UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULADADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DE RIBEIRÃO PRETO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA:
ECONOMIA APLICADA

IVAN DONIZETTI DE PAULA JUNIOR

Impacto dos choques de renda sobre a alocação de tempo da criança/adolescente entre escola e mercado de trabalho

Orientador: Profª. Drª. Elaine Toldo Pazello

Ribeirão Preto, SP
2014

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior
Chefe do Departamento de Economia

Profª. Drª. Elaine Toldo Pazello
Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada

IVAN DONIZETTI DE PAULA JUNIOR

Impacto dos choques de renda sobre a alocação de tempo da criança/adolescente entre escola e mercado de trabalho

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de mestre em Ciências. Versão original.

ORIENTADORA: PROF.ª DR.ª ELAINE TOLDO PAZELLO

VERSÃO CORRIGIDA DA
(X) DISSERTAÇÃO
( ) TESE
O ORIGINAL SE ENCONTRA
DISPONÍVEL NA FEA-RP/USP

Ribeirão Preto, SP
2014

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Versão corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP

De Paula Junior, Ivan Donizetti

Impacto dos choques de renda sobre alocação de tempo da criança/adolescente entre escola e mercado de trabalho. Ribeirão Preto, 2014.

46 p. : il. ; 30 cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP. Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Pazello, Elaine Toldo.

1. Choque de renda. 2. Trabalho infantil. 3. Efeito trabalhador adicional. 4.Frequência escolar. 5. PEA

FOLHA DE APROVAÇÃO

Nome: De Paula Jr., Ivan Donizetti
Título: Impacto dos choques de renda sobre alocação de tempo da criança/adolescente entre escola e mercado de trabalho

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de mestre.

Aprovado em:_____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. _____ Instituição_____

Julgamento_____ Assinatura_____

Prof. Dr. _____ Instituição_____

Julgamento_____ Assinatura_____

Prof. Dr. _____ Instituição_____

Julgamento_____ Assinatura_____

Prof. Dr. _____ Instituição_____

Julgamento_____ Assinatura_____

Dedico essa dissertação à
minha família

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Ivan e Vera, e ao meu irmão Vinicius, por estarem sempre ao meu lado ao longo da minha vida e durante o mestrado. Pela paciência, apoio e motivação dados e que foram fundamentais para a realização deste trabalho. A eles dedico todas as minhas realizações.

À minha orientadora, Elaine Toldo Pazello, não somente por ser uma referência profissional e acadêmica, mas também pela amizade. Por todo apoio, orientação e paciência desde antes do mestrado e também durante. Agradeço por ter acreditado em mim e em meu trabalho, e por incentivar a minha formação acadêmica.

A todos os professores os professores da FEA-RP que contribuíram para a minha formação e me serviram de inspiração. Em especial, agradeço aos professores Luