

IMPACTO DA POBREZA SOBRE A ESCOLARIDADE E O TRABALHO DAS CRIANÇAS DE 6 a 14 ANOS NO BRASIL

Abdoulaye Aboubacari Mohamed¹
Carlos Andres Charris Vizcaino²
Lorena V. Costa³

Resumo: A pobreza é um fenômeno destrutivo na vida de crianças de famílias pobres. A pobreza muitas vezes força a entrada das crianças no mercado de trabalho, dificultando que as mesmas tenham condições adequadas de estudo. Com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2015, esta pesquisa examina os determinantes da escolaridade e do trabalho infantil, com ênfase no papel da pobreza. A partir de um modelo *probit* bivariado, este estudo tenta verificar, com base em diversos estudos teóricos, o efeito da pobreza sobre a escolaridade e o trabalho infantil no contexto do Brasil. Os resultados obtidos mostram uma correlação positiva entre o trabalho infantil e a pobreza, e uma correlação negativa entre pobreza e frequência escolar das crianças. Eles também revelam o papel preponderante do capital social, o qual tem sido negligenciado na análise econômica da participação infantil em atividades socioeconômicas.

Palavras-chave : Pobreza, Frequência Escolar, Trabalho Infantil

Abstract: Poverty is a destructive phenomenon for children from poor families. Poverty often forces children into the labor market, making it difficult for them to have adequate conditions of study. Based on data from the National Sample by Household Survey (PNAD) 2015, this research examines the determinants of schooling and child labor, with an emphasis on the role of poverty. Based on a bivariate probit model and several theoretical studies, this study tries to verify the effects of poverty on schooling and child labor in the context of Brazil. The main results show a positive correlation between child labor and poverty, and a negative correlation between school attendance and poverty. They also reveal the preponderant role of social capital, which has been neglected in the economic analysis of child participation in socioeconomic activities.

Keywords: Poverty, School Attendance, Child Labor

JEL Classification: C01, I2, I3, J13, J62

ÁREA TEMÁTICAS: 13. Desigualdade, pobreza e políticas sociais

1. INTRODUÇÃO

O trabalho infantil é um tema importante acadêmica e politicamente em todo o mundo. Este tópico também é crucial para a formação de políticas públicas, pois tem fortes implicações sobre o bem-estar de crianças e famílias e, conseqüentemente, para a economia em seu conjunto. O trabalho infantil não é um fenômeno social desprezível no Brasil. Com base nos dados da PNAD, entre os anos de 2014 e 2015 foi registrado um aumento de 8,5 mil crianças dos 5 aos 9 anos expostas ao trabalho, o que corresponde a 11% de um total de meninos e meninas trabalhadores nesta idade. Esse percentual foi ainda maior nas regiões relativamente pobres, ou seja, no norte e nordeste e nas áreas rurais do país (IBGE, 2015).

Um grande número de estudos mostra que o trabalho infantil cria efeitos adversos significativos sobre o capital humano das crianças. Isso afeta negativamente a escolarização e

¹ Doutorando em Economia Aplicada, Departamento de Economia Rural-UFV.

² Doutorando em Economia Aplicada, Departamento de Economia Rural-UFV.

³ Professora do Departamento de Economia Rural – UFV.

o desempenho acadêmico (Heady, 2003; Gunnarsson, Orazem e Sánchez, 2006); Dumas, 2012; He, 2016), e também tem efeitos adversos sobre a saúde das crianças (O'Donnell, Rosati e Van Doorslaer, 2005). Além disso, esses efeitos negativos parecem perdurar no tempo. Por exemplo, um adulto ganha menos se ele estava trabalhando durante a infância, mesmo depois de controlar pelo seu nível educacional (EMERSON ; SOUZA, 2011).

No nível macro, o trabalho infantil também tem implicações importantes para o crescimento de longo prazo dos países em desenvolvimento, já que o capital humano é crucial para o desenvolvimento. Na literatura econômica, a questão do trabalho infantil e a escolaridade atraiu atenção considerável, especialmente entre os economistas do desenvolvimento. Diferentes aspectos foram examinados cuidadosamente, tanto teoricamente quanto empiricamente. Em vias teóricas, as questões de eficiência, padrões de trabalho, restrições ao trabalho infantil, escolarização das crianças etc., são assuntos de muitos estudos (Ranjan, 2001; Tsuyuhara, 2014; Sirohi, 2014).

A literatura empírica sobre trabalho infantil é ainda maior. Os tópicos incluem o efeito da renda dos pais ou da família no trabalho infantil (De Carvalho Filho, 2012; Rogers e Swinnerton, 2004), o efeito da riqueza familiar no trabalho infantil (Bacolod e Ranjan, 2008; Basu, Das e Dutta, 2010; Bouoiyour e Miftah, 2014), como o desenvolvimento financeiro afeta o trabalho infantil (Dehejia e Gatti, 2005), os efeitos dos choques econômicos na incidência do trabalho infantil (Beegle, Dehejia e Gatti, 2006), o papel da globalização, comércio internacional e investimento estrangeiro direto sobre trabalho infantil (Wang e Zhao, 2016), e a importância da estrutura familiar, da preferência dos pais e do poder de barganha da mãe na decisão de participação no trabalho infantil (KUMAR, 2013).

Complementarmente, várias análises permitem destacar a importância da influência da família na determinação das atividades das crianças (Grootaert, 1998; Basu e Van, 1998; Blunch e Verner, 2000). De fato, em função das restrições orçamentárias e comunitárias, o grupo familiar é levado a realizar arbitragens entre a formação escolar e a aprendizagem em unidades informais e entre atividades produtivas e atividades escolares. Nesse sentido, as razões que explicariam o trabalho precoce da criança, em detrimento da frequência escolar, poderiam ser a pobreza ou a imperfeição do mercado de crédito, por exemplo.

Ao considerar o caso brasileiro, pode-se dizer que alguns estudos econômicos sobre o trabalho infantil e a escolaridade já foram feitos. Emerson e Souza, (2008) examinaram os efeitos da ordem de nascimento nas alocações intra-domiciliares, evidenciadas pela incidência de trabalho infantil e frequência escolar de crianças brasileiras. Zhang (2012) examina as consequências de longo prazo do trabalho infantil na renda, na saúde e no nível educacional de um adulto. Embora seja um dos maiores países em desenvolvimento do mundo, o Brasil é classificado como um país de “risco” de trabalho infantil, conforme indicado pelo Índice Maplecroft de Trabalho Infantil (2014).

O presente estudo pretende responder a seguinte pergunta: qual é a relação entre a pobreza, o trabalho infantil e a escolaridade das crianças? Alguns trabalhos já fizeram análises similares, mas não há um consenso dos resultados finais. Basu e Van (1998) encontraram uma correlação positiva entre o trabalho infantil e a pobreza, e uma correlação negativa entre a frequência escolar das crianças. Já Bhalotra e Heady (2003), realizando um estudo sobre Gana e Paquistão, descobriram que o uso de trabalho infantil em grande parte emerge das famílias mais ricas. A descoberta do estudo baseou-se na observação de que as crianças em lares ricos em terra têm maior probabilidade de trabalhar e frequentar menos a escola do que as crianças das famílias pobres da terra. Esse fenômeno é chamado de paradoxo da riqueza. Isso resulta do fato de que a maior parte das crianças envolvidas em atividades de trabalho infantil em países em desenvolvimento está relacionada ao subsetor agrícola, como fazendas ocupadas por famílias. Isso quer dizer que a terra é o estoque mais significativo de riqueza nas sociedades agrárias e sua distribuição é desigual. Portanto, as famílias com maior posse de terra têm maior

probabilidade de ter seus filhos trabalhando, em vez de irem para a escola, em comparação com as famílias com menor posses de terra, as quais acham extremamente difícil mandar seus filhos para o trabalho, mesmo quando desejam fazê-lo, devido à falta de posse da Terra. Abdullahi e Idriss (2016), realizando um estudo sobre países em desenvolvimento, encontraram um resultado totalmente contrário do que encontrou Basu e Van (1998). O presente trabalho busca verificar esta relação no contexto do Brasil.

A metodologia econométrica utilizada é o modelo *probit* bivariado. Busca-se fornecer uma visão geral dos determinantes do trabalho infantil e da frequência escolar, mais do que focar a causalidade de variáveis-chave (por exemplo, políticas governamentais). Assim, este estudo é mais sobre correlações do que sobre causalidade. Os resultados encontrados mostram uma correlação positiva entre o trabalho infantil e a pobreza, e uma correlação negativa entre a frequência escolar das crianças e a pobreza. Este resultado coincide com o trabalho de Basu e Van (1998). Além disso, os resultados revelam o papel preponderante do capital social, o qual tem sido negligenciado na análise econômica da participação infantil em atividades socioeconômicas. As crianças confiadas são menos propensas a frequentar a escola do que as crianças do chefe da família.

Para cumprir os objetivos propostos, o trabalho estruturou-se em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 é exposta a estratégia empírica do estudo, em que se descreve as variáveis utilizadas e o método de estimação. A seção 3 fornece uma análise descritiva das principais variáveis do estudo, bem como apresenta os resultados e interpretações do efeito específico das condições de vida das famílias na escolarização das crianças e suas ocupações no mercado de trabalho. Por fim, na seção 4 são sumarizadas as principais conclusões deste estudo.

2. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

2.1 Estratégia de identificação e aplicação do modelo econométrico: *Probit* bivariado

Estimar consistentemente o efeito da renda sobre trabalho infantil e escolaridade não é uma tarefa simples. Usar a disparidade de renda entre as famílias em uma seção transversal pode introduzir muitos problemas de identificação nas regressões. As características não observadas de uma família podem estar correlacionadas com a renda familiar, bem como com o investimento em escolaridade. Esta situação pode levar a uma má interpretação dos dados. Portanto, precisa-se de um experimento controlado que distribua aleatoriamente, aos domicílios, diferentes níveis de renda permanente. Este cenário não é possível, logo, uma solução seria, por meio de um experimento natural (por exemplo, uma mudança de alguma política), que alocasse as rendas como se fossem um experimento controlado. Este último também está ausente no presente trabalho, o que impossibilita uma interpretação causal dos resultados. No entanto, para poder mitigar parte desse problema, esta pesquisa compara domicílios com dois tomadores de decisões que possuem diferentes níveis de renda, controlando por características observadas tanto da criança como dos pais (tais como: idade dos pais, nível de educação do chefe da família, condição laboral dos pais, número de criança de 0 a 14 anos, migração e raça).

No entanto, dependendo do processo de tomada de decisão no domicílio, existem vários métodos de modelagem econométrica dos determinantes do trabalho infantil. O aspecto essencial desses modelos é saber se o tomador de decisão considera todas as escolhas oferecidas às crianças ou se a decisão segue um processo hierárquico, privilegiando a formação das crianças (GREENE 1997; GROOTAERT 1998). Assim, dentre os modelos econométricos utilizados no estudo do trabalho infantil, tem-se o modelo logístico multinomial, o modelo

sequencial (*logit* multinomial sequencial ou *logit* multinomial hierarquizado), o *probit* bivariado e os modelos binários *logit* ou *probit* univariado.

Cada uma dessas abordagens tem suas vantagens e desvantagens. A atração do método de escolha multinomial é que é necessário estimar uma única equação. Por construção, esta equação fornecerá uma série de probabilidades mostrando o efeito da variação de cada variável explicativa na probabilidade de escolher cada opção. No entanto, existem várias desvantagens associadas a este método. A mais importante é que o modelo logístico multinomial exige a suposição da Independência entre Alternativas Irrelevantes (IIA)⁴, ou seja, as percentagens de chance de fazer uma escolha ou uma outra são independentes umas das outras. Para este propósito, se as escolhas não independentes foram incluídas no modelo logístico multinomial, ele superestimar as probabilidades das diferentes opções. É possível testar a validade da hipótese do IIA⁵. Quando este teste não é conclusivo, o modelo alternativo atrativo é o *probit* multinomial, em que os termos de erro têm uma distribuição normal multivariada e não estão sujeitos à hipótese do IIA. Outro modelo mais operacional foi desenvolvido para relaxar parcialmente a forte hipótese do IIA. Esse é o modelo *logit* aninhado. No entanto, o uso desse modelo é limitado por causa dos problemas de disponibilidade de dados que permitiriam sua aplicação (GROOTAERT, 1998). A abordagem do modelo sequencial resolve muitas dessas dificuldades. A hipótese do IIA não é exigida, uma vez que cada alternativa é introduzida uma após a outra, e o vetor das variáveis explicativas pode ser ajustado para cada série de alternativas, se necessário. A desvantagem deste modelo é que as equações múltiplas são estimadas e, mais importante, as probabilidades derivadas são condicionadas pelas escolhas anteriores. Isso significa que os resultados da estimativa dependerão das opções solicitadas. Portanto, a abordagem sequencial é mais adequada para aplicações em que a ordem de escolha é claramente definida.

