derivadas da educação materna em relação ao Z Score peso por idade (a) e Z Score altura por idade (b) por anos de estudo da mãe são apresentados na figura 1. Para ambos os casos é possível perceber o comportamento crescente da derivada da educação materna quando a educação da mãe é baixa, ou menos que os 9 anos de estudo. Para o caso do curto prazo, figura (a), mães com 4 anos de estudo, equivalente ao ensino básico no Brasil, detém impacto entre 0,03 e 0,15 sobre o peso por idade das crianças e esta tendência aumenta até chegar à 0,34, onde a derivada tem inclinação 0, quando a mães possui por volta de 9 anos de estudo ou o ensino fundamental completo. Para 10 anos ou mais de escolaridade é possível perceberem que a derivada da educação da mãe diminui vertiginosamente e têm variância maior que para níveis menores de escolaridades maternas.

É possível perceber que para as alturas por idade possuem comportamento similar à (a). O pico é também por volta dos 9 anos de escolaridade materna, no entanto o efeito neste ponto é inferior no longo prazo (b) por volta de 0,028 do que no curto prazo. Para ambas as derivada da educação materna as caldas apresentam variância superior à educação da mãe média (Ver tabela 6). Desta forma, é possível dizer que o efeito marginal da educação materna sobre o bem estar infantil tem impactos marginais crescentes para crianças com mães com

níveis educacionais baixos enquanto que esta relação torna-se negativo após as mães obter mais do que 10 anos de escolaridade.

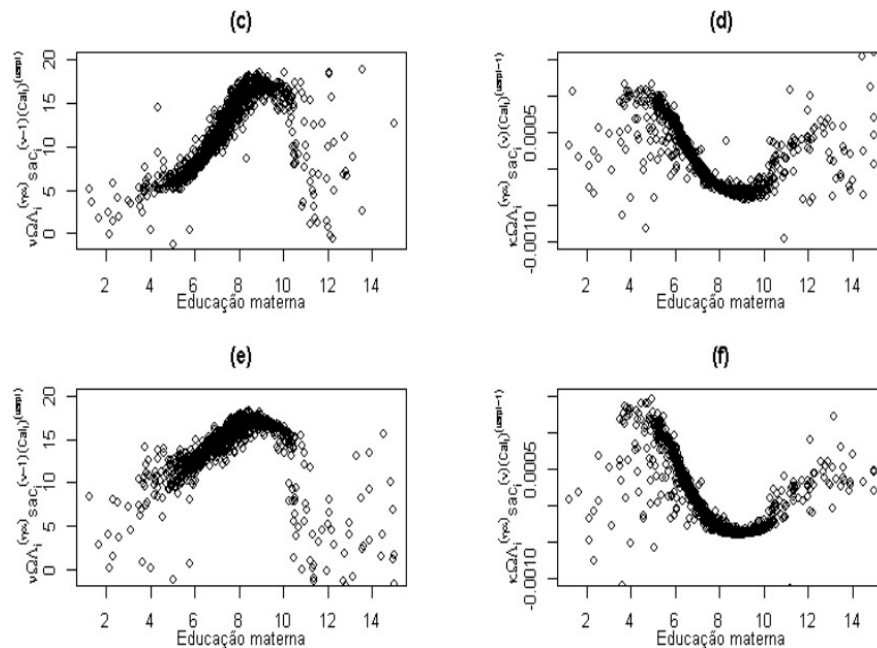


Figura 2: Derivadas das condições de saúde (*esquerda*) e para as Calorias (*direita*) em relação ao Z Score peso por idade Superior e Z Score altura por idade nas figuras inferiores. Assim, o comportamento das derivadas das condições de saúde em relação à educação materna são representadas nas figuras *c* no caso do curto prazo e por *e* no caso do longo prazo. Já as figuras *d* e *f* representam as derivadas das calorias para diferentes níveis de educação materna, no curto e longo prazos respectivamente.

Já a figura 2 apresenta as derivadas das condições de saúde na esquerda e para as calorias na direita em relação ao Z Score peso por idade nos superiores e Z Score altura por idade nas figuras inferiores. Novamente 9 anos de escolaridade materna parece ser o ponto onde aumentos das condições de saúde alcançam o benefício máximo sobre o bem estar de longo e curto prazo (e) das crianças. Depois deste ponto, os impactos marginais das condições de saúde declinam e aproximam-se de zero enquanto que a maior inclinação da derivada da educação materna sobre estas variáveis parece estar entre os 6 e 9 anos de escolaridade, com efeito marginal em torno de 18 para ambos.

Por outro lado, a derivada da quantidade de calorias sobre o bem estar de longo (d) e curto prazos (f) tem o seu maior valor quando a educação da mãe é baixo (por volta de 4 anos de estudo). Porém este efeito é pequeno se comparado com os benefícios marginais das condições de saúde sobre as crianças. Pois enquanto que o maior efeito marginal das condições de saúde é por volta de 18, o impacto positivo máximo das derivadas das calorias é 0.0010 somado ao fato de, para baixos níveis de escolaridade materna, este efeito é instável.

Dito isso, ainda é importante notar que a derivada das calorias chega a computar valores negativos quando a escolaridade materna atinge 7 anos com relação à (d) e (f) e

aumentando novamente, porém com menos vigor do que para poucos anos de estudo, quando a mãe possui mais de 10 anos de estudo. Estes resultados estão em concordância ao apresentado pela tabela 4 pois indica que para níveis de escolaridade materna baixa investimentos em condições sanitárias é a melhor alternativa governamental para promover o bem estar infantil no curto e longo prazo. Já que para as condições de saúde o efeito somente aumenta até os 9 anos de escolaridade e para as derivadas das calorias ocorre o contrário. Enquanto que para os 9 de escolaridade materna o efeito marginal das condições de saúde é máximo, para as derivadas das calorias é mínimo.

A diferença ocorre em relação aos resultados da tabela 4 e dos encontrados por Barrore (1990) e Kaussouf (1996) é referente à derivada das calorias e a educação materna. Como encontrado anteriormente, as calorias seriam bens complementares à educação materna o que resultaria em melhor aproveitamento da mãe bem educada das condições calóricas mais propícias. No entanto, observa-se que para níveis educacionais maternos superiores à 10 anos o efeito marginal calórico tende a aumentar, porém não é suficiente para superar os benefícios marginais, mesmo pequenos, para mães com poucos anos de estudo. Sendo assim, a relação de complementaridade é observada, porém como os anos de escolaridade materna são restritos até 15 anos de estudo. Isso quer dizer que, mesmo a quantidade calórica sendo complementar à educação materna, pela impossibilidade da mãe ter níveis de escolaridade muito elevados é mais efetiva o investimento governamental em provisão calórica às crianças para mães menos educadas do que para mães com educação de até 15 anos. Mais efetiva a política pública em provisão calórica às crianças para mães menos educadas do que para mães com educação além do que seria razoável para países como o Brasil (ver tabela 6).

3.6 CONCLUSÕES

Este artigo procurou identificar as alternativas de recursos que podem ser disponibilizados às crianças na promoção do seu bem estar quando a educação das mães é baixa. Visto que, crianças de famílias pobres geralmente estão acompanhadas mães com baixa escolaridade, a literatura aponta que esta última dificulta o tratamento eficiente dos recursos nutricionais e das condições de saúde para o bem estar das crianças. Esta característica mitiga os benefícios de programas governamentais sobre o bem estar infantil fazendo de sua compreensão importante ferramenta para estruturação de políticas públicas.

Com isso em mente, com os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (PoF) de 2008, foram realizadas estimações paramétricas, semi paramétricas e não paramétricas das

relações entre educação materna, condições de saúde e nutricionais sobre o bem estar infantil. Para isso, os indicadores antropométricos Z score peso por idade e Z score altura por idade são utilizados com proxies de bem estar infantil de curto e longo prazo respectivamente (Waterlow, 1977). O uso destes índices é devido à capacidade de sintetizar as restrições nutricionais e nas condições de saúde enfrentadas no curto e longo prazo.

As condições de saúde enfrentadas são, em certa medida, estipuladas pela família o que abre a possibilidade de endogeneidade na determinação do impacto das condições de saúde sobre o bem estar infantil. Para corrigir o viés nas estimativas foram utilizadas variáveis instrumentais e 2SLQ. Nas estimações semiparamétricas condicionou se os fatores nutricionais, condições de saúde, educação materna e índices antropométricos às características domiciliares, genéticas e ambientais enfrentadas pelas crianças. De acordo com a literatura, os resultados sugerem que a relação entre educação materna e bem estar infantil é positiva no curto e no longo prazo. No entanto, mães com menos de 7 anos de estudo não produzem efeitos sobre o Z Score Peso por idade e Z Score Altura por Idade. Tanto nas regressões paramétricas quanto semiparamétricas indicam que as condições de saúde são bens substitutos à educação materna, sendo assim crianças com mães menos educadas são mais beneficiadas com aumentos marginais nas condições de saúde do que mães com mais anos de estudo. Também para ambas as metodologias, as calorias destinadas às crianças são bens complementares à educação materna. Sendo assim, somente mães mais educadas derivam impactos maiores de ampliações nas calóricas disponíveis, efeito que seria menor para mães com menos anos de escolaridade. Estes resultados são encontrados por Barrera (1990) e Thomas (1992). Porém, estimações não paramétricas mudam a perspectiva. Estas sugerem que os impactos marginais das calorias são positivos para 4 até 6 anos de estudo materno, com efeito de 0:0010 não sendo superado por nenhum ano de escolaridade observado na amostra. Indica se que as calorias são complementares à educação materna apenas depois dos 9 anos de estudo e a magnitude do efeito sobre o bem estar infantil de curto e longo prazo superaria o efeito marginal desta variável em mães com baixos anos de escolaridade, apenas para níveis muito elevados de escolaridade materna. Até os 15 anos de estudo este impacto não é sobrepujado, indicando que somente para mães com níveis educacionais maiores que 15 anos de estudo o efeito marginal das calorias é maior que para baixos anos de educação.

Ainda nas estimações não paramétricas foi possível perceber que para o curto e longo prazo, 9 anos de estudo materno são o ponto de inflexão onde a derivada das condições de saúde e calorias desfrutas pelas crianças mudam de sinal. Porém, enquanto para as condições

de saúde o efeito sobre o bem estar infantil é máximo, para as calorias o efeito é mínimo. Assim, melhorias nas condições de saúde geram maiores benefícios marginais às crianças com mães pouco educadas, da mesma forma que um aumento marginal das calorias consumidas, embora este efeito seja pequeno em comparação ao primeiro.

Políticas públicas devem ser estruturadas considerando a característica de substituição entre educação materna e condições de saúde de modo a tornar factível a possibilidade das crianças pobres obterem níveis mais elevados de bem estar. As calorias possuem impacto pequeno se comparadas às melhorias nas condições de saúde. Assim, a formulação de políticas públicas focadas no desenvolvimento do bem estar infantil possui margem para substituir a ausência do recurso anos de estudo da mãe por benefícios na saúde e em menor grau nas calorias para promover o desenvolvimento infantil.

3.7 REFERÊNCIAS

Alderman, Harold; Hoddinotty, John; Kinsey, Bill; Long term consequences of early childhood malnutrition, *Oxford Economic Papers* 58 (2006), 454 – 474.

Acemoglu, Daron; Johnson, Simon; Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth, *Journal of Political Economy*, 2007, vol. 115, no.6

Almond, Douglas; Chay, Kenneth Y.; Lee, David S.; The costs of low birth weight. *The Quarterly Journal of Economics*, August 2005.

Behrman, Jere R.; Rosenzweig, Mark R.; Returns to Birthweight. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 2 (May, 2004).

Barrera, Albino., The interactive effects of mother's schooling and unsupplemented breastfeeding on child health. *Journal of Development Economics*, 1991.

Banerjee, Abhijit V.; Duflo, Esther. The Economic Lives of the Poor, *Journal of Economic Perspectives*, Volume 21, Pages 141-167

Barker, D.J.P; Gluckman, P. D; Godfrey, K. M; Harding, J.E; Owens, J.A; Robinson, J.S; Fetal nutrition and cardiovascular disease in adult life, *The Lancet*, VOL134, 1993.

Barker, D. J.P; Eriksson, J. G; Forsén, T; Osmond, C; Fetal origins of adult disease: straight of effects and biological bias. *International Journal of Epidemiology*, 2002.

Bairagi. R., Is income the only constraint on child nutrition in rural Bangladesh? *Bulletin of the World Health Organization*, 1980.

Barrera, Albino., The role of maternal schooling and its interaction with public health program in child health production; *Journal of Development Economics* 32 , 1990.

Behrman, J.R., R.A. Pollak, P. Taubman, Do parents favor boys?, *International Economic Review* 27, no. 16, 31-52. 1986.

- Becker, Gary S.; Tomes, Nigel. Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 4, Part 2: Essays in Labor Economics in Honor of H. Gregg Lewis (Aug., 1976).
- Behrman, Jere R.; L. Wolfe, Barbara; How Does Mother's Schooling Affects Family Health, Nutrition, medical care usage and household sanitation? *Journal of Econometrics*; Volume 36, Issues 1-2, September, October 1987, Pages 185-204
- Black, E. Sandra., Devereux, Paul J., Salvanes, Kjell G. The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education, *Quarterly Journal of Economics*, 2005.
- Brooks-Gunn, Jeanne, Greg J. Duncan, Pamela Kato Klebanov; Naomi Sealand. Do Neighborhoods Influence Child and Adolescent Development? *American Journal of Sociology*, Vol. 99, 1993.
- Case, Anne; Paxson, Christina; Health and Wealth Early Life Health and Cognitive Function in Old Age; *American Economic Review: Papers and Proceedings* 2009, 99:2,104-109.
- Case, Anne; Paxson, Christina, Stature and status: Height, ability, and labor market outcomes. *Journal of Political Economy*. 2008.
- Cochrane, Susan, The effects of education on health, World Bank Staff working paper no. 405. 1980.
- Conti, Gabriella, Heckman, James; Urzua, Sergio; The Education-Health Gradient, Papers and proceedings of the One Hundred Twenty Second Annual Meeting of the American Economic Association (May 2010), *The American Economic Review*, Vol. 100, No. 2 pp.234-238.
- Cunha, Flávio, Heckman, James J., The Economics and Psychology of Inequality and Human Development, IZA, Discussion Paper No. 4001, 2009.
- Cameron, Noël. Physical growth in a transitional economy: the aftermath of South African apartheid. *Economics and Human Biology*, 2003.
- Currie, Janet; Moretti, Enrico., Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: Evidence from evidence from college openings, *The Quarterly Journal of Economics*, November, 2003.
- Dasgupta, Partha; Nutritional status, the capacity for work, and poverty traps; *Journal of Econometrics*; Volume 77, Issue 1, March 1997, Pages 537
- Daugherty, and Young I Kohn; A new predictive equation for resting energy expenditure in healthy individuals, *American Journal C/in Nuir* 1990.
- Eveleth, Phyllis B. Tanner, James M. *Worldwide Variation in Human Growth*. . Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- FAO/WHO/UNU Expert Consultation; Human energy requirements; Rome, 17-24 October 2001
- Floud, Roderick ; Robert W. Fogel; Bernard Harris; Sok Chul Hong. *The Changing Body: Health, Nutrition, and Human Development in the Western World since 1700*(New Approaches to Economic and Social History).Cambridge University Press (April 29, 2011).
- Falkner, Frank; Tanner, James M. eds., *Human growth*, Vol. 3. New York: Plenum,1986.

Fogel, Robert W; Health, Nutrition, and Economic Growth; Economic Development and Cultural Change; April 2004.

Fogel, Robert William; Technophysio evolution and the measurement of economic growth, Journal of evolution Economics (2004) 14: 217221

Guldan, Geordan S., Zeitlin, Marian F., Beiser, Alexa S., Super, Charles, M. GerhoStanley N., Datt, Sabina, Maternal education and child feeding practices in rural bangladesh. Society of Science Medicine. Vol. 36, No. 7, 1993.

Glewwe, Paul; The impact of early childhood nutritional status on cognitive development does the timing of malnutrition matter; World Bank Economy Review, 2001.

Glewwe, Paul; King, Elizabeth.; "The Impact of Early Childhood Nutrition Status on Cognitive Development."World Bank Economic Review, September 2001, 15(1),pp. 81-113.

Gluckman, P. D.; Hanso, Mark A.; Beedle, Andalan; Early Life Events and Their Consequences for Later Disease: A Life History and Evolutionary Perspective, American Journal of Human Biology , 2007.

Haddad, Lawrence J., and Howarth E. Bouis. 1991. The Impact of Nutritional Status on Agricultural Productivity: Wage Evidence from the Philippines. Oxford Bulletin Economy and Statistics.53 (February): 45-68.

Heckman, J. Policies to foster Human Capital, Research in Economics, 54, pp. 3-56, 2000.

Heckman, James J., Vytlačil, Edward. Identifying the Role of Cognitive Ability in Explaining the Level of and Change in the Return of Schooling. The Review of Economics and Statistics, Vol. 83, Pg. 1-12. 2001.

Hoddinott,John; Maluccio, John A; Behrman, Jere R; Flores, Rafael; Martorell Reynaldo; Effect of a nutrition intervention during early childhood on economic productivity in Guatemalan adults, Lancet 2008.

Handa, Sudhanshu, Mother education and child`s height. Economic development and cultural change. 1999.

IBGE, Pesquisa de orçamentos familiares 2008, Rio de Janeiro, 2011.

IBGE,Síntese de indicadores sociais Uma análise das condições de vida da população brasileira, 2012.

Kassouf, A. L.; Senauer, B..Direct And Indirect Effect of Parental Education on Malnutrition Among Children In Brazil: A Full Income Approach. Economic Development and Cultural Change, Chicago, Estados Unidos, v. 44, n.4, p. 817-838, 1996.

Wasserman, Larry. All of Nonparametric Statistics; Library of Congress Control. 2006. Springer Science Business Media, Inc.

Lundberg, S. and Rose, E. The effects of sons and daughters on mens' labor supply and wages. Review of Economics and Statistics, 84(2): 251-268, 2002.

Micklewright, John; Ismail, Suraiya; What can child anthropometry reveal about living standards and public policy? An illustration from central Asia, Review of Income and Wealth, 2001.

Poleman, Thomast.; Quantifying the nutrition situation in developing countries; Food Research Institute Studies, Vol. XVIII, No. I, 1981

Rosenzweig, Mark e T. Paul Schultz, 1982, Determinants of fertility and child mortality in Colombia: Interaction between mother's education and health and family planning programs. *Statistics*, Vol. 67, No. 2 (May, 1985), pp. 212-223.

Rosenzweig, Mark R.; Why Are There Returns to Schooling? *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 2, January 6-8, 1995, pp. 153-158.

Schultz, T. Paul; Wage Gains Associated with Height as a Form of Health Human Capital; *The American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, May, 2002.

Sen, Amartya; *Development as freedom*. Anchor books, 1999. New York.

Sen, A., S. Sengupta, Malnutrition of rural children and the sex bias, *Economic and Political Weekly* 1983.

Silverman, B.W. (1986) *Density estimation for statistics and data analysis*. London.

Chapman and hall. Steckel, Richard H; *Biological Measures of the Standard of Living*; *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 22, No. 1 (Winter, 2008), pp. 129-152.

Steckel, Richard H; *Stature and the Standard of Living*; *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, No. 4 (Dec., 1995), pp. 1903-1940.

Strauss, John. *Determinants of Food Consumption in Rural Sierra Leone: Application of the Quadratic Expenditure System to the Consumption-Leisure Component of a Household-Firm Model*. *Journal of Development Economics*, 1982: 327-53.

Strauss, John, Thomas, Duncan; *Health, Nutrition and Economic Development*. *Journal of Economy Literature* 36 (June): 766-817,1998.

Svedberg, Peter. *Poverty and Undernutrition*. Oxford: Oxford University Press, 2000

Schultz, T. Paul; Wage Gains Associated with Height as a Form of Health Human Capital; *The American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, May, 2002.

Tanner, James M.; Whitehouse, James M.; Takaishi, R. H.; *The Standards from Birth to Maturity for Height, Weight, Height Velocity, and Weight Velocity, British Children*,1965.

Tanner, J. M.; Davies, Peter S.W., *Clinical longitudinal standards for height and height velocity for North American children Longitudinally-based height and height velocity charts for North American children are presented*. *The Journal of pediatrics*, 1985.

Tanner, James M; *Issues and Advances In Adolescent Growth development*. *Journal of Adolescent Health Care*. 1987. Nov;8(6):470-8.

Thomas, Duncan; Strauss, John; Henriques, Maria-Helena; *How Does Mother's Educa-tion Affect Child Height?* *Journal of Human Resources*, Spring 1991, 26(2), pp. 183-211

Wand, M.P.; *Kernel Smoothing*; Chapman Hall/CRC Monographs on Statistics Applied Probability. 1995 | ISBN-10: 0412552701

Wolfe, Barbara L. e Jere R. Behrman, Determinants of child mortality, health, and nutrition in a developing country, *Journal of Development Economics* 11,163-194. 1982.

Wolfe, Barbara L. Behrman, Jere. B., Determinants of women's health status and health-care utilization in a developing country: A latent variable approach, *Review of Economics and Statistics* 56, 696-103. 1984.

Wolfe Barbara L.; R. Behrman, Jere ; Women's Schooling and Children's Health: Are the Effects Robust with Adult Sibling Control for the Women's Childhood Background?; *Journal of Health Economics* 6 (1987), Volume 6, Issue 3, September 1987, Pages 239 - 254

Waterlow, J. C. Buzina, R, Keller, Lane, M. Z. Nichaman, Tanner, J. A. The presentation and use of height and weight data for comparing the nutritional status of groups of children under the age of 10 years. *Bulletin of the World Health Organization*, 1977.

Wooldridge, Jeffrey M.; Applications of Generalized Method of Moments Estimation; *Journal of Economic Perspectives* Volume 15, Number 4, Fall 2001.

4 O IMPACTO DO BOLSA FAMÍLIA SOBRE QUANTIDADE E QUALIDADE DAS CRIANÇAS: UMA ANÁLISE UTILIZANDO MATCHING

Ildo José Lautharte Junior
Federal University of Rio Grande Do Sul (UFRGS), Porto Alegre, Brazil

RESUMO

Este trabalho estima o efeito do Programa Brasileiro Bolsa Família sobre a qualidade e a quantidade das crianças. Trabalhos anteriores sobre os impactos do Bolsa Família apenas avaliam metade do problema ao considerar somente os impactos sobre a quantidade de crianças e não sobre a qualidade. A literatura indica que existe dependência de fatores não observáveis e do grupo de controle escolhido sobre a magnitude dos resultados dos efeitos do tratamento, assim supera-se esta dificuldade com Matching. Conseqüentemente, estimou-se; Average Treatment Effect (ATE) e Average Treatment effect for Treat (ATT) controlando por duas Propensity Scores distintas com os dados da Pesquisa Nacional de Orçamentos Familiares (POF) de 2008. Enquanto para crianças entre 7 e 13 anos a distorção série-idade diminui, melhorando a qualidade das crianças, esta relação se inverte para os adolescentes de 14 a 18 anos visto que a distorção série-idade é ampliada. Para as crianças o gap escolar diminui, para os adolescentes ele aumenta. Para as crianças a distribuição do índice de massa corporal não possui alterações, já para os adolescentes ele piora, da mesma forma que a distribuição de Altura por idade. Como conclusão geral, os resultados indicam que, mesmo com a quantidade de crianças não aumentando, o Bolsa Família não parece melhorar a qualidade das crianças sobre indicadores antropométricos e inclusive piorar os impactos sobre a qualidade.

Palavras-chave: Bolsa Família. Propensity Score. Matching.

4.1 INTRODUÇÃO

Um das maneiras de não deixar a pobreza extrema ser transmitida entre gerações é investindo na qualidade das crianças (Heckman, 2007). Um dos principais desafios dos governos está na quebra da herança de pobreza que as famílias pobres dão aos seus filhos. Famílias pobres geralmente são mais numerosas e o investimento em capital humano, paralelamente, é baixo. O ponto de partida é inferior e assim o gap se perpetua.

Governos procuram atacar este problema estruturando programas de transferências de renda que condiciona as famílias a investirem em educação, saúde e nutrição das crianças e adolescentes. No entanto, por um lado, os benefícios são geralmente indexados ao tamanho das famílias e gestação das adolescentes. Esta estrutura pode provocar o efeito inverso sobre a quantidade de filhos desejadas na família e diminuir a qualidade possível de se oferecem em famílias com recursos escassos.

Avaliações do trade off entre qualidade e quantidade dos filhos passam pelo comportamento das elasticidades em relação à renda. As famílias determinam a quantidade e qualidade das crianças com base nos recursos que dispõem. Becker e Lewis (1973) argumentam que famílias com rendas maiores investem mais na qualidade das crianças. Becker et al. (1976) afirmam que a elasticidade qualidade-renda é relativamente alta à elasticidade quantidade-renda sendo que esta é inclusive negativa em algumas situações. Porém, qualidade e quantidade tendem a serem mais negativamente relacionadas em níveis baixos de renda do que em níveis altos (Becker, 1976). Em famílias com menos renda o trade off é mais evidente do que para famílias de mais renda.

Para países desenvolvidos, onde a renda é mais elevada, esta relação também se evidencia. Para a Noruega, Black et al. (2005) obtém que aumentos exógenos na quantidade de crianças tem efeitos negativos sobre o alcance educacional das crianças. Porém, tal resultado é reduzido a 0 ao se controlar a ordem de nascimento das crianças. Tal resultado é compartilhado por Li (2011), assim como para Haan (2005) para os Estados Unidos e Holanda. Complementarmente, Caceres-Delpiano (2006) não encontra impactos de crianças adicionais sobre a escolaridade nos Estados Unidos. Para a Coreia do Sul, Lee et al. (2008) argumentam que famílias com 1 filho investem 1,7 a mais nas crianças caso tivessem 3 filhos. Todos estes artigos sublinham que o trade off entre qualidade e quantidade é exagerado se comparado aos estudos anteriores. Angrist (2005), para Israel, compartilha deste alerta, pois ao utilizar instrumentos de variação exógena no tamanho das famílias encontrou que a partir do segundo filho há pouca evidência de trade off.