À luz dessas diferentes análises, a escolha do modelo para estimar os determinantes da escolaridade e do trabalho infantil levou em consideração o processo de tomada de decisão e os dados disponíveis. A intenção deste trabalho não é assumir que as decisões de escolaridade e trabalho infantil sejam independentes: se for o caso, poderia ser tratado em um modelo logístico multinomial. Também não adota a ideia de um processo sequencial de tomada de decisão, pois acredita-se que esse não seja necessariamente o caso. A partir daí, as oportunidades de escolarização e trabalho infantil podem ser tratadas como escolhas interdependentes. Usando um modelo *probit* bivariado, é possível testar a probabilidade de as crianças trabalharem e / ou irem para a escola. O *probit* bivariado leva em conta a existência de possíveis distribuições correlacionadas entre as duas equações (decisões). Também permite-se saber se essa estimação conjunta fornece diferenças significativas em oposição a *probit* univariada para cada equação.

Formalmente, o modelo é estabelecido da seguinte forma:

Seja y_1^* a variável latente que representa a decisão de trabalhar e y_2^* a propensão a ir à escola. Essas duas variáveis não são observadas. Elas são explicadas pelas combinações lineares de x_1 e x_2 , respectivamente. Uma especificação geral deste modelo de duas equações será:

⁴ A propriedade implica que a elasticidade cruzada da probabilidade de responder i em vez de j é a mesma para todo i diferente de j .

⁵ O teste de especificação de Hausman-Mc Fadden é um teste da hipótese do IIA sobre o modelo logístico multinomial.

$$y_1^* = \beta_1 x_1 + \varepsilon_1$$

ou: $y_1 = 1$ si $y_1^* > 0$ caso
contrário

$$y_2^* = \beta_2 x_2 + \varepsilon_2$$

ou: $y_2 = 1$ si $y_2^* > 0$ caso
contrário

Com $E[\varepsilon_1] = E[\varepsilon_2] = 0$. Os termos aleatórios, ε_1 e ε_2 , seguem uma distribuição bivariada com variâncias normalizadas para 1 como no *probit* univariado. Em outras palavras $\text{Var}[\varepsilon_1] = \text{Var}[\varepsilon_2] = 1$ e $\text{Cov}[\varepsilon_1 \varepsilon_2] = \rho$ ou $\varepsilon_1 \varepsilon_2 \in [0,1]$. ρ denota o coeficiente de correlação entre as duas equações. x_1 e x_2 são vetores de linhas de variáveis explicativas que determinam respectivamente as propensões a trabalhar e a ir à escola. β_1 e β_2 representam os vetores de coluna dos parâmetros associados às duas equações. Deve-se notar que, com o modelo descrito, quatro combinações de y_i^* são possíveis:

- (i) as crianças participam da força de trabalho e vão para a escola, $y_1^* = 1$ e $y_2^* = 1$
- (ii) as crianças não trabalham, mas vão para a escola, $y_1^* = 0$ e $y_2^* = 1$
- (iii) as crianças participam da força de trabalho e não frequentam a escola $y_1^* = 1$ e $y_2^* = 0$
- (iv) as crianças não trabalham, nem vão à escola, $y_1^* = 0$ e $y_2^* = 0$.

Além disso, vários efeitos marginais podem ser calculados (por exemplo, o efeito marginal $\text{Pr}[y_1^* = 1 \text{ e } y_2^* = 1]$, $\text{Pr}[y_1^* = 1 \text{ e } y_2^* = 0]$, $\text{Pr}[y_1^* = 0 \text{ e } y_2^* = 1]$, $\text{Pr}[y_1^* = 0 \text{ e } y_2^* = 0]$). As estimativas do *probit* bivariado são obtidas pela máxima verossimilhança. No plano prático, trata-se de estimar equações reduzidas dos determinantes do trabalho e do acesso à educação para as crianças de 6 a 14 anos. É necessário, neste ponto da análise, esclarecer as variáveis usadas no modelo de análise econométrica.

2.2 Fonte de dados e descrição das variáveis

O presente trabalho baseia-se na utilização dos dados da PNAD do ano de 2015, explorando as diversas variáveis explicativas do trabalho infantil e escolaridade disponíveis na pesquisa. Com base nos dados disponíveis, foram definidas as variáveis dependentes e as variáveis explicativas utilizadas. É importante ressaltar que a PNAD é uma pesquisa amostral complexa, ou seja, é caracterizada por possuir aspectos de estratificação das unidades de amostragem, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção em um ou em mais estágios (SILVA; PESSOA ; LILA, 2002). Diante desse fato, os dados obtidos das PNADs não podem ser tratados como observações independentes e identicamente distribuídas (IID), uma vez que não foram gerados por amostras aleatórias simples com reposição. Não considerar que os dados da PNAD formam uma amostra complexa pode gerar valores de variância menor do que se o plano amostral tivesse sido considerado. Neste sentido, as análises realizadas no presente estudo levaram em consideração a complexidade amostral da PNAD, a fim de obter erros-padrão consistentes. Os dados utilizados abrangem todos os estados do Brasil, e a amostra ficou limitada a crianças⁶ na faixa etária de 6 a 14 anos.

As duas variáveis dependentes utilizadas levam em conta tanto a escolaridade quanto o trabalho infantil. A escolaridade assume valor 1, se a criança frequenta a escola e 0, caso contrário. A segunda variável dependente do trabalho assume o valor 1, se a criança trabalha e 0, caso contrário. A noção de trabalho infantil neste estudo abrange atividades tanto comerciais

⁶ O termo criança aplica-se a toda pessoa menor de 18 anos (OIT, 1999).

como não comerciais⁷, realizadas regularmente por uma pessoa com menos de 18 anos de idade⁸ dentro da família⁹ ou fora dela, em ambientes formais ou informais. O conjunto das variáveis explicativas pode ser agrupado em três grandes categorias, as quais estão descritas nas próximas seções.

Características da criança

A variável sexo da criança é uma *dummy* que assume valor 1, se a criança é do sexo masculino e 0, caso contrário. As *dummies* preta, amarela, parda, indígena e branca, que indicam a raça ou cor, determinam se a probabilidade de a criança estar inserida no mercado de trabalho e/ ou estudando, dependem da cor da mesma. A raça das crianças é importante uma vez que aquelas consideradas pardas estão associadas a um aumento das chances da criança trabalhar Barros, Mendonça e Velazco (1994). Cada uma dessa *dummies* assume valor 1, se a criança foi declarada pertencente à raça específica e 0, caso contrário. No modelo estimado, omitiu-se a *dummy* que indica se a criança pertence à raça branca. Quanto à variável criança¹⁰, ela assume o valor 1, se o filho for filho do chefe da família e 0, caso contrário.