Este debate é argumentado pela literatura que o trade off é menos evidente nos países industrializados do que para países em desenvolvimento. Em países em desenvolvimento dificuldades institucionais, de crédito, não funcionamento adequado dos sistemas de saúde e educação são mais evidentes, fazendo destas escolhas mais evidentes nestas localidades (Ponczeck, 2012). Controlando por fatores não observáveis, Kumar et al. (2012) encontram impacto negativo de 5% para completar a escola e 0,36 anos de escolaridade para crianças de famílias grandes na Índia. Da mesma forma que Rosenzweig e Wolfin (1980) alta fertilidade é acompanhada por baixos níveis educacionais das crianças na Índia. Para Romênia, Glick (2007) encontra que nascimentos não planejados possuem impactos negativos sobre o desenvolvimento do capital humano das crianças quando avaliado por indicadores antropométricos e escolares. Diretamente para o caso brasileiro, Ponczeck et al. (2012) expandem o conceito ao considerar a ausência de trabalho infantil como indicador de qualidade das crianças. Com isso, a relação encontrada indica que o tamanho da família é possui relação

positiva com a participação na força de trabalho e negativa sobre a educação das crianças brasileiras.

A participação da de políticas governamentais neste processo é também sublinhada pela literatura. Gauthier (1997) procura determinar a relação entre altos benefícios governamentais e a propensão de ter filhos em 22 países de 1970 a 1990. Conclui que os efeitos dos programas de transferência são pequenos, porém significativos sobre a fertilidade das famílias. Para os domicílios rurais de Bangladesh, Hossain (1989) avalia os efeitos de programas governamentais sobre o tamanho da família, saúde e educação das crianças. Seus resultados apontam que programas de planejamento familiar diminuem a fertilidade em 35%, reduzem mortalidade infantil em 12% e atraem crianças a estudarem. O impacto do programa Red de protección social da Nicarágua sobre o intervalo de se ter filhos é estudado por Todd et al. (2012). Para este caso, no entanto, há pouca evidência entre o timing de fertilidade e programas de transferência de renda condicionada. Também par Nicarágua, México e Honduras, Stecklov (2007) indica que nenhum impacto sobre a fertilidade. Inclusive na América latina, Fernald (2008) aponta que programas de transferência condicional de renda promovem benefícios de saúde já no curto prazo às crianças.

A relação entre o Bolsa Família e a fecundidade das beneficiadas é avaliado por Simões (2012). Sugerindo efeitos nulos sobre a fertilidade das famílias. Ainda sobre o programa brasileiro, Rocha (2009) e Signorini (2011) encontraram o mesmo resultado. Rocha (2009), Todd (2012) e Simões (2012) que a queda na fertilidade hipoteticamente seria acompanhada por aumentos na qualidade das crianças. Contudo esta hipótese não é testada.

Com isso, o objetivo deste trabalho está em preencher esta lacuna considerando os efeitos do Bolsa Família sobre a quantidade e qualidade das crianças beneficiadas. O Brasil sendo ainda um país em desenvolvimento com instituições insuficientes e de alta desigualdade torna importante conhecer sobre quais perspectivas este programa símbolo nacional está influenciando na qualidade das crianças. Dando assim respaldo empírico, legitimação e reformulação a intervenções sociais similares.

O programa de intervenção Bolsa Família do governo brasileiro foca-se em três eixos principais; a transferência de renda, preenchimento das condicionalidades e apoio de programas complementares. Atendendo mais de 13 milhões de pessoas, o benefício básico do programa é 70 reais por domicílio, porém famílias com adolescentes de até 15 anos grávidas ganham mais 32 reais (BRASIL, 2012) limitado a até cinco benefícios. Além destes, se soma 38 reais mensal se a família possui filhos com até 17 anos.

Dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (PoF) de 2008 foram utilizados pois agrupam informações sobre as características dos domicílios, pessoas e medidas antropométricas dos beneficiados em uma única base. Este método é pertinente ao objetivo pela dificuldade de se estimar um grupo de controle pelo qual a política vai ser avaliada em não experimentais e pelo Matching controlar para características não observáveis dos domicílios que influenciam tanto na determinação da quantidade quanto qualidade das crianças pelas famílias.

Este artigo contribui ao debate em alguns pontos relevantes. (1) de modo geral, agrega-se às avaliações do Bolsa Família realizadas por Rocha (2009) e Simões (2012) entre outros, não somente a questão da quantidade mas também o efeito sobre a qualidade das mesmas; (2) à qualidade das crianças são considerados além dos indicadores usuais de escolaridade, índices antropométricos de curto e longo prazo que refletem a saúde e nutrição das crianças; (3) considerar o problema da gravidez na adolescente nas estimações sobre quantidade de crianças visto que, a gravidez das adolescentes está crescente no Brasil, (4) desfragmenta-se a avaliação da qualidade em crianças entre (7) e (13) e adolescentes entre (14) a (18) podendo ponderar se as famílias privilegiam mais um grupo ao outro, por fim (5) as estimações Matching possibilitam estimar os efeitos do programa sobre o caso contra factual (ATT) e sobre um grupo de controle criado com base em um propensity score (ATE).

Como já apontado por estudos anteriores como em Rocha (2009) e Simões (2012) os resultados encontrados apontam que o programa Bolsa Família não possui efeitos sobre a quantidade de crianças sobre a família e quando este significativo este efeito é negativo tanto para as adolescentes quanto para o grupo das mulheres. Indicando que o programa Bolsa Família diminui a quantidade de crianças nos domicílios beneficiados.

Considerando a qualidade das crianças, o efeito sobre a distorção série-idade é pequeno e positivo reduzindo assim o atraso da escolaridade das crianças e adolescentes quando comparadas ao caso contra factual (ATT). No entanto, quando utiliza-se um grupo de controle que não recebe o programa (ATE) não há evidência de impacto. Assim, quando a qualidade é avaliada por indicadores escolares o impacto é positivo e pequeno. Para o caso dos indicadores antropométricos estes resultados mudam.

Também pequenos, os efeitos do programa Bolsa Família sobre os indicadores antropométricos são negativos. Os resultados indicam pior desempenho tanto no indicador Z Score BMI quanto Z Score Altura por idade para as crianças e adolescentes. As famílias beneficiadas possuem crianças com deficitárias tanto na distribuição de BMI quanto de Altura por Idade. Como conclusão geral, os resultados indicam que, mesmo com a quantidade de

crianças não aumentando, o Bolsa Família não parece melhorar a qualidade das crianças sobre indicadores antropométricos e inclusive piorar os impactos sobre a qualidade.

Além desta introdução, este artigo está organizado com uma seção sobre as contribuições teóricas e empíricas ao debate, seguida por uma seção 3 que descreve os dados. A seção 4 estrutura o modelo econométrico e demonstra os resultados encontrados assim como em 5 sumariza se as conclusões possíveis.

4.2 BACKGROUND TEÓRICO E CONTRIBUIÇÕES AO DEBATE

Famílias pobres se confrontam com o dilema de alocar os recursos escassos de maneira a proporcionar melhor bem estar aos seus membros. Geralmente este problema é potencializado em famílias pobres por serem compostas por uma quantidade maior de crianças que famílias em melhores condições. A consequência da poucos recursos e grande quantidade de crianças é naturalmente menor investimento das famílias em bens e serviços que geram aumento da qualidade das crianças.

Considerar a qualidade e quantidade das crianças como relacionadas não é novo na literatura (Becker, 1976; Becker e Lewis, 1973). Modelos passados já trabalharam com esta relação a partir de uma estrutura de bem estar domiciliar. Becker (1960) constrói um modelo com base na racionalidade de que as famílias não determinam somente o número de crianças que desejam, mas mutuamente com a qualidade das crianças.

Pesquisas sobre fertilidade têm apontado uma interação entre quantidade e qualidade das crianças como resposta a estímulos econômicos. Os padrões de fertilidade demonstrados por Becker (1960) indicam que o crescimento da renda gera aumentos na quantidade e na qualidade das crianças, contudo o aumento na qualidade é mais intenso que na quantidade. Por exemplo; o aumento no uso de anticoncepcionais refletiu na qualidade das crianças paralelamente a menor quantidade das crianças, assim como há relação positiva entre quantidade de crianças com aumentos de renda nos Estados Unidos do pós-guerra. Ou seja, aumentos na renda devem gerar maior alocação de recursos para a qualidade das crianças do que para a quantidade de crianças nas famílias.

Para Becker (1960) alterações nos custos das crianças são mudanças para uma dada qualidade sendo que esta deve se expressar por mudanças nos preços dos bens e serviços que providenciam a qualidade das crianças. O efeito de aumentos na renda e alterações nos preços dos bens destinados às crianças tem efeitos complementares ou substitutos. Um dos resultados encontrados é que há relação positiva entre quantidade de crianças e aumentos na renda nos

estados unidos pós-guerra. Inicialmente com Becker e Lewis (1976) observou-se que o número de crianças e o montante de investimentos domiciliares que os pais fazem respondem de alguma maneira aos estímulos do mercado.

Um dos principais instrumentos de avaliação do trade off entre qualidade e quantidade dos filhos são pelo comportamento das elasticidades em relação à renda. Becker et al. (1976) afirmam que a elasticidade qualidade-renda é relativamente alta à elasticidade quantidade-renda sendo que esta é inclusive negativa em algumas situações. Além disso, aumentos marginais na renda domiciliar, analogamente ao caso de programas de transferência de renda, a elasticidade da qualidade diminui e a elasticidade quantidade aumenta. Porém, qualidade e quantidade tendem a serem mais negativamente relacionadas em níveis baixos de renda do que em níveis altos (Becker, 1976). Famílias pobres sofrem mais com o trade off do que famílias ricas portanto. Se o aumento de renda com base em transferências governamentais for permanente, Becker (1960) afirma que, se verificados aumentos na quantidade e na qualidade das crianças, a elasticidade da quantidade em relação à renda deve ser menor que a elasticidade da qualidade em relação à renda.

Dito isso, é importante ponderar que níveis baixos de renda têm elasticidades qualidade elevada e com aumentos na renda, a inclinação da curva de elasticidade diminui. A quantidade de gastos domiciliares na qualidade das crianças continua a crescer, no entanto com taxas cada vez menores. O contrário ocorre para a quantidade. Estas características são reflexos do comportamento da renda e preços defrontados pelas famílias. O preço sombra da qualidade das crianças é proporcional a quantidade de crianças e o preço sombra da quantidade de crianças é determinado em parte pela qualidade das crianças (Becker e Thomas, 1976). Esta é uma das principais características dos modelos de interação entre qualidade e quantidade das crianças.

Intuitivamente, um aumento na quantidade de filhos na família também aumenta o custo de se manter ou ofertar um padrão de qualidade de investimento nas crianças. Adicionalmente, quando os pais investem boa parte de seus recursos em qualidade dos filhos, qualquer filho adicional terá grandes custos. Os gastos na qualidade das crianças aumentam consideravelmente quando a renda é baixa e depois diminuem o ímpeto de crescimento com que aumento da renda. A interpretação econômica dada por Becker e Lewis (1973) é que um crescimento na qualidade é mais caro se existem mais crianças na família e se a família é mais numerosa, pois a qualidade deve ser imposta para um número maior de pessoas, da mesma forma um crescimento na quantidade é mais dispendioso se consideramos um padrão de

qualidade maior para as crianças. Simplesmente por que crianças com alta qualidade custam caro.

A contribuição de crescimentos na renda familiar com o aumento da dotação de crianças que participam de programas sociais, os investimentos dos pais na sua dotação devem representar apenas uma fração do montante de benefícios recebidos. Este montante depende de sua dotação à riqueza da família, a elasticidade renda da família por crianças de qualidade. Para estar correto os programas compensatórios e entre eles os programas sociais devem que um efeito preço e efeito eficiência que diminui o custo adicional de se investir em qualidade dos filhos. Pois baixos custos na qualidade das crianças irão pressionar os pais para realizar investimentos nesta direção (Becker e Thomas, 1976).

Becker e Lewis (1973) indicam que a característica principal é que o preço sombra do número de crianças é maior quanto maior for à qualidade que se estipula pela família. Assim, para famílias, os custos de se investir em qualidade das crianças é muito alto, a não ser que se considere como ideal um nível baixo de qualidade dos filhos. Da mesma forma, é somente factível para uma família alcançar níveis altos de qualidade das crianças quando o número presente de filhos é pequeno. Ou seja, o custo marginal do número de crianças é maior quando a maior for à qualidade dos filhos que a família considera como ideal. Da mesma forma o custo marginal da qualidade das crianças, mantida a quantidade constante, é maior quanto maior for o número já estabelecido de crianças na família.

Um pequeno número de filhos induz à substituição por qualidade por diminuir o preço sombra da qualidade. É argumentado por Becker (1973) que crescimento na educação da mãe tem um efeito forte e positivo sobre a qualidade das crianças além de um forte efeito negativo sobre a quantidade de crianças. Assim, os avanços nos controles de nascimento não apenas significativamente recusem o número de crianças, mas também significativamente crescem a sua qualidade são consistentes com o modelo clássico de escolha entre quantidade e fertilidade infantil na família (Becker e Lewis, 1973).

Diversos trabalhos empíricos vêm encontrando evidências com relação ao trade off qualidade e quantidade apontado por estes modelos. De modo geral, o elemento chave é a interação existente entre quantidade e qualidade e a restrição orçamentária enfrentada pela família.

Para a Noruega, Black et al. (2005) estima o nível de causalidade entre quantidade de crianças e qualidade das crianças. Como resultado indica que expansões exógenas são negativamente relacionadas ao nível educacional das crianças, como Proxy de qualidade, tendendo a praticamente zero quando controlada pela ordem de nascimento das crianças. E

com isso, Black (2005) pondera que o tamanho da família tem pouco efeito sobre a qualidade das crianças. Argumentando que os efeitos negativos do tamanho da família com o nível educacional são devidos à ordem de nascimento e não à quantidade de crianças.

Nesta mesma linha, Angrist (2005) utiliza variações exógenas nos tamanhos das famílias (incidência de gêmeos) como variáveis instrumentais para avaliar o trade off entre qualidade e quantidade das crianças de Israel. A partir do segundo filho, variações no tamanho da família não produzem efeitos significativos sobre a qualidade das crianças anteriores. Este viés estaria nas estimações que não considerariam estas hipóteses e indicariam uma forte relação negativa do tamanho da família e capital humano. O emprego de variáveis instrumentais faz com que esta relação desapareça.

Os custos de se ampliar a qualidade das crianças ou a quantidade de crianças nas famílias, são apontadas por Angrist (2005), são pagos pela redução do consumo dos pais mantendo se a qualidade constante ou pela renúncia das mães por mais trabalho em resposta do nascimento das crianças. Haan (2005) para os estados unidos e Holanda. Caceres-Delpiano (2006) não encontra impactos de uma crianças adicional sobre a escolaridade das crianças nos Estados Unidos.

No entanto, alguns estudos encontram, no entanto, resultados diferentes. Famílias mais ricas desejam crianças de melhor qualidade. Leibowitz (1974) e Hanushek (1992) encontraram que as crianças com famílias maiores possuem menor crescimento e níveis educacionais. Nos países em desenvolvimento alguns estudos já assinalaram que as crianças pertencentes a famílias grandes possuem piores indicadores nutricionais do que crianças com famílias menores (Wolfe et al., 1982; Alderman, 1990). A dificuldade, porém, consiste em controlar os fatores não observáveis que ponderam as escolhas familiares em questões entre qualidade e quantidade de crianças. Nos mesmos moldes de Angrist (2005), Glick (2007) verifica a relação causal entre variações exógenas quantidade das crianças e indicadores de qualidade das crianças (status nutricional e escola).

Variações exógenas no tamanho das famílias fazem as crianças terem alturas por idade deficitária em comparação com as demais crianças. Ainda com os resultados de Glick (2007), crianças subsequentes aos filhos não planejados têm pior desempenho nutricional do que crianças de famílias sem filhos não planejados. Adicionalmente, crianças gêmeas de primeiro momento têm 9% menos possibilidades de envolvimento escolar do que crianças no caso contrário. Alta fertilidade impacta em baixos níveis de escolaridade para as crianças da família (Rosenzweig e Wolpin, 1980)

De modo geral, o problema enfrentado pelos pais reflete na otimização do número de crianças desejadas, a qualidade das crianças assim como o seu consumo e lazer. Todas estas questões devem ser ponderadas com base em uma restrição orçamentária os preços de cada um destes produtos. De modo geral, a questão da qualidade das crianças vem ganhando importância para o desenvolvimento nacional por modelos de crescimento endógeno.

Ainda considerando modelos que testam as relações entre qualidade e quantidade das crianças por variações exógenas na renda, Lee et al. (2009) adiciona a consideração de heterogeneidade não observada pra os domicílios da coréia do sul. Observa que a dimensão do trade off entre qualidade e quantidade é exagerado se não ponderado o papel dos fatores não observados de heterogeneidade medida pelo sexo dos filhos nascidos primeiro, visto que famílias que tiverem o primeiro filho mulheres são mais propensas a terem outros filhos do que as famílias que tiveram o primeiro filho homem. Porém, o trade off existe e o a magnitude encontrada por Lee (2009) sugere que se uma família reduz o número de crianças de 3 para 1, o investimento monetário dos pais nas crianças aumenta 1,7 vezes.

Considerando evidente a existência deste trade off, programas de planejamento familiar que procuram aumentar o tamanho das famílias trabalham com a perspectiva de ampliação da disponibilidade de recursos às famílias geram aumento o número de crianças (Kumar, 2012). Como já observado, as decisões de investimento nos filhos e a capacidade de fertilidade são variáveis endógenas e, portanto, simultaneamente determinadas pelos pais (Haveman e Wolfe, 1995). Kumar (2012) estima por dois estágios o trade off entre quantidade e qualidade das crianças na índia. Assim como Lee et al. (2008), utiliza como variável instrumental o sexo do primeiro filho, pois argumenta que as decisões de investimento nos filhos e do nível de fertilidade são determinadas simultaneamente. O impacto negativo entre famílias grandes e escolaridade das crianças pode chegar diminuir 5% de completar a escola e 0,36 a menos de anos de escolaridade.

Estes autores argumentam que Black et al. (2005), Caceres-Deliano (2005) e Haan (2005) não encontraram evidências do trade off por trabalharem com países desenvolvidos que possuem sistemas bem definidos de saúde, nutrição e bem estar social. Para países em desenvolvimento esta situação muda o que evidenciaria o trade off. Quantidade das crianças e a qualidade das crianças são variáveis endógenas visto que ambas são determinadas pelos pais, pois estes são afetados por fatores não observáveis da preferência e características do domicílio (Li et al, 2008).

Li et al. (2008) utiliza o envolvimento das crianças nas escolas e o nível de escolaridade como indicadores da qualidade das crianças, ponderando assim que o tamanho

das famílias e a qualidade das crianças têm uma relação negativa para a china. Estes resultados dão consistência empírica aos modelos de Becker (1960), Becker e Lewis (1976) e Becker e Thomas (1976).

As relações entre fertilidade e programas sociais também são frequentes na literatura. Pois programas governamentais tendem a ficarem se em famílias numerosas, pois acreditam que assim alcançam os mais necessitados de recursos. No entanto, as externalidades que estes programas podem gerar são os incentivos a ter filhos (Baughman, 2009; Gauthier e Hatzius 1997). Becker (1991) abre o debate para a possibilidade de políticas sociais terem o potencial de alterar o comportamento com relação à fertilidade das pessoas. Sua principal conclusão é que crianças são bens normais para as famílias e assim maiores níveis de renda fazem com que a tendência de famílias mais numerosas ocorra.

Diversos artigos apontam que os benefícios adicionais destinados à crianças marginais não possuem efeito sobre a fertilidade, e na probabilidade de se ter filhos novamente. O efeito renda dos programas sociais, se estes são estruturados basicamente pela transferência de renda, fazem com que o consumo de bens normais aumente, e se consideramos o número de crianças como um bem normal então podemos especular que o efeito do programa poderá ser de aumentar a fertilidade.

Além de considerar as relações entre o programa Earned income tax credit EITC e a fertilidade dos beneficiados, Baughman (2009) considerou ainda a possibilidade de estes benefícios alterarem a oferta de trabalho. Baughman (2009) usa as taxas de nascimento de crianças como variável dependente para calcular o impacto sobre a fertilidade. As estimações sugerem que uma expansão do (*EITC*) é inversamente relacionado com as taxas de fertilidade. Este efeito positivo de 0,008 encontrado é significativo somente à 5% sobre a fertilidade. Uma hipótese não levantada que, porém sai do escopo do artigo, afirma que uma expansão do Earned Income Tax Credit deve também afetar a qualidade das crianças da família. Como conclusão final, Baughman (2009) afirma que os benefícios do EITC influenciam as famílias beneficiadas a aumentarem marginalmente a quantidade de filhos.

Em uma tentativa de unificar os modelos econômicos e demográficos na avaliação da relação entre programas de planejamento familiar e fertilidade das famílias, Gertler (1994), alertando para a importância dos fatores não observáveis, estima os efeitos de programas de planejamento familiar sobre a fertilidade da indonésia. Os resultados encontrados apontam que o planejamento para o uso de anticonceptivos é o principal mecanismo na influência da queda da fertilidade na indonésia. Pelo lado demográfico, os aumentos na educação materna

geraram de 60% do declínio da fertilidade, enquanto que os inputs dos programas de planejamento familiar são responsáveis por 8%.

As teorias de fertilidade (Becker, 1960; Willis, 1973) argumentam que a demanda por crianças é a resposta para questões como custo dos filhos, a qualidade que desejada, além das preferências dos membros das famílias. Dito isso, políticas públicas que promovem a fertilidade diminuem os custos da quantidade das crianças. Programas governamentais como o Bolsa Família destinam cerca de 95% dos benefícios às mulheres, pois sabe-se que estas destinam um maior montante ao bem estar do domicílio (Duncan et al., 1994).

Dentro das especificações econométricas é possível derivar que os salários das mulheres e dos homens não apresentam significância estatística para 5%. No entanto, o principal objetivo de Gauthier (1997) consiste em observar o impacto das políticas de planejamento familiar sobre a fertilidade das famílias. Assim é demonstrado que os benefícios reduzem os custos de se ter uma criança, estimulando aumento da taxa de fertilidade. Concluindo que políticas de transferência de renda têm impactos positivos e significativos na fertilidade das pessoas.

Adicionalmente, Gauthier, (1997) observa ainda que famílias numerosas tenham pouca possibilidade de aumentar o número de crianças, enquanto que os benefícios direcionados às famílias sem crianças sugerem efeitos significativos sobre a fertilidade. No entanto, estes efeitos são pequenos visto que 25% de aumento no benefício por famílias com até 2 filhos aumenta 0.56% a propensão a engravidar. Esta evidência foi encontrada para 22 países industrializados estudados por Gauthier (1997). Porém, não controlar por diferentes períodos de recebimentos dos benefícios é a principal fragilidade do artigo.

Programas sociais podem gerar externalidades não previstas no período de formulação. Ao longo dos anos, as famílias americanas têm aumentado sua fertilidade por decorrência de aumentos nos subsídios de acordo com Whittington (1990). Estes resultados dão suporte à afirmação de que subsídios às crianças têm impactos positivos e significativos sobre a fertilidade. Os recursos do Bolsa Família não fogem desta característica, pois são distribuídos considerando o número de filhos, e um ambiente de pobreza estes recursos podem proporcionar incentivos e distorções no comportamento de fecundidade das famílias beneficiadas e potencialmente beneficiadas.

Diversas pesquisas foram realizadas procurando avaliar esta relação. Rocha (2009) e Signorini e Queiroz (2011) não encontraram impacto significativo do Bolsa Família sobre a fecundidade das beneficiárias. Simões (2012) estima o impacto deste programa sobre a fecundidade das beneficiadas controlando para fatores observáveis e não observáveis.

Considerando que o Bolsa Família é endógeno, utiliza variáveis da vizinhança com instrumentos para corrigir este problema com mínimos quadrados de dois estágios e os modelos de desfechos de contagem. Os resultados de Simões (2012) apontam que quando consideramos os benefícios do programa bolsa famílias como exógeno seus efeitos são estatisticamente nulos sobre a fertilidade das mulheres.

Contudo, ao incluir somente pessoas que fazem parte do Bolsa família, pode incorrer viés de seleção amostral como indicado por Heckman (1979), pois as variáveis dos não participantes ou ambientais podem ter correlação com variáveis observadas e não observadas sobre a fecundidade. Fato que é ainda potencializado por Simões (2012) considerar na amostra somente pessoas com níveis baixos de renda e com menos de três filhos, visto que a fonte de divergências entre tratamento e controle pode estar no tamanho pré-programa das famílias (algo divergente entre ricos e pobres). Com isso, quando a endogeneidade é considerada o Bolsa Família desestimula o aumento da fecundidade das mulheres.

Simões (2012) sugere que este resultado é devido ao papel dos condicionantes do programa Bolsa Família que estimulariam a promoção da qualidade ao invés da quantidade de crianças na família. Contudo esta afirmação não é testada. Paralelamente, Schultz (1997) argumenta os efeitos das condicionalidades sejam superiores ao incentivo da renda transferida sobre a fecundidade da mulher, fazendo com que o foco das famílias seja no aumento da qualidade dos filhos. Stecklov (2007) examina como os programas de transferência condicionada da Nicarágua, México e Honduras influenciam nos resultados das crianças.

Estes três países possuem três programas de transferências de renda com três similares estruturas de condicionalidades, porém Stecklov (2007) argumenta que aumentos das transferências por crianças adicionais reduzam os custos da quantidade de crianças. Assim, tanto o valor transferido, quanto as alterações nos custos relativos ao número e qualidade das crianças afetam a fertilidade. Somente os resultados de Stecklov et al. (2007) apontam que os programas de Honduras, (Programa de asignación familiar) gerou efeitos positivos sobre a fertilidade no curto prazo, nos demais casos, nenhuma evidência foi encontrada.

Similarmente a Simões (2012) para o Brasil, Stecklo (2007) aponta que o programa *PROGRESSA* do México promovem alterações na fertilidade, pois os recursos transferidos para investir mais na qualidade do que na quantidade das crianças. Avaliações dos programas condicionais de transferência de renda indicam que melhorias das condições de saúde e educacionais são fatores que aumentam os custos dos filhos. Com isso, Todd et al. (2012) avaliam a relação entre programas de transferência de renda sobre o espaçamento entre

nascimentos como Proxy de fertilidade. Com isso, encontram pouca evidência entre o timing de fertilidade e o programa de transferência de renda da Nicarágua (Red de protección social).

O Bolsa Família é estruturado como o Red de Protección Social, pois esta último condiciona o benefício às pessoas se determinados indicadores nutricionais e de saúde além dos componentes da educação forem oferecidos em troca do benefício. Stecklov et al. (2007) já indica que o programa por ele estudados não provocaram impacto sobre a fertilidade mas alterou positivamente o capital humano das crianças. Com modelos de Hazard, que estimam a probabilidade dos nascimentos ocorrerem em um determinado período, Todd (2012), no entanto, não busca encontrar soluções para os potenciais endogeneidades relatadas por Schultz (1997) das características não observáveis sobre a fertilidade e participação no programa.