Características dos pais

As características dos pais incluem o número de anos de educação da mãe (*anestmulher*) e do pai (*anesthome*). Essas variáveis são dispostas de forma contínua por meio do número de anos de educação da mãe ou do pai. A educação dos pais tem duas principais vantagens na vida das crianças. Em primeiro lugar, há um efeito de renda, que é positivo se os pais estiverem estudando (estudaram) até o ensino superior, isso aumentará a capacidade de ganhar renda no mercado e mais renda é gasta em tudo que os pais valorizam (crianças). Em segundo lugar, há um efeito de substituição ou alocação de tempo, que depende do impacto da educação dos pais sobre o custo do investimento de capital humano em seus filhos (JOHN ; CHIARA, 2010).

Como características dos pais também se inclui o fato de que a mulher e / ou o homem tiveram uma atividade produtiva ou lucrativa durante os últimos doze meses. Estas variáveis são identificadas por *trabalho_mulher* e *trabalho_homem* e tomam o valor 1, se a mulher ou o homem estiver ativo durante o período mencionado acima. A consideração destas variáveis é importante, pois, a maioria das famílias permitem que os seus filhos trabalhem apenas se o salário do adulto prevalecente no mercado de trabalho for inferior ao do salário normal (Basu e Van, 1998). O trabalho considera homem como chefe da família¹¹ denotada *home chef*.

Finalmente, uma outra variável, que pode ter efeito sobre a matrícula escolar e / ou trabalho infantil, foi levada em conta na análise. Este é o lado da mulher, do fato de que ela teve que imigrar, denominada *emigra*.

Características do domicílio

Nesta pesquisa, o padrão de vida do domicílio é captado pela variável *pobre*¹². Dada a imperfeição do mercado de capital e as restrições orçamentárias da família, a variável pobreza é um fator importante neste trabalho. A inclusão do estado de pobreza das famílias permite-se

⁷ Esta escolha foi feita para levar em conta que estas são atividades que são mais susceptíveis de aumentar a renda familiar.

⁸ No Brasil, a Constituição Federal de 1988 permite o trabalho a partir dos 16 anos, exceto nos casos de trabalho noturno, perigoso ou insalubre, nos quais a idade mínima é de 18 anos. A Constituição admite, também, o trabalho a partir dos 14 anos, mas somente na condição de aprendiz, Ibge (2017). No entanto, de acordo com a Convenção Nº 138 da Organização Internacional do Trabalho (OIT) sobre Idade Mínima (1973), é ilegal empregar crianças menores de 15 anos de idade.

⁹ Do ponto de vista estritamente econômico, o recurso aos servidores participa do sistema de produção nesse sentido que libera uma força de trabalho potencial necessária a produção de outros bens.

¹⁰ Base = filho não biológico do chefe da família

¹¹ Base= mulher

¹² Segundo a IBGE 2017, cerca de 50 milhões de brasileiros, o equivalente a 25,4% da população, vivem na linha de pobreza e tem renda familiar equivalente a R\$ 387,07 ou US\$ 5,5 por dia, valor adotado pelo Banco Mundial para definir se uma pessoa é pobre. Base = não pobre

testar as implicações da "axioma de luxo" de Basu e Van (1998). Espera-se que este resultado seja afirmado no contexto do Brasil.

O número de crianças no domicílio também pode alterar as escolhas na decisão de escolaridade ou trabalho. Este aspecto é apreendido pelas variáveis (*num_crian_0_4*) e (*num_crian_esc_6_14*). A introdução de variáveis *num_crian_0_4* e *num_crian_esc_6_14* é baseada sobre o fato de que o custo de se escolarizar todas as crianças pode ser elevado (se tiver um número maior de crianças na família), ou seja, um número de crianças maior numa família pode afetar a decisão da família de escolarizar todas as crianças ou não. Também é baseada em modelos estratégicos que argumentam que uma pessoa deveria ter comportamento fortemente influenciado pelo número de irmãos e as atitudes dos últimos. Assim, o fato de que há crianças numa família que já estão na escola aumenta a chance de que os outros também estejam na escola, *ceteris paribus*. As estimativas econométricas e seus comentários são discutidos na seção seguinte.

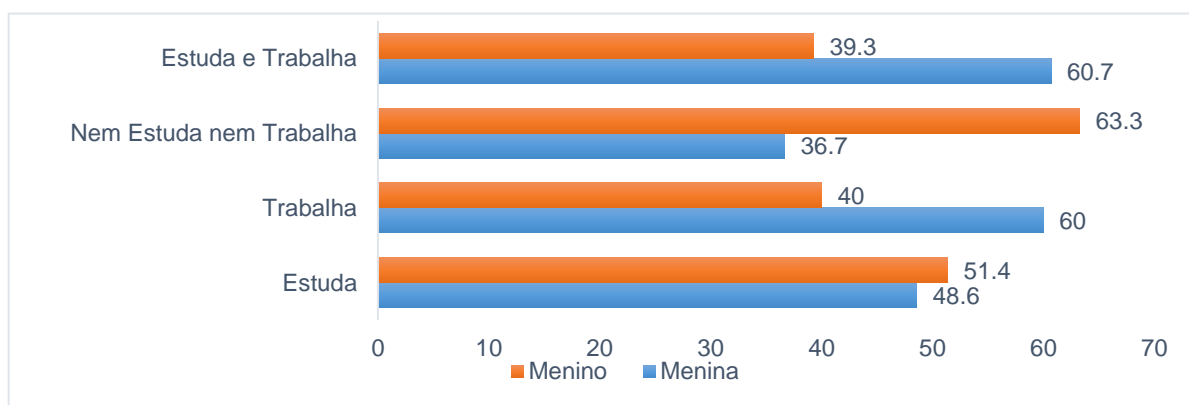
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Estatísticas Descritivas

A amostra utilizada neste estudo foi constituída por 114.043 crianças. Com base nas características das crianças de faixa etária de 6 a 14 anos, nota-se que 5,05% das crianças estavam trabalhando e 98,57% estudando. Estes resultados, no entanto, escondem as desigualdades tanto por idade como por sexo. Em geral, quanto maior é a idade, menos as crianças frequentam a escola e mais as mesmas se dedicam a uma atividade de trabalho. Isso pode ser explicado pelo fato de que as crianças que estão ficando mais velhas têm maior probabilidade de participar do mercado de trabalho ou de fracassar na escola.

A Figura 1 mostra uma visão geral da proporção de crianças por sexo. Observa-se que, no geral, 51% dos meninos estão na escola, 40% trabalha exclusivamente, 39% estuda e trabalha e 63% nem estuda nem trabalha. Essas mesmas proporções são de 49%, 60%, 61% e 37%, respectivamente, para meninas.

Figura 1: Proporção das crianças visão geral – Brasil - 2015



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2015.