De modo geral, as pesquisas argumentam que, se o programa tem impactos positivos sobre a fertilidade então é esperado que este aumente a frequência dos filhos na família. No estudo de Todd (2012) a probabilidade de nascimento diminui quando o programa inicia, sendo que nenhuma diferença entre o tratamento e controle é observada previamente ao programa. Especificamente a redução na fertilidade chega a 32%. O problema está na dificuldade de se saber se existiam previamente ao programa características divergentes entre os grupos de tratamento e controle que afetariam os resultados. Com isso, os resultados indicam que os impactos dos programas de transferência condicional de renda são consistentes com o objetivo de desenvolvimento de reduzir a fertilidade da população.

A intensidade das taxas de fertilidade, como hipótese de Schultz (1969), é influenciada por três fatores sociais e ambientais relevantes. Primeiramente o tamanho da família objetivado pela família, a incidência de morte, e a incerteza na formação da família. Os resultados do estudo empírico realizado em Porto Rico indicam que estas três hipóteses possuem forte relação com o nível médio de fertilidade dos municípios. Ainda nos fatores ambientais, Schultz, 1969 argumenta que a capacidade das mulheres de obter renda, o trabalho das crianças, a renda familiar, educação, instituições, e contraceptivos são determinantes para a taxa de fertilidade.

Mais especificamente, o Bolsa Família transfere recursos às famílias pobres considerando o número de filhos como critério de distribuição de recursos, em contrapartida o efeito pode também se configurar no aumento da quantidade de filhos (Rocha, 2009). No entanto, as condicionalidades impostas: obrigatoriedade de pré-natal, matrícula e frequência dos filhos na escola, abre espaço para que ocorram aumentos da qualidade das crianças pelo investimento forçado e condicionado pelo programa.

Esta preocupação não é nova nas políticas de assistencialismo da América latina (Todd e Wolfin, 2006). Com isso, programas formulados com esta perspectiva hipoteticamente alteram as preferências das famílias para a qualidade dos filhos em ordem da quantidade de crianças. Fato possível de se observar pela diminuição da fecundidade (Schultz, 1997). A principal questão destes programas está nas elasticidades dos pais da qualidade e quantidade dos filhos em relação à renda (Becker, 1960; Becker e Lewis, 1973). No entanto, empiricamente, as condicionalidade diminuem os custos de se investir em educação e saúde nos filhos diminuindo o preço da qualidade dos filhos e assim incentivando a aumentar a qualidade dos filhos na família.

Rocha (2009) procura avaliar se o programa Bolsa Família está gerando alterações na fecundidade das famílias beneficiadas. Como resultado encontra nenhum aumento de fertilidade significativo nas mulheres por todos os métodos utilizados. Aponta que estes benefícios estariam melhorando a qualidade das crianças, mas não procura demonstrar evidências no artigo. No entanto, Fernald (2008) preenche esta lacuna ao avaliar o impacto dos programas de transferência de renda na América latina sobre a qualidade das crianças considerando o desenvolvimento cognitivo, linguístico e motor. Conclui que já no curto prazo tais programas promovem efeitos benéficos sobre as alturas por idade e redução do número de obesos. Os efeitos positivos sobre a cognição são; melhorando a memória de longo e curto prazo, desenvolvimento da língua, porém nenhuma alteração no desenvolvimento motor das crianças.

Ainda para o caso México, Gertler (2004) analisa, com base em amostras de tratamento e controle, os impactos do programa *PROGRESSA* sobre a saúde das crianças. As regressões logísticas sugerem que o tratamento gera 25.3% menos propensão de estar doente do que os controles. As crianças de 0 e 3 anos pertencentes ao grupo de tratamento são 22.3% menos propensas a doenças, 0.96 centímetros maiores, possuem 8.6% menos probabilidade de serem pequenas para sua idade e são 25.5% menos anêmicas que crianças do grupo de controle.

Como inovação, Ponczek et al. (2012) estudam o trade off quantidade-qualidade das crianças agregando ao conceito de qualidade o trabalho infantil das crianças no Brasil e gerando choques exógenos no tamanho das famílias. Foi encontrado que variações exógenas no tamanho das famílias são positivamente relacionadas com a participação na força de trabalho por meninos e meninas. Da mesma forma, os efeitos destas variáveis são negativos sobre o potencial educacional das crianças.

Aumentos exógenos na quantidade de crianças causam dificuldades na formação de capital humano das crianças. Porém, Ponczek et al. (2012) encontram que um aumento exógeno no tamanho da família é positivamente relacionado com a participação na força de trabalho das crianças. Adicionalmente, variações no número de familiares indicam resultados negativos na educação assim como na formação de capital humano das meninas que sofrem mais que os meninos. Os resultados mais acentuados para o trade off entre qualidade e quantidade das crianças para países em desenvolvimento indicam que no contexto de países em desenvolvimento dificuldades institucionais, racionamento de crédito, não funcionamento adequado dos sistemas de saúde e educação, isso faz com que estas escolhas sejam mais evidentes em famílias pobres (Ponczek, 2012). Com este objetivo, Hossain (1989) menciona os efeitos de programas governamentais específicos sobre o comportamento dos integrantes dos domicílios rurais de Bangladesh. Hossain (1989) encontra redução da fertilidade em 35% e mortalidade infantil em 12%, além do envolvimento das crianças com a escola melhorar em 6% devido a programas de planejamento familiar de Bangladesh.

Segundo Gustafsson e Willis (1990) o aumento da fertilidade da Suécia é reflexo de políticas governamentais por facilitar e baratear os cuidados das crianças. Transferências de renda e subsídios são assim a principal fonte de alterações das preferências no trade off entre qualidade e quantidade das famílias. Já em Malthus a população cresceria mais lentamente quando as rendas médias da população diminuíssem (Becker, 1992). No entanto, a fertilidade das pessoas está aumentando ao longo do tempo e a renda per capita está crescendo paralelamente. Ribar (1993), ampliando o espectro de possibilidades de impactos, encontra que programas governamentais têm papel positivo para determinação de gravidez na adolescência. Em contraponto, Duncan et al. (1990) verificaram que programas de auxílio às famílias com crianças dependentes têm pouco efeito nas decisões de ficar grávida, sendo até em alguns casos com nenhum efeito (Muffin, 1995).

4.3 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Para avaliar as alterações no trade off entre qualidade e quantidade das crianças por decorrência do Bolsa Família utilizou-se os dados disponíveis na Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008 (PoF). As variáveis domiciliares e individuais das pessoas entre 7 e 13 anos, 14 até 18 anos e 19 a 44 anos foram derivadas desta fonte com exceção do índice de Gini Estadual de 2008 obtido a partir do Ipeadata (2013). A PoF 2008 é propícia para o objetivo proposto visto que contém junto com informações de participação no programa Bolsa

Família; características domésticas e individuais das crianças e mulheres além dos dados antropométricos que outras bases concorrentes não possuem. Com isso, como objetiva se avaliar o efeito do programa em termos de qualidade das crianças refletida sobre os indicadores de status nutricional e distorção idade por série e em termos de quantidade pela propensão a engravidar e pelo tamanho da família. Com isso, a PoF 2008 é mais adequada aos objetivos pois bases concorrentes utilizadas em Ponzbeck (2012), Simões (2008) e Rocha (2008) por estas não conterem informações antropométricas dos participantes do Bolsa família.

Na estrutura dos dados, escolaridade foi considerada como os anos de estudo das crianças, do pai e da mãe. Já, as alturas das crianças, mães e pais foram medidas em centímetros e os seus pesos em quilogramas. Utilizou se um conjunto de variáveis dicotômicas, menino (=1), Ler (1=caso sabe ler e escrever), da mesma forma que Creche (1=se ou já frequentou), Trabalho (=1), Branco (=1). Caso a pessoa tenha como despesa dos últimos 90 dias: anticoncepcional, preservativo e teste para gravidez, esta variável equivale se à 1 e será 0 para o caso contrário.

As médias e desvios padrão com todas as mulheres e somente com aquelas que ganham o benefício do Bolsa Família são apresentadas na figura 1. Das 39.400 meninas e mulheres entre 19 e 44 anos, a média de estudo é de 9.091 anos com desvio padrão de (7.665). Entre a amostra das mulheres que ganham o Bolsa Família esta média abaixa 2.22 anos e fica em 6.863 anos de estudo. Esta diferença é estatisticamente significativa e indica o menor grau de escolaridade das pessoas que recebem o programa. Para a população desta faixa, a renda domiciliar total é 2.411, com renda per capita 668,501, consequência do tamanho familiar médio de 4,165. Similarmente ao caso anterior, as mulheres que ganham o Bolsa Família possuem basicamente a metade desta renda média (1.134), e maior tamanho da família média 5.087 o que resulta em uma renda per capita cai quase 3 para 240.14. Outra diferença importante entre as amostras é que a porcentagem de mulheres que trabalham aumenta de 66.9% para o caso geral para 80.9% para o caso restrito das beneficiadas. Porém quando observamos para o caso dos Pais-Maridos este percentual não se altera tão bruscamente, de 62.1% para 64.1%.

Tabela 10: Descrição dos dados para mulheres entre 13 e 18 anos (Desvio Padrão)

	Todos	Recebem Bolsa Família
Anos de Estudo	7.648 (6.313)	6.870 (6.760)
Trabalho	0.279 (0.448)	0.315 (0.393)
Renda Total	2.214 (3.110)	1.174 (0.983)
Grávida	0.014 (0.116)	0.013 (0.112)
Z score <i>BMI</i>	0.010 (1.046)	-0.118 (1.025)
Z score altura-Idade	-0.484 (1.055)	-0.750 (1.028)
Renda per capita	512.491 (755.594)	222.196 (202.471)
Tamanho da família	4.894 (1.956)	5.741 (2.149)
Bolsa Família	0.316 (0.465)	- -
Anticoncepcional	0.1 (0.299)	0.1 (0.3)
Anos de Estudo do Pai	4.795 (4.821)	2.923 (7.033)
Anos de estudo da Mãe	6.071 (8.460)	4.817 (9.356)
Mãe Grávida	0.008 (0.091)	0.014 (0.116)
Mãe Trabalha	0.663 (0.473)	0.838 (0.369)
	$N = 17.833$	$N = 5.639$

No caso das mulheres entre 19 e 44 anos que estão grávidas a amostra geral encontrou percentagem de 3,6% enquanto que as beneficiadas computam 4%. Esta diferença não é significativa estatisticamente. Tal resultado é repetido para a aquisição de anticoncepcional no período de 90 dias antes da pesquisa, fazendo parte da cesta de 13.9% do geral e 13.6% das mulheres beneficiadas.

Os anos de estudos dos pais ou maridos das mulheres nesta faixa de idade também reduzem 1.82 anos da amostra geral para a restrita ao Bolsa Família. Já que no geral os pais apresentaram 4.795 anos de estudo em média e para os pais beneficiados com o programa esta variável diminui para 2.969 anos de estudo médio. Assim, ambas as escolaridades médias dos beneficiados são menores que as da amostra geral para as pessoas entre 19 e 44 anos.

Já entre as 17.83 adolescentes entre 13 e 18 anos, 5.639 fazem parte do programa Bolsa Família sendo que a diferença entre os anos de escolaridade entre os recebedores do programa e a amostra geral é menor que 1 ano de estudo. Visto que no geral as crianças possuem 7.648 anos de estudo contra 6.87 das beneficiadas. Dentro das primeiras, 27.9% trabalham contra 31.5% da segunda amostra e não há diferença estatística entre os percentuais de gravidez, 1.4% e 1.3% respectivamente. Fato similar às médias de compra de anticoncepcionais pelas adolescentes.

A renda total média sofre a mesma redução descrita na tabela 1. De 2.214 e renda per capita de 512.491, os adolescentes entre 13 e 18 anos que recebem o Bolsa famílias possuem renda média domiciliar de 1.174 e renda per capital de 222.196. No entanto, a diferença dos tamanhos das famílias médias é basicamente de 1 pessoa, de 4.894 pessoas na amostra geral sobe para 5.741 pessoas.

De acordo com os índices antropométricos, o Z score do índice de massa corporal (BMI) de 0.010, indica que as crianças em média estão com o peso por altura próximo do ideal (0=ideal), esta indicador nutricional e de saúde cai à -0.118 para as crianças beneficiados com os recursos do programa. Esta perda é esperada, visto que as dificuldades de saúde e nutrição enfrentadas pelas crianças mais pobres e foco do programa Bolsa Família sugerem que estas já se encontram em piores condições que a média da população. Complementarmente o Z Score Altura por Idade é um indicador líquido, que computa as condições de saúde e nutrição pelas quais a criança enfrentou no seu desenvolvimento. Com isso, o resultado médio de -0.484 para a amostra geral indicam uma estatura média menor que a ideal para a idade das crianças entre 13 e 18 anos. Este diagnóstico é piorado para as crianças do programa por possuem média -0.75 e assim com um déficit maior ainda de altura para a idade.

A diferença de anos de estudos das mães e dos pais entre as duas amostras é de praticamente dois anos. Famílias da amostra geral possuem pais que estudam 4.795 anos e mães que estudam 6.071 anos, enquanto que para as famílias que ganham Bolsa Família a escolaridade média passa para 2.923 e 4.817 anos respectivamente. Outra diferença importante é observar que 83.8% das mães que recebem o benefício também trabalham,

contra 66.3% da amostra geral, e destas somente 1.4% estão grávidas em contraponto à 8% do caso irrestrito.