Este resultado não coincide com o trabalho de Moreira e Teixeira (2014). Os autores analisaram o efeito das variáveis socioeconômicas que influenciaram a alocação das crianças entre trabalho e estudo na região do Nordeste brasileiro, segundo o gênero. Eles destacam que crianças de sexo masculino possuem maiores chances de não estudar e trabalhar ou estudar e trabalhar, quando comparado às crianças de sexo feminino.

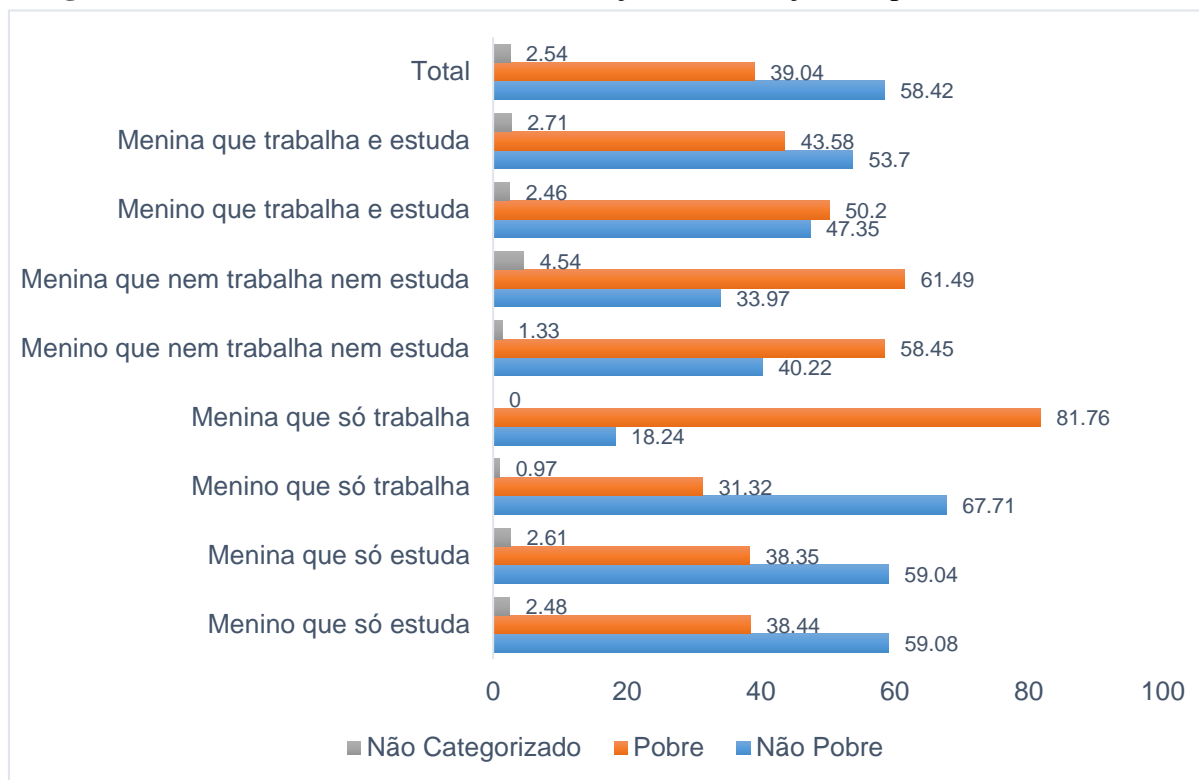
Em suma, a questão do trabalho infantil está, portanto, no centro de um duplo paradoxo nos países em desenvolvimento. O trabalho infantil pode reduzir as chances de

desenvolvimento, visto que remove uma grande proporção de crianças da escola e, ao mesmo tempo, fornece pouca renda aos domicílios pobres. A tabela 2 do anexo fornece uma caracterização mais clara dessa proporção. A seção seguinte apresenta as estimativas sobre os efeitos da pobreza sobre a escolaridade e o trabalho das crianças.

3.1 Relações entre pobreza, escolaridade e o trabalho das crianças

As disparidades mencionadas acima são mais pronunciadas de acordo com o padrão de vida dos agregados familiares. A Figura 2 apresenta as condições de escolaridade e de trabalho das crianças conforme o nível de pobreza do domicílio. Observa-se que 38% dos meninos e meninas dos agregados familiares pobres frequentam a escola, enquanto 59% dos meninos e meninas dos agregados familiares não pobre frequentam.

Figura 2: Escolaridade e o trabalho das crianças sob condições de pobreza– Brasil - 2015



Fonte : Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2015.

Por outro lado, os meninos dos agregados familiares não pobres são mais propensos a trabalhar do que os meninos das famílias pobres. Isso pode ser explicado pelo paradoxo da riqueza de Bhalotra e Heady (2003). Nota-se que 68% dos meninos dos agregados familiares não pobres trabalham e 31% dos meninos de famílias pobres estão nessa categoria. No entanto, a alta proporção das meninas trabalhadoras das famílias pobres apresenta um problema duplo tanto se a família decide deixar a menina no mercado do trabalho quanto se retira a criança do mercado do trabalho.

Se a família decide deixar a menina no mercado de trabalho, isso provocará um problema de saúde física, bem-estar mental e moral e reduz as chances de essas meninas escaparem da pobreza e, acima de tudo, comprometer o desenvolvimento futuro dos países em desenvolvimento, Ravallion e Wodon (2000). Maitra e Ray (2000) descobriram que em Gana e no Paquistão, uma grande proporção (30%) da renda familiar vem do trabalho infantil. Eles concluem que, se essas crianças são removidas do trabalho por lei sem qualquer regulamentação

(incluindo fácil acesso ao crédito ou melhores oportunidades de emprego para adultos), uma grande proporção dessas famílias se tornaria altamente vulnerável.

O agregado familiar também pode ser forçado a retirar as crianças da escola devido a sua renda que está próxima do nível de subsistência. A baixa renda disponível serve para satisfazer as necessidades diárias da família. Nesta situação, o financiamento da formação é um custo que é tanto maior quanto acrescenta-se o risco da adequação desta formação às necessidades do mercado de trabalho, isso é uma das razões pelas quais as famílias pobres preferem enviar seus filhos ao mercado de trabalho. Neste sentido, os resultados parecem indicar que a pobreza pode ser uma das principais razões do trabalho e da não escolarização das crianças, já que o percentual dos meninos e meninas das famílias pobres que estão no mercado de trabalho não é negligenciável. A Tabela 3 do Anexo exibe uma visão geral dessa proporção. A seção seguinte apresenta os resultados da estimação do modelo *probit* bivariado.