Tabela 11: Descrição dos dados para mulheres entre 19 e 44 anos (Desvio Padrão)

	Todas as Mulheres	Recebem Bolsa Família
Anos de Estudo	9.091 (7.665)	6.863 (8.943)
Branco	0.398 (0.49)	0.238 (0.426)
Trabalho	0.669 (0.471)	0.809 (0.393)
Renda Total	2.411. (3,318.12)	1.134 (1,035)
Grávida	0.036 (0.187)	0.040 (0.195)
Renda per capita	668.501 (980.087)	240.148 (232.049)
Tamanho da família	4.165 (1.793)	5.087 (2.041)
Bolsa Família	0.216 (0.411)	- -
Anticoncepcional	0.139 (0.346)	0.136 (0.343)
Índice de Gini	0.532 (0.033)	0.541 (0.031)
Anos de Estudo do Pai	4.795 (4.821)	2.969 (3.437)
Altura do Pai	172.584 (28.243)	168.831 (34.724)
Pai Trabalha	0.621 (0.485)	0.641 (0.48)
	$N = 39.400$	$N = 8.505$

Finalmente, das 25.048 crianças entre 7 e 13 anos, 9.482 recebem o Bolsa Família. Os primeiros estudam 2.574 anos em média, com desvio padrão de 2.004, contra 2.361 anos de estudo dos segundos. Dos 25.048, 3.9% trabalham subindo para 5.4% para o caso específico das crianças que recebem o Bolsa Família. Aqui neste caso, apesar das rendas per capita

médias das pessoas no geral serem mais que o dobro dos beneficiados, de 442.085 para as primeiras e 200.4 para as segundas, o tamanho médio das famílias não apresenta diferença estatística e configura 5.025 pessoas para o geral e 5.663 pessoas para a amostra condicionada a participar do programa.

Dos indicadores antropométricos, ambos apresentam maiores médias para as crianças da amostra geral do que para as 9.482 que recebem o Bolsa Família. As primeiras possuem Z score BMI de 0.25, um pouco acima do ideal, e as segundas possuem 0.004 muito próximo do ideal da distribuição. Apesar deste resultado diferente do restante das estatísticas descritivas apresentadas, o Z score Altura por idade compreende comportamento usual já encontrando, da amostra geral obtém -0.165 e para a amostra do Bolsa Família este indicador diminui para -0.439. Ou seja, a média dos indicadores por altura por idade das crianças aponta uma menor altura do que considera saudável e nutritivo às pessoas enquanto que para os beneficiados esta situação piora.

Tabela 12: Descrição dos dados para mulheres entre 7 e 13 anos (Desvio Padrão)

	Todas as Crianças	Recebem Bolsa Família
Anos de Estudo	2.574 (2.004)	2.361 (1.922)
Trabalho	0.039 (0.194)	0.054 (0.226)
Z score <i>BMI</i>	0.250 (1.303)	0.004 (1.243)
Z score Altura por Idade	-0.165 (1.28)	-0.439 (1.207)
Renda per Capita	442.085 (738.093)	200.4 (172.818)

Tamanho da Família	5.025 1.912	5.663 (2.095)
Bolsa Família	0.379 (0.485)	- -
Anticoncepcional	0.112 (0.316)	0.115 (0.319)
Índice de Gini	0.532 (0.033)	0.538 (0.032)
Anos de estudo da Mãe	5.857 (4.438)	4.248 (3.515)
Mãe Trabalha	0.682 (0.466)	0.825 (0.380)
Anos de Estudo do Pai	4.420 (4.454)	2.848 (3.294)
Pai Trabalha	0.678 (0.467)	0.67 (0.468)
	<hr/> N = 25.048	<hr/> N = 9.482

Da mesma forma, a educação das mães passa de 5.857 para 4.248 para as crianças do programa, e a educação dos pais de 4.420 vai para 2.848 anos de estudo. Paralelamente, não ocorre alteração entre o percentual de pais que trabalham entre as amostras, ambos ficam em 67%, enquanto que as mães passam de 68.2% para 82.5% para domicílios contemplados com o programa.

4.4 ABORDAGEM ECONOMETRICA E IMPACTOS ESTIMADOS

O procedimento frequente nas avaliações de tratamentos não experimentais se configura em encontrar um grupo de controle considerado comparável ao de tratamento. Desconsiderar este problema pode ser a fonte de viés nas estimações e desvirtuar os efeitos reais do tratamento sobre a população (Heckman, 1979). Assim, mensurar o impacto do Bolsa Família sobre a qualidade ou quantidade das crianças nas famílias requer foco no grupo que está sendo tomado como base de comparação.

Já é bem estabelecido que o viés na estimação dos efeitos de programas sociais não experimentais surge da divergência entre características observáveis e não observáveis entre o grupo de tratamento e controle (Heckman, 1979, 2002; Fraker, 1987). Na avaliação de programas com transferência de renda sobre a gravidez na adolescência, diversos trabalhos já indicaram a importância dos fatores não observáveis no resultado (Antecol, 2007; Ribar, 1994; Silles, 2011). Com isso, estima-se as diferentes relações não observáveis realizando

Matching entre grupo de tratamento e controle utilizando como base a estimativa de fatores não observáveis por propensity score (Dehejia e Wahba, 1999; Heckman et al, 1997).

Este problema na especificação se torna mais contundente quando observa se que a variável efeito do tratamento é sempre observável para o grupo de tratamento, porém não é possível obtê-la para o caso estes mesmos indivíduos não tivessem recebido o tratamento (Dehejia, 2002). Mais especificamente, considerando, o efeito sobre a pessoa do tratamento como $Y\{1\}$ e o efeito ao não participar como $Y\{0\}$. Como dito anteriormente, a configuração do problema estaria em não ser possível observar $Y\{1\}$ e $Y\{0\}$ para a mesma pessoa. Nas avaliações empíricas, apenas $Y\{1\}$ ou $Y\{0\}$ estão disponíveis ao pesquisador.

Isso estabelecido utiliza se métodos que buscam superar a dificuldade da influência dos fatores não observáveis e seleção do grupo de controle. O problema pode ser mais bem visualizado como apontamos uma equação que pondera os resultados do tratamento $Y\{1i\}$ e controle $Y\{0i\}$:

$$Y_i = Y_{0i} + X\beta + Bf_i\alpha_i + v_i \quad (30)$$

Sendo, $\alpha\{i\}$ o impacto do Bolsa Família quando ($Bf\{i\}=1$) X a matriz de covariáveis. Neste exercício, assume se ortogonalidade entre as não observáveis e observáveis ($\mathbb{E}(X|v_i) = 0$). O foco concentra se em estimar o impacto médio do Bolsa Família sobre a qualidade e quantidade das crianças nas famílias. Com isso:

$$\alpha_i = \mathbb{E}(Y_i|Bf_i = 1) - \mathbb{E}(Y_{0i}|Bf_i = 1) \quad (31)$$

E

$$\mathbb{E}(Y_i|Bf_i = 0) - \mathbb{E}(Y_{0i}|Bf_i = 0) \quad (32)$$

Onde a equação 32 representa o efeito do programa sobre o grupo de tratamento e a equação 33 os feitos sobre os não participantes. Combinando as equações 31, 32 e 33, como demonstrado em Heckman (2002; 1989), o viés de seleção do grupo de controle é:

$$\mathbb{E}(Y_i|Bf_i = 1) - \mathbb{E}(Y_i|Bf_i = 0) = \mathbb{E}(\alpha_i|Bf_i = 1) + \{\mathbb{E}(Y_{0i}|Bf_i = 1) - \mathbb{E}(Y_{0i}|Bf_i = 0)\} \quad (33)$$

O termo $\mathbb{E}(Y_{0i}|Bf = 1) - \mathbb{E}(Y_{0i}|Bf_i = 0)$ representa é o viés de seleção em avaliações de impactos de tratamentos. Para estimativas consistentes, deve se minimizá-lo. Adicionalmente, a determinação dos indivíduos a participarem é correlacionada com fatores não observáveis, $\mathbb{E}(v_i|X, Bf_i) \neq 0$ (Heckman, 1978; Lalonde, 1986).

Após este exercício, neste trabalho utiliza o Matching para minimizar a discrepância entre os fatores não observáveis a partir de combinações entre as distribuições das covariáveis entre grupo de tratamento e controle. Como critério de Balancing Score, utiliza-se a técnica de propensity score indicado por Rosenbaum et al. (1983). O Balancing Score $b(X)$ é definido como a função das covariáveis observáveis dos grupos de tratamento e do potencial grupo de controle, que faz com que a distribuição de X condicionado a $b(X)$ seja idêntica para ambos os grupos. Esta característica é representada por:

$$(Y_1, Y_0) \perp Bf | b(X) \quad (34)$$

Assim, a equação 34 é designada por Rosenbaum et al. (1983) como fortemente ignorável, indicando que unidades com o mesmo valor de Balancing score, $b(X)$, são as mais propícias de serem utilizadas como controles de um grupo de tratamento. Assim, se a equação 34 é válida, a aplicação do Balancing score produzirá estimativas não viesadas dos efeitos do programa sobre o grupo de tratamento (Rosenbaum e Rubin, 1983; Angrist, 2010).

Assim, o propensity Score, $ps(X)$ faz com que a endogeneidade do programa seja mitigada. A idéia é que quando compara se os efeitos sobre os indivíduos i e j como $ps_i(X) \approx ps_j(X)$, estes poderiam fazer parte dos grupos de tratamento e controle, corrigindo o problema de viés no tratamento do programa. Como indicado por Cox (1973), estima-se $ps(X)$ por:

$$ps_i(X) = \prod_{i=1}^N ps_i(x_i)^{Bf_i} \{1 - ps_i(x_i)\}^{1-Bf_i} \quad (35)$$

Esta propensão de fazer parte do programa, condicionado à X , detém os valores $0 < ps(Bf = 1 | X) < 1$. Com estas condições satisfeitas, pode se estimar $Y\{0\}$ na amostra, combinando os resultados da equação 32 para os participantes.

O Matching se dá com base nas equações:

$$\alpha_{Matching} = 1/n_1 \sum_{i \in I_1 \cap Sp} \{Y_{1i} - \mathbb{E}(Y_{0i} | Bf_i = 1, ps_i(X))\} \quad (36)$$

$$\mathbb{E}(Y_{0i} | Bf_i = 1, ps_i(X)) = \sum_{i \in I_0} W(i, j) \times Y_{0j} \quad (37)$$

Onde $W(i, j)$ será uma função de ponderação positiva. $N\{0\}$ e $N\{1\}$ são os números de pessoas pertencentes aos conjuntos $I(0)$ e $I(1)$ respectivamente e o espaço de suporte comum

S_p é a mesma definida por Heckman (1989) e Smith (2005). Intuitivamente, o Matching é realizado para cada pessoa i a partir da média ponderada sobre os resultados dos não participantes com base na distância entre propensities scores $ps\{i\}(X)$ e $ps\{j\}(X)$ por meio de $W(i,j)$. A igualdade estrita dos propensities scores é difícil de alcançar, assim utilizou-se como critério a distância de Mahalanobis (Rubin 1980; Skehon, 2011) definida por:

$$Mahalanobis(ps_i(X), ps_j(X)) = \{(X_i - X_j)^T S^{-1}(X_i - X_j)\}^{0.5} \quad (38)$$

S é a matriz de covariância amostral de X . Skehon (2011) sugere que é útil a combinações entre a distância de Mahalanobis e Matching, pois o primeiro é eficiente na minimização das discrepâncias entre coordenadas individuais de X enquanto que o segundo minimiza as diferenças entre propensities scores (Rosenbaum e Rubin 1985).

Tal procedimento é pertinente à análise, pois políticas públicas possuem efeito $Y\{i\}$ para os efeitos do tratamento no indivíduo i e $Y\{i\}$ para o caso contrário. Metodologias analisadas para avaliações dos efeitos dos programas sobre a quantidade e qualidade das crianças não seriam adequados se fatores de escolha e resultado da pessoa i são afetadas pela pessoa j , fato completamente plausível se as pessoas estão disputando os recursos.

Considera-se o efeito do tratamento do Bolsa Família ($Y\{i\}$) sobre a qualidade das crianças sobre indicadores de status nutricional de Z score altura por idade, pelo Z score BMI e pela distorção idade-série para os grupo entre 7 e 13 anos e 14 e 18. Já o impacto do programa sobre a quantidade das crianças é avaliado com base na probabilidade de engravidar e pelo efeito sobre o tamanho das famílias.