3.2 Resultado do Modelo *Probit* Bivariado

Os resultados obtidos a partir das estimativas econométricas estão resumidos na Tabela 1 abaixo. Nota-se que o coeficiente ρ , indicando a correspondência entre os resíduos das duas equações do modelo, é estatisticamente significativo, o que justifica a estimativa do modelo *probit* bivariado. A primeira parte da Tabela 1 fornece estimativas dos parâmetros que afetam a decisão de trabalhar, enquanto a segunda parte estima os parâmetros que influenciam a frequência escolar das crianças, e o restante da tabela exibe os vários efeitos marginais.

Tabela 1: Coeficientes de Regressão da Estimação do modelo *probit* bivariado e efeitos marginais sobre a decisão de ocupação da criança- Brasil-2015

Variáveis independentes	Trabalho das crianças	Escolarização das crianças	dy/dx Nem est. Nem trab.	dy/dx Só trab.	dy/dx Est. e trab.	dy/dx Só est.
Constante	-3.32686*** (0.17890)	-1.93039*** (0.21032)	-	-	-	-
Características da criança						
Sexo-Menino	-0.24120*** (0.01523)	-0.18650*** (0.02265)	0.00545*** (0.00062)	-0.0211*** (0.00133)	-0.02118*** (0.0013)	-0.00553*** (0.00069)
Idade	0.16832*** (0.03222)	0.77569*** (0.04015)	0.02106*** (0.00114)	0.01472*** (0.00282)	0.016681*** (0.00275)	0.02301*** (0.00126)
idade ² /100	0.21922 (0.14883)	-3.97225*** (0.19990)	0.10577*** (0.00569)	0.01918 (0.01302)	0.00709 (0.01268)	-0.11788*** (0.00635)
Amarela	0.17401 (0.15626)	4.88673*** (0.04444)	-0.13098*** (0.00375)	0.01522 (0.01367)	0.02924** (0.01338)	0.14502*** (0.00395)
Preta	0.06246* (0.03324)	0.00001 (0.04832)	-0.00012 (0.00129)	0.00546* (0.0029)	0.00534* (0.0028)	0.00001 (0.00143)
Parda	0.11603*** (0.01672)	-0.04358* (0.02561)	0.00094 (0.00068)	0.01015*** (0.00145)	0.0098*** (0.00142)	-0.001293* (0.00075)
Indígena	0.34882*** (0.08780)	0.07938 (0.10563)	-0.00279 (0.00283)	0.03052*** (0.00768)	0.03008*** (0.00752)	0.00235 (0.00313)
Criança	0.12084*** (0.02410)	0.27546*** (0.03334)	-0.00759*** (0.0009)	0.01057*** (0.00211)	0.01114*** (0.00206)	0.00817*** (0.001005)
Características dos pais						
Idade-homem	-0.00364*** (0.00078)	0.00749*** (0.00127)	-0.00019*** (0.00003)	-0.00031*** (0.00006)	-0.00028*** (0.00006)	0.00022*** (0.00003)
Homem-chefe	0.05595*** (0.01750)	0.06736*** (0.02594)	-0.00190*** (0.00069)	0.00489*** (0.00153)	0.00498*** (0.00149)	0.00199** (0.00077)
Trabalho-homem	-0.32967*** (0.04558)	-0.02372 (0.05045)	0.00127 (0.00134)	-0.02884*** (0.00399)	-0.02827*** (0.0039)	-0.0007 (0.00149)
Trabalho-mulher	-0.07373** (0.03446)	-0.07999* (0.04640)	0.00228* (0.00124)	-0.00645* (0.00301)	-0.00654** (0.00295)	-0.00237* (0.00137)

Anesthome	-0.03275*** (0.00215)	0.01923*** (0.00333)	-0.00045*** (0.00008)	-0.00286*** (0.00018)	-0.00274*** (0.00018)	0.00057*** (0.0001)
Anestmulher	-0.02303*** (0.00219)	0.04511*** (0.00353)	-0.00116*** (0.00009)	-0.00201*** (0.00019)	0.00183*** (0.00018)	0.00133*** (0.0001)
Emigra	0.06499** (0.02766)	0.11004** (0.05065)	-0.00306** (0.00135)	0.00568** (0.00242)	0.00588** (0.00237)	0.00326*** (0.0015)
Características do domicílio						
Pobre	0.05886*** (0.01790)	-0.06938** (0.02722)	-0.00174* (0.00072)	0.00515*** (0.00156)	0.00483*** (0.00153)	-0.00205** (0.0008)
Num_crian_0_4	0.06216*** (0.01300)	-0.13225*** (0.01536)	0.00341*** (0.00041)	0.00543*** (0.00113)	0.00493*** (0.00111)	-0.00392*** (0.00045)
Num_crian_esc_6_14	-0.01166 (0.01039)	-0.05654*** (0.01266)	0.00153*** (0.00034)	-0.00102 (0.0009)	-0.00116 (0.00088)	-0.00167*** (0.00037)
Rho	-0.1163*** (0.02229)	Log Verossimilhança	-14546015	N	114043	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2015. Nota: ***: Significativo a 1%; **Significativo a 5%; *Significativo a 10%. Erros padrão entre parenteses ().

No Brasil, a pobreza influencia negativamente a escolaridade e positivamente o trabalho infantil, o que está de acordo com o "axioma de luxo" de Basu e van (1998). Mais especificamente, a ideia de que a não escolarização das crianças se deve também à pobreza é estatisticamente significativa. Uma previsão dos modelos tradicionais de investimento em capital humano é a de que, em um mundo em que as famílias tenham acesso a um mercado de crédito eficiente, o padrão de vida não deve afetar diretamente a escolaridade das crianças.

Mas, o contexto sócio-econômico do Brasil faz com que os pais não possam tomar empréstimos facilmente para financiar os investimentos necessários para a educação de seus filhos. Essas restrições orçamentárias implicam que os gastos educacionais por família são geralmente uma função do nível de pobreza. A sugestão feita dos modelos tradicionais é que uma melhoria nas condições do mercado de crédito poderia fomentar um maior investimento em recursos humanos.

A presença de crianças de 0 a 4 anos no domicílio afeta negativamente a frequência escolar de crianças de 6 a 14 anos. Os últimos são convidados a cuidar de bebês, ou seja, uma participação ativa das atividades socioeconômicas dos domicílios. Assim, dependendo do relacionamento familiar, os filhos do chefe da família têm maior probabilidade de frequentar do que os filhos que foram confiados ou os filhos do cônjuge.

Ceteris paribus, a propensão das crianças a se tornarem parte da força de trabalho cresce com a idade. Como vimos na maioria dos estudos sobre o fenômeno, por exemplo no trabalho de Andvig (1998), destaca-se que o trabalho que as crianças realizam normalmente é manual e físico, o que não requer nenhuma educação ou treinamento especial. Isso explica em parte porque quanto mais velha a criança, mais provável é que ela trabalhe mais. O valor positivo e negativo do coeficiente relacionado com a variável idade ao quadrado indica que a probabilidade de participação no mercado de trabalho aumenta acentuadamente com a idade, e a probabilidade de frequentar diminui com a idade. Este valor, no entanto, é estatisticamente significativo em relação a escolaridade. A participação de meninas na força de trabalho é significativamente maior que a dos meninos. As meninas são encontradas massivamente nos serviços domésticos por causa de normas culturais. De acordo com os resultados de outros estudos (Grootaert, 1998), a posição da criança no domicílio também influencia o seu trabalho. A propensão para o trabalho é significativamente menor quando se trata dos filhos ou filhas do chefe da família. No que tange aos efeitos das *dummies* de raça, estas não parecem mostrar evidências de efeitos significativamente diferentes das crianças amarela, preta ou indígena, em relação às crianças brancas. Constatou-se que ser preta ou indígena está associado positivamente e significativamente com a probabilidade da criança trabalhar, e ser amarela está associado positivamente e significativamente com a probabilidade da criança estudar, ser parda

está associado positivamente e significativamente com a probabilidade da criança trabalhar e negativamente com a probabilidade de estudar em relação às crianças brancas. Assim, pode-se dizer que ser preta, indígena ou parda aumente a probabilidade de trabalhar em relação a crianças brancas.

A idade do chefe da família está positivamente e significativamente correlacionada com a frequência escolar das crianças e negativamente com o trabalho das crianças. A esse respeito, as características específicas do chefe da família parecem ser um dos fatores explicativos da escolaridade da criança. Para os agregados familiares chefiados por homens, as crianças têm a probabilidade maior de frequentar a escola. O nível elevado de educação dos pais tem um efeito de aumentar as chances de uma criança ir à escola. Quanto maior a educação dos pais, mais favorável é o ambiente familiar ao acúmulo de capital humano. A educação dos chefes de família leva a uma reorientação das atividades para setores que empregam menos as crianças. A suposição sobre o status de trabalho do chefe de família é quase verificada. As crianças teriam menos probabilidade de trabalhar quando o chefe de família trabalha. Além disso, o fato de a mãe ser imigrante favorece as crianças a estudar mais de que trabalhar.

4. CONCLUSÃO

Esta pesquisa examina os fatores explicativos da escolaridade e / ou do trabalho de crianças de 6 a 14 anos, fazendo uma ligação com a pobreza das famílias no Brasil e se baseia na base de dados da PNAD 2015. O estudo atingiu 114.043 crianças e revela as seguintes tendências principais em termos do poder explicativo da escolaridade e / ou trabalho infantil.

Como se pode esperar, a escolaridade é uma função crescente do padrão de vida do domicílio e uma função decrescente do trabalho. De acordo com os resultados, as crianças de famílias pobres têm menos probabilidade de estar na escola do que as de famílias ricas. Os resultados permitem concluir que ser pobre está associado a uma alta propensão dos pais a enviar seus filhos para o mercado de trabalho.

Em relação as características da criança, a escolaridade é afetada pelo sexo. Assim, os meninos são menos propensos a frequentar a escola do que as meninas. O coeficiente dessa variável é significativo. Da mesma forma, o relacionamento da criança com a família influencia a escolaridade, ou seja, a probabilidade é forte de que a criança frequente a escola se ela é filha do chefe da família. As crianças confiadas são menos propensas a frequentar a escola do que as crianças do chefe da família.

Uma das limitações deste estudo é ter calculado o variável padrão de vida sem levar em conta as características das diferentes áreas urbanas e rurais. No futuro, seria interessante calcular esse índice de maneira diferente para cada localidade.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDULLAHI, I. I. et al. Does Poverty Influence Prevalence of Child Labour in Developing Countries? **International Journal of Economics and Financial Issues**, v. 6, n. 1, p. 7–12, 2016.

ASSAAD, R.; LEVISON, D.; ZIBANI, N. **The effect of child work on school enrollment in Egypt**. Economic Research Forum for the Arab Countries, Iran and Turkey, 2001

Andvig, J. C. « Child labour in sub-saharan Africa : an exploration », **Forum for development studies**, n°2, pp. 327-362, 1998

BACOLOD, M. P.; RANJAN, P. Why children work, attend school, or stay idle: the roles of ability and household wealth. **Economic Development and Cultural Change**, v. 56, n. 4, p. 791–828, 2008.

BASU, K.; DAS, S.; DUTTA, B. Child labor and household wealth: Theory and empirical

evidence of an inverted-U. **Journal of development economics**, v. 91, n. 1, p. 8–14, 2010.

BEEGLE, K.; DEHEJIA, R. H.; GATTI, R. Child labor and agricultural shocks. **Journal of Development economics**, v. 81, n. 1, p. 80–96, 2006.

BHALOTRA, S.; HEADY, C. Child farm labor: The wealth paradox. **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 197–227, 2003.

BLUNCH, N.-H.; VERNER, D. **Is functional literacy a prerequisite for entering the labor market? An analysis of the determinants of adult literacy and earnings in Ghana**. 2000.

BOUOYOUR, J.; MIFTAH, A. Household welfare, international migration and children time allocation in rural Morocco. **Journal of Economic Development**, v. 39, n. 2, p. 75, 2014.

DE CARVALHO FILHO, I. E. Household income as a determinant of child labor and school enrollment in Brazil: Evidence from a social security reform. **Economic Development and Cultural Change**, v. 60, n. 2, p. 399–435, 2012.

DEHEJIA, R. H.; GATTI, R. Child labor: the role of financial development and income variability across countries. **Economic Development and Cultural Change**, v. 53, n. 4, p. 913–931, 2005.

DUMAS, C. Does work impede child learning? The case of Senegal. **Economic Development and Cultural Change**, v. 60, n. 4, p. 773–793, 2012.

Edmonds, E.V. Child labor. In: Strauss, J., Schultz, T.P. (Eds.), **Handbook of Development Economics**, vol. 4, pp. 3607–3709, 2008.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. Birth order, child labor, and school attendance in Brazil. **World Development**, v. 36, n. 9, p. 1647–1664, 2008.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. Is child labor harmful? The impact of working earlier in life on adult earnings. **Economic Development and Cultural Change**, v. 59, n. 2, p. 345–385, 2011.

Greene, W. **Econometric analysis**, 3rd ed., Prentice Hall. 1997.

Grootert, C. Child labor in Côte d’Ivoire: incidence and determinants, Policy research working paper n° 1905, **World Bank**, Washington, D. C. 1998.

GUNNARSSON, V.; ORAZEM, P. F.; SÁNCHEZ, M. A. Child labor and school achievement in Latin America. **The World Bank Economic Review**, v. 20, n. 1, p. 31–54, 2006.