Denotando o grupo de tratamento como $I(1)$ e controle como $I(0)$, cada variável de efeito para a criança $i \in I(1)$ são ponderados com o grupo os mesmos índices das crianças do grupo de controle $I(0)$ por via de $\delta = Y_{1i} - Y_{0i}$. Com estes pressupostos o Average Treatment Effect for the treated (ATT) seria:

$$ATT = \mathbb{E}(Y_{1i} | Bf_i = 1) - \mathbb{E}(Y_{0i} | Bf_i = 1) \quad (39)$$

A equação 39 calcula o efeito do programa usando como base de comparação o caso contra factual do indivíduo que recebeu o tratamento não recebê-lo. Sendo assim, $\mathbb{E}(Y_{1i} | Bf_i = 1)$ mensura o efeito sobre as crianças que recebem o benefício do Bolsa família, enquanto que $\mathbb{E}(Y_{0i} | Bf_i = 1)$ demonstra o efeito sobre as crianças para o caso de não terem recebido o programa bolsa família. Desta forma, o Average Treatment Effect for the treated

$\$ATT\$$ mensura o efeito com base na amostra de indivíduos que receberam o programa estimando o seu caso contra factual. Adicionalmente, também é estimado o efeito do tratamento das pessoas que receberam o programa $Y\{1i\}$ (Rubin, 1996), Average Treatment Effect (ATE):

$$ATE = \mathbb{E}(Y_{1i}|Bf_i = 1) - \mathbb{E}(Y_{0i}|Bf_i = 0) \quad (40)$$

O indicador ATE compara os efeitos médios do tratamento sobre as crianças com os custos por deixar de participar, $Bf\{i\}=0$. Com isso, este indicador pondera se os benefícios do programa Bolsa Família superam seus custos para os participantes com base na variável de efeito $Y\{i\}$ (Hirano, 2003). Os resultados das equações 39 e 40 são apresentados nas tabelas 13 considerando o efeito do programa sobre a qualidade das crianças e na tabela 5 o efeito do programa sobre a quantidade das crianças. De modo complementar, quando os resultados do Balancing Score são insatisfatórios se faz necessário re estimar a equação 39 (Dehejia, 1999). Com isso em mente, além da versão de 6 de $ps\{i\}(X)$ com as covariáveis X , estimou-se um propensity score similar ao desenvolvido por Dehejia (1999) considerando as variáveis: Idade e educação dos pais e crianças, assim como a renda domiciliar ao quadrado. Assim, nomeia-se Dehejia Propensity Score, $ps_i^D(X)$.

para a Quantidade de crianças (p-value)		
entre 14 e 18 anos	Adolescentes entre 19 e 44 anos	
ATE	ATT	ATE
-0.003 (0.4223)	-0.0084** (0.0264)	-0.0093 (0.1021)
-0.0026 (0.527)	-0.0091** (0.0199)	-0.0039 (0.5242)

Tabela 13: Resultados do Matching

	Crianças ATT
Gravidez	-0.0012 (0.70)
Dehejia Propensity Score ps_i^D	
Gravidez	-0.0013 (0.682)

Códigos de significância: 0 *** 0.1% ** 1% * 5% . 10%

Para avaliar o impacto do Bolsa Família sobre a quantidade das crianças foram feitas regressões Matching para duas faixas de idade. De modo geral, a fertilidade das mulheres adultas está diminuindo no Brasil, no entanto caso contrário ocorre para as adolescentes. Uma das contribuições do deste artigo consiste em abordar o impacto do Bolsa Família sobre a gravidez na adolescência em paralelo com a das mulheres. Esta divisão é justificada por no Brasil, durante a metade dos anos 80 e até o final dos anos 90, ter apresentado crescimento no número relativo de nascidos vivos por mães com até 18 anos chegando à 21,33% e 21,23% nos anos de 2000 e 2001 respectivamente e permanecendo próximo deste patamar até 2008. Com isso, os efeitos do programa Bolsa Família foram confrontados para a probabilidade de se ficar grávida e o tamanho da família para meninas entre 13 e 18 e entre 19 e 44 anos.

Os resultados de ATT e ATE com ambos os propensity scores ($ps_i(X)$ e $ps_i^D(X)$) avaliando os efeitos do Bolsa Família sobre a quantidade de crianças nas famílias de mulheres entre 13 e 18 e 19 e 44 anos são demonstrados na tabela 13. A primeira característica possível de se observar é que o programa Bolsa Família não tem efeito sobre a probabilidade de engravidar das mulheres entre 14 e 18 anos nos níveis usuais de significância. Todos os indicadores são negativos e não significativos, portanto. Para as mulheres entre 19 e 44 anos de idade as estimações continuam sendo negativas e para ATT ganham significância estatística à 5% para ambos os propensity scores. Mesmo pequeno, de -0.0084 para o $ps_i(X)$ e -0.0091 para $ps_i^D(X)$, estes impactos são significativos e indicam que o programa não induz à aumentos na quantidade de crianças na famílias das mulheres entre 19 e 44 anos.

Estes resultados sugerem que os benefícios e as condicionalidades impostas às pessoas que participam do programa Bolsa Família não geram efeitos ou reduzem a quantidade de crianças nas famílias para todas as estimações realizadas. Estes resultados são similares à Simões (2012) e Rocha (2009) com técnicas empíricas diferentes. Estes autores já apontavam para a não correlação ou efeito negativo do Bolsa Família sobre a fertilidade das beneficiadas, porém não haviam especificado o foco nas adolescentes entre 13 e 18 anos que estão aumentando sua participação entre as mulheres grávidas no Brasil ao longo do tempo.

Os indicadores para ΔATT são significativos e negativos indicam que, em comparação ao caso contrafactual destas mulheres não tivessem recebido o programa, a probabilidade de ficar grávida diminuiu. O fato de ΔATE não ser significativo indica que, em comparação ao grupo de controle, determinados pelos propensity scores, não há alterações significativas sobre a probabilidade de se ter filhos e aumentar a quantidade de crianças no domicílio.

Este fato das quantidades das crianças não serem ampliadas nos domicílios na incidência do programa abre a discussão para hipóteses. Becker (1960) afirma que a elasticidade qualidade em relação à renda deve ser superior à elasticidade quantidade. Assim, aumentos na renda como os benefícios do programa podem gerar maior investimento nas crianças ao invés do estímulo ao desejo por mais filhos. Isso estipulado, os benefícios do programa poderiam influenciar o trade off qualidade-quantidade das crianças pró qualidade.

Os efeitos do programa Bolsa Famílias sobre a qualidade das crianças com base em indicadores como: distorção série-idade, Z score BMI e Z score Altura por idade. Geralmente em avaliações de qualidade das crianças apenas se pondera o efeito dos programas sobre os anos de estudo, porém índices antropométricos são amplamente utilizados pela literatura para indicar a nutrição e saúde das pessoas (Steckel, 2007). O Z score BMI já mensura os efeitos de curto prazo do programa e o Z score Altura por idade já estabelece relações de longo prazo das restrições enfrentadas na vida.

Dito isso, os resultados dos efeitos do programa Bolsa Família sobre a qualidade das crianças, com base nestes três indicadores, são demonstrados na tabela 14.

Tabela 14: Resultados do Matching considerando a qualidade das crianças (p-value)

	Crianças entre 7 e 13 anos		Adolescentes entre 14 e 18 anos	
	ATT	ATE	ATT	ATE
Distorção Idade série	0.0154** (0.0562)	0.000 (0.99)	0.0129* (0.0522)	-0.0145* (0.0964)
Z score BMI	-0.044* (0.0979)	-0.079** (0.0314)	-0.027 (0.3519)	-0.0026 (0.9511)
Z score Altura por Idade	0.0209 (0.4166)	-0.0521*** (0.143)	-0.084*** (0.005)	-0.1497*** (0.0003)
Dehejia Propensity Score - $ps_i^D(X)$				
Distorção Idade série	0.0109 (0.1847)	-0.0053 (0.6360)	0.01256* (0.0533)	-0.0176** (0.047)
Índice de massa corporal	0.008 (0.7084)	-0.0908 (0.0177)	-0.0176 (0.5513)	0.0081 (0.8506)
Z score Altura por Idade	-0.0088 0.7342	-0.0787** (0.0307)	0.0068 (0.8239)	-0.1082** (0.0117)

Nota: * 10%; ** 5%; *** 1%

Para as crianças entre 7 e 13 os resultados demonstrados do efeito do programa Bolsa Famílias sobre a Distorção série-idade indicam apenas significância estatística para ATT baseado em $ps_i(X)$. Nos demais resultados não são diferentes de zero em nenhum nível usual de significância. A distorção série-idade médias das crianças entre 7 e 13 é 0.5175 com desvio padrão 0.036. Nenhuma distorção série-idade é demonstrada quando este indicador é igual à 1. Assim, em média as crianças pertencentes a este grupo estão bem abaixo da série que deveriam estar visto que o índice é 0.482 (1-0.4825) menor que deveria ser. Com isso, o impacto positivo de 0.0154 na comparação do grupo de tratamento com o caso contra factual indica que esta distorção é levemente diminuída para as crianças beneficiadas pelo programa. Porém, quando comparadas ao grupo de controle que não recebe o programa. ATE, estes resultados são não diferentes de zero.

Tanto ATT quanto ATE para $ps_i(X)$ apresentaram resultados negativos para o Z score BMI. Mesmo significativos ambos os resultados de -0.044, significativo à 10%, e -0.079 significativo à 5% tornam este indicar negativo, mas não faz com que a criança entre em desnutrição crônica (<2). Porém, é válido ressaltar que o efeito do programa Bolsa Famílias afasta a média da distribuição de BMI para as crianças de 7 e 13, piorando as condições nutricionais e de saúde expressas nesta variável. Tanto para o caso contra factual de não receber o programa determinado por ATT quanto para o grupo de controle de $ps_i(X)$. No

entanto quando se constrói o propensity score Dehejia estes resultados não apresentam se significativos sob nenhum nível de significância.

De acordo com a tabela 13 as crianças possuem Z score altura por idade de -0.439. A tabela 5 demonstra que o efeito mensurado pelo grupo de controle estruturado por ambos os propensities core computa resultados negativos e significativos à 1%, de -0.521 e -0.787 respectivamente. Como esta variável demonstra o efeito da nutrição e saúde líquido das crianças no decorrer do seu desenvolvimento, e todos os participantes do Bolsa Família aqui considerados têm \$12\$ meses recebendo o benefício, é observado que quando avaliados para o grupo de controle os efeitos do programa são de ampliação do déficit de altura por idade das crianças. Estes fatores indicam que, mesmo com a quantidade de crianças não aumentando, os efeitos do bolsa famílias não parecem melhorar a qualidade das crianças quando vistas sobre indicadores antropométricos e, em alguns casos, inclusive resultar em impactos negativos sobre a qualidade.

Para os adolescentes entre 14 e 18 anos, os resultados encontrados para o efeito do Programa Bolsa Família sobre a distorção série-idade das pessoas dependem do grupo de comparação utilizado. Para comparações feitas com base no contra factual os impactos para ambos os propensities scores apresentam-se positivos. Assim, a média da distorção série-idade de 0.7026 encontrada para esta amostra seria diminuída visto que o efeito seria de 0.0129 para $ps_i(X)$ e 0.0125 para $ps_i^D(X)$. Assim a qualidade as crianças, quando avaliado sobre a ótica do nível das distorções serie-idade, é melhorada marginalmente em domicílios que recebem o programa bolsa famílias com jovens entre 14 e 18 anos.

Já para as avaliações sobre o grupo de controle observa-se que o resultado se inverte passando a ampliar as distorções serie-idade dos adolescentes em um montante similar de -0.0145 e -0.0176 para o propensity score normal e de Dehejia respectivamente. Com isso, prejudicariam a qualidade das crianças se avaliadas sobre esta perspectiva.

Ainda para os adolescentes entre 14 e 18 anos, o programa Bolsa Famílias não gerou impactos significativos sobre o Z score BMI em nenhuma das estimativas realizadas em nenhum nível de significância. Por outro lado, somente na estimativa ATT por $ps_i^D(X)$ que o efeito do Bolsa Família sobre o Z Score altura por idade das crianças é 0, nos demais resultados o efeito é significativo a 1% e negativo. Os impacto negativo em ATT é de -0.084 e de ATE de -0.1497 para $ps_i(X)$, já para ATE de $ps_i^D(X)$ este efeito chega a -0.1082.

Assim, é evidente que o impacto do Bolsa Família sobre a qualidade das crianças em termos nutricionais e de saúde no longo prazo é prejudicado em até -0.1497 quando avaliada sobre o indicador antropométrico, Z score Altura por idade.

4.5 CONCLUSÕES

Estudos empíricos e modelos teóricos têm observado o trade off na determinação entre qualidade e quantidade das crianças pelos pais em resposta a incrementos na renda. No entanto, pesquisas empíricas focadas no programa de transferência de renda brasileiro Bolsa Famílias têm sido focada nos seus impactos sobre a quantidade das crianças. O Bolsa Família é um programa de transferência condicionada a investimentos no desenvolvimento do capital humano por meio da educação e saúde e por isso, como hipótese, afeta a qualidade das crianças.

Assim, este trabalho tem o objetivo de estimar o impacto do programa brasileiro Bolsa Família sobre a qualidade e a quantidade das crianças pertencentes aos domicílios beneficiados. No entanto, a literatura corrente já pondera que este programa não gera impactos sobre a quantidade de crianças. Simões (2012) apontam que os benefícios são estatisticamente nulos sobre a fertilidade das mulheres. Rocha (2009) e Signorini (2011) encontram resultado similar.

Utilizando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008 procurou-se sobrepor a problemática da importância dos fatores não observáveis na determinação da quantidade e qualidade dos filhos nas famílias (Angrist, 2005) com estimações Matching. Como grupos de controle, se utilizaram primeiramente a estimação do efeito sobre o indivíduo no caso contra factual, como se ele não tivesse recebido a Bolsa Família, e para um grupo de controle estruturado por pessoas que não receberam o programa com base em dois propensity scores.

Os resultados encontrados com relação à quantidade de crianças são similares ao restante da literatura e indicam que o programa não induz a aumentos ou até as pequenas reduções na quantidade de crianças nas faixas de idade de mulheres pesquisadas, entre 19 e 44 anos e 13 e 18 anos. Adicionalmente, a redução da distorção idade-série nos indicadores ATE são pequenos e não sugerem grandes mudanças na qualidade do capital humano das crianças entre 14 e 18 se avaliadas por este indicador.

A redução de 0.0154 encontrando na ATT indica que esta distorção é levemente diminuída, pois faz com que o indicador de distorção série idade se aproxime do ideal. Sabendo que este indicador deve ser igual à 1 e que na média desta amostra está menor do que

o ideal. No caso do grupo de controle ATE, estes resultados não são diferentes de zero. Para as avaliações sobre o grupo de controle observa-se que o resultado se inverte passando a ampliar as distorções série-idade dos adolescentes entre 14 e 18 anos em -0.0145 e -0.0176 para os propensity score. Assim, enquanto que para as crianças a distorção série-idade diminui, melhorando a qualidade das crianças, porém esta relação se inverte para os adolescentes visto que a distorção série idade é ampliada.

Já para os indicadores antropométricos de o efeito do programa Bolsa Famílias é negativo para as crianças de 7 e 13 anos à 5% e não significativo para os adolescentes de 14 e 18 anos. O Z Score Altura por Idade médio para as crianças entre 7 e 13 anos é -0.439 e para as avaliações para ambos os propensity score computa resultados negativos e significativos à 1%, de -0.521 e -0.787. Assim, a nutrição e saúde líquida das crianças no longo prazo, determinada por esta variável (somente foi considerado participantes com 12 meses de programa) é observada ampliação de gap da Altura ideal por idade que as crianças deveriam ter.

De modo geral estes resultados sugerem que as reduções na quantidade de crianças induzidas pelo programa de transferência Bolsa Famílias não necessariamente estão aumentando a qualidade das crianças de todas as faixas de idade e em todos os quesitos. Para as crianças o \$gap\$ escolar diminui, para os adolescentes ele aumenta. Para as crianças a distribuição do índice de massa corporal não possui alterações significativas estatisticamente enquanto que para os adolescentes ele piora, assim como para a altura por idade. Este alerta já foi feito por Black (2005) quando observa que, apesar das famílias terem diminuído nos países em desenvolvimento, seus resultados de indicam que não necessariamente as crianças pertencentes a menores famílias estão em melhores condições que no caso contrário.

4.6 REFERÊNCIAS

Abadie A, Imbens G (2006). Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Econometrica*, 74, 235–267.

Barber, Jennifer S.; The Intergenerational Transmission of Age at First Birth among Married and Unmarried Men and Women; *Social Science Research* 30, 219 –247 (2001).

Becker, Gary S.; Tomes, Nigel; Child Endowments and the Quantity and Quality of Children; *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 4, Part 2: Essays in Labor Economics in Honor of H. Gregg Lewis (Aug., 1976).

Bengtson, V. L. Generation and family effects in value socialization, *American Sociological Review* 40, 1975.

- Dehejia, Rajeev H. e Wahba, Sadek, Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies., *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, 2002.
- Duncan, Greg J.; Hoffman, Saul D.; Welfare Benefits, Economic Opportunities, and Out-of-Wedlock Births Among Black Teenage Girls; *Demography*, Vol. 27, No. 4 (Nov., 1990).
- Geronimus, Arline T.; Korenman, Sanders; The Socioeconomic Consequences of Teen Childbearing Reconsidered; *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 4; 1992;
- Heckman, James J., 2008.; Schools, Skills, And Synapses, *Economic Inquiry*, Western Economic Association International, vol. 46(3), pages 289-324, 07
- Heckman, James; Vytlacil, Edward; Policy relevant treatment effects *American Economic review*, Vol.91. No.2, 2001.
- Heckman, Heckman, Hotz, Joseph., Choosing among alternatives non experimental methods for estimating the impact of social programs (2002)
- Jones, Elise F., Forrest, Jacqueline Darroch, Goldman, Noreen, Henshaw Stanley K.; Lincoln, Richard, Rosoff, Jeannie I., Westoff, Charles F., Wulf, Kahn, Joan R.; Anderson, Kay E.; Intergenerational Patterns of Teenage Fertility; *Demography*, Vol. 29, No. 1 (Feb., 1992), pp. 39-57
- Krein SF, Beller AH (1988) Educational attainment of children from single-parent families: differences by exposure, gender and race. *Demography* 25(2):221–234
- Lundberg S, Plotnick R (1995) Adolescent premarital childbearing: do economic incentives matter? *J Labor Econ* 13(2):177 –200
- Miller, Amalia R.; Motherhood Delay and the Human Capital of the Next Generation; *American Economic Review: Papers e Proceedings* 2009,
- Manlove, J. (1997). Early motherhood in an intergenerational perspective: The experiences of a British cohort, *Journal of Marriage and the Family* 59.
- McLanahan, Sara S., Bumpass, Larry L., Intergenerational Consequences of Family Disruption. *American Journal of Sociology*, 1988.
- Ministério do Desenvolvimento Social, accessed in 27/10/2012, by <http://www.BRASIL.gov.br/>.
- Moffitt, Robert A. The Effect of the Welfare System on Nonmarital Childbearing. Report to Congress on Out-of-Wedlock Childbearing, National Center for Health Statistics. Public Health Service, 1995.
- Newcomer, Susan F. e J. Richard Udry. 1984. "Mothers' Influence on the Sexual Behavior of Their Teenage Children." *Journal of Marriage and the Family* 46:477-85.
- Polit, Denise F.; Kahn Janet R.; Early Subsequent Pregnancy among Economically Disadvantaged Teenage Mother; *American Public Health*. 1986, February.
- Presser, Harriet B.; Social Factors Affecting the Timing of the First Child." Pp. 159-79 in *The First Child and Family Formation*, W.B. Miller and L.F. Newman. Carolina Population Center, 1978.

Ribar, David C.; Teenage Fertility and High School Completion; *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 3 (Aug., 1994), pp. 413-42. Webbink, Rosenbaum, Paul R., Rubin, Donald B., The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, Vol. 70, No. 1. (Apr., 1983), pp. 41-55.

Welfare, Marital Prospects, and Nonmarital Childbearing; Mark R. Rosenzweig; *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. S6, 1999.

Sekhon, Jasjeet S., Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching package for R.; Vol. 42, Issue 7, Jun 2011.

Silles, Mary A.; The effect of schooling on teenage childbearing: evidence using changes in compulsory education, *Journal of Population Economics*, 2011.

Udry, J. Richard e R.L. Cliquet. A Cross-Cultural Examination of the Relationship between Ages at Menarche, Marriage, and First Birth. *Demography*. 1982.

Wolfe, Barbara, Wilson, Kathryn, Haveman, Robert; The role of economic incentives in teenage nonmarital childbearing choices; *Journal of Public Economics* 81, 2001.

Wolfe, Barbara; Haveman, Robert; Pence, Karen; Schwabish, Jonathan A.; Do youth nonmarital childbearing choices reflect income and relationship expectations? *Journal of Population Economics*, 2007.

Angrist, Joshua D.; Lavy, Victor. Schlosser, Analia. New Evidence on Casual Link between the quantity and quality of children. Working Paper 11835; NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH; December 2005

Apps. Patricia, Fertility, Taxation and Family Policy. *Scandinavian Journal of Economics* 106(4), 745–763, 2004.

Baughman, Reagan; Dickert-Conlin. Stacy, The earned income tax credit and fertility., *Journal of Population Economics*, 2009.

Becker, Gary S., Lewis. H. Gregg., On the Interaction between the Quantity and Quality of Children, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, Part 2: New Economic Approaches to Fertility, 1973.

Becker, Gary. Na economic analysis of fertility, In Ansley J coale demographic and economic change in development countries. Princeton, Nj: Princeton University Press, 1960.

Becker, Gary S., Tomes. Nigel, Child Endowments and the Quantity and Quality of Children., *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 4, Part 2: Essays in Labor Economics in Honor of H. Gregg Lewis, 1976.

Black, E. Sandra., Devereux, Paul J., Salvanes, Kjell G. The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education, *Quarterly Journal of Economics*, 2005.

Fernald, Lia C H, Gertler, Paul J, Neufeld, Lynnette M., Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: an analysis of Mexico's Oportunidades. *Lancet* 2008.

Gauthier, Anne Helene; Hatzius. Jan., Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis. *Population Studies*, Vol. 51, 1997.

Gertler, Paul, Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA's Control Randomized Experiment. *The American Economic Review*, Vol. 94, January 3-5, 2004.

Lee, Jungmin., Sibling size and investment in children's education: an asian instrument., *Journal of Population Economics*, 2009.

Kumar, Santosh; Kugler, Adriana., Testing the Children Quantity-Quality Trade-Off in India, MPRA Paper No. 42487, posted 7. November 2012.

Hossain, Shaikh I., Effect of public programs on family size, child education and Health, *Journal of Development Economics*, 1989.

Glick, Peter J., Marini Alessandra: Sahn, David E.: Estimating the Consequences of Unintended Fertility for Child Health and Education in Romania: An Analysis Using Twins Data., *Oxford Bulletin of economic and statistics*, 2007.

Li, Hongbin., Zhang, Junsen; Zhu, Yi., The quantity quality trade off of children in a developing country: identification using Chinese twings. *Demography* Volume 45, 2008.

Simões, Patrícia; Brito Soares, Ricardo. Efeitos do Programa Bolsa Família na Fecundidade das Beneficiárias, V. 66 n. 4, p. 445–468 Out-Dez 2012.

Stecklov, Guy., Winters, Paul. Todd, Jessica. Regalia, Ferdinando. Unintended Effects of Poverty Programmes on Childbearing in Less Developed Countries: Experimental Evidence from Latin America, *Population Studies*, Vol. 61, 2007.

Whittington, Leslie A., Alm, James., Peters, H. Elizabeth., Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pro natalist Policy in the United States, *The American Economic Review*, Vol. 80, 1990.

Ponczek, Vladimir, Portela Souza, Andre., New Evidence of the Causal Effect of Family Size on Child Quality in a Developing Country, *Journal of Human Resources* Winter 2012 vol. 47 no. 1 64-106.

Schultz, T. Paul., An Economic Model of Family Planning and Fertility, *Journal of Political Economy*, Vol. 77, No. 2, 1969.

IPEA. Instituto de pesquisa Econômica Aplicada, <http://www.ipeadata.gov.br/>

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Entender a composição do programa Bolsa Família e a sua relação com a racionalidade da alocação de recursos e no comportamento familiar das beneficiadas é crucial em ordem de evitar interpretações insuficientes dos resultados do tratamento, além de erros de focalização das ações. Basicamente, esta dissertação argumenta neste sentido e configura o quadro de que não é somente transferindo dinheiro e oferecendo alguns programas de apoio, com qualidade duvidosa, que teremos o catching up da extrema pobreza no Brasil.

Visto que; mães mais educadas investem eficientemente os recursos que dispõem mesmo em face à escassez de recursos, famílias pobres são inclinadas a investir mais nos meninos do que em meninas e privilegiam o número de filhos ao invés de qualidade das crianças. O planejamento social do Bolsa Família vê as famílias pobres como meros receptores da política pública e não como agentes ativos no processo de mudança.

Assim, os artigos; “O Benefício do Bolsa Família é mais investido nos meninos?”, “Nutrição, condições de saúde e seus efeitos sobre o bem estar infantil: Onde intervir quando a mãe estudou pouco?”, “O impacto do bolsa família sobre quantidade e qualidades das crianças: uma análise utilizando matching”, avaliam estas questões em sua especificidade em cada capítulo desta dissertação.

Entrementes; meninos são privilegiados no longo prazo e as meninas prejudicadas no curto prazo quanto recebem o Bolsa família, a quantidade de crianças (medida pela propensão da mãe em ter filhos) não aumenta, e concomitantemente o Bolsa Família não dá evidências de melhorar a qualidade das crianças.

Em termos de apoio à formulação de políticas públicas, os resultados sugerem que os nutrientes são complementares à educação materna, fazendo com que mães educadas extraiam maiores benefícios dos recursos nutricionais que dispõem. Paralelamente, concluí-se que é possível compensar baixas escolaridades maternas com melhores condições de saúde disponíveis às crianças, e que a complementaridade entre calorias e educação materna só é mais vantajosa quando as mães possuem níveis excepcionais de educação, do contrário o efeito é pequeno sobre o bem estar infantil.

Os ensaios que compõem esta dissertação põe em evidência a magnitude do problema que a formulação de políticas públicas para o desenvolvimento infantil detém. Com isso, em termos gerais, argumenta se que o foco exclusivo nos recursos financeiros disponibilizados pelo Bolsa Família; não promove à alocação de modo equivalente dos recursos entre gêneros e podem em si promover a desigualdade de gêneros entre a família (fato de relevância impar

no debate atual de desenvolvimento humano), da mesma forma não promove a qualidade das crianças quando avaliada com base em indicadores antropométricos e pela distorção sériedade, fazendo com que outras dimensões importantes da pobreza (educação e nutrição) não sejam tratadas pelo programa. Como consequência, a mesma quantidade de recursos para famílias com escolaridade materna distinta também pode promover resultados totalmente distintos. Níveis de educação materna baixos, mesmo a provisão de mais recursos não gera o resultado esperado sobre o desenvolvimento infantil e a melhor solução é investir em condições de saúde desfrutadas pela criança não pela transferência monetária.