HE, H. Child labour and academic achievement: Evidence from Gansu Province in China. **China Economic Review**, v. 38, p. 130–150, 2016.

HEADY, C. The effect of child labor on learning achievement. **World Development**, v. 31, n. 2, p. 385–398, 2003.

JENSEN, P.; NIELSEN, H. S. Child labour or school attendance? Evidence from Zambia. **Journal of population economics**, v. 10, n. 4, p. 407–424, 1997.

KUMAR, A. Preference based vs. market based discrimination: Implications for gender differentials in child labor and schooling. **Journal of Development Economics**, v. 105, p. 64–68, 2013.

MOREIRA, G.C.; TEIXEIRA, E.C.; GOMES, M.F.M.; MOREIRA, R.B. Determinantes do trabalho infantil na região Nordeste do Brasil, no ano de 2009. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v.13, n.2, p.258-272, 2014.

O’DONNELL, O.; ROSATI, F. C.; VAN DOORSLAER, E. Health effects of child work: Evidence from rural Vietnam. **Journal of Population Economics**, v. 18, n. 3, p. 437–467, 2005.

RANJAN, P. Credit constraints and the phenomenon of child labor. **Journal of development economics**, v. 64, n. 1, p. 81–102, 2001.

RAY, R. Analysis of child labour in Peru and Pakistan: A comparative study. **Journal of population economics**, v. 13, n. 1, p. 3–19, 2000.

ROGERS, C. A.; SWINNERTON, K. A. Does child labor decrease when parental incomes rise? **Journal of Political Economy**, v. 112, n. 4, p. 939–946, 2004.

SANTOS,C.F.; SOUZA,A.P.F. **A redução do trabalho infantil e o aumento da frequência na escola nos anos 90.** In : ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC,32., 2007, Recife. **Anais...**Recife: Anpec, 2007.

SIROHI, R. A. Child Labour, Human Capital Accumulation and Foreign Aid. **Journal of Economic Development**, v. 39, n. 3, p. 1, 2014.

TSUYUHARA, K. A welfare analysis of child labor restriction: Intergenerational perspectives. **Journal of Economic Development**, v. 39, n. 3, p. 15, 2014.

ZHANG, X. **Long-term health and socioeconomic consequences of child labor: Evidence from Brazil.** [s.l.] Working Papers, Department of Economics, Rutgers, The State University of New Jersey, 2012.

ZHAO, L.; WANG, F.; ZHAO, Z. **Trade Liberalization and Child Labor in China.** 2016.

ANEXO

Tabela 1- Proporção das crianças de 6 a 16 anos segundo as características, situação de ocupação - Brasil- 2015

Idade	Menino que só estuda		Menina que só estuda		Menino que só trabalha		Menina que só trabalha		Menino que nem trabalha nem estuda		Menina que nem trabalha nem estuda		Menino que trabalha e estuda		Menina que trabalha e estuda		Total	
	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%
6	4,067,953	12.6	4,166,164	13.7	3,136	8.3	0	0	154,435	33.3	92,540	34.4	24,053	1.9	4,300	0.2	8,512,581	12.8
7	4,388,799	13.6	4,128,838	13.6	1,056	2.8	0	0	33,304	7.2	28,159	10.5	41,241	3.3	30,038	1.5	8,651,435	13
8	3,878,958	12	3,668,925	12.1	0	0	0	0	27,595	5.9	14,892	5.5	63,732	5	39,890	2	7,693,992	11.5
9	3,883,885	12	3,795,784	12.5	0	0	0	0	18,589	4	21,333	7.9	89,327	7.1	71,997	3.7	7,880,915	11.8
10	3,603,428	11.2	3,370,224	11.1	175	0.5	0	0	43,798	9.4	18,716	7	92,760	7.3	142,022	7.2	7,271,123	10.9
11	3,351,118	10.4	3,075,549	10.1	5,109	13.5	5,150	9.1	37,426	8.1	8,659	3.2	119,196	9.4	234,292	12	6,836,499	10.2
12	3,265,239	10.1	2,952,779	9.7	2,586	6.8	5,357	9.4	28,650	6.2	16,925	6.3	175,545	13.9	291,790	14.9	6,738,871	10.1
13	2,896,999	9	2,762,408	9.1	3,092	8.2	12,955	22.8	53,986	11.6	13,704	5.1	295,467	23.3	503,014	25.7	6,541,625	9.8
14	2,895,312	9	2,500,908	8.2	22,735	60	33,302	58.7	66,670	14.4	54,330	20.2	365,252	28.8	642,930	32.8	6,581,439	9.9
Total	32,231,691	100	30,421,579	100	37,889	100	56,764	100	464,453	100	269,258	100	1,266,573	100	1,960,273	100	66,708,480	100

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2015.

Tabela 2- Proporção das crianças de 4 a 16 anos segundo o sexo, situação de ocupação - Brasil- 2015

Status da crianças	Menina			Menino			Total		
	No.	No.	No.	%	%	%	%	%	%
Estuda	30,421,579	32,231,691	62,653,270	48.6	51.4	100	93	94.8	93.9
Trabalha	56,764	37,889	94,653	60	40	100	0.2	0.1	0.1
Nem Estuda nem Trabalha	269,258	464,453	733,711	36.7	63.3	100	0.8	1.4	1.1
Estuda e Trabalha	1,960,273	1,266,573	3,226,846	60.7	39.3	100	6	3.7	4.8
Total	32,707,874	34,000,606	66,708,480	49	51	100	100	100	100

Tabela 3- Proporção das crianças de 4 a 16 anos segundo o nível de pobreza, situação de ocupação - Brasil- 2015

Nível de Pobreza	Menino que só estuda		Menina que só estuda		Menino que só trabalha		Menina que só trabalha		Menino que nem trabalha nem estuda		Menina que nem trabalha nem estuda		Menino que trabalha e estuda		Menina que trabalha e estuda		Total	
	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%
Não Pobre	19,042,728	59.08	17,961,700	59.04	25,655	67.71	10,355	18.24	186,787	40.22	91,461	33.97	599,675	47.35	1,052,757	53.7	38,971,118	58.42
Pobre	12,389,551	38.44	11,665,432	38.35	11,867	31.32	46,409	81.76	271,466	58.45	165,574	61.49	635,758	50.2	854,382	43.58	26,040,439	39.04
Não categorizado	799,412	2.48	794,447	2.61	367	0.97	0	0	6,200	1.33	12,223	4.54	31,140	2.46	53,134	2.71	1,696,923	2.54
Total	32,231,691	100	30,421,579	100	37,889	100	56,764	100	464,453	100	269,258	100	1,266,573	100	1,960,273	100	66,708,480	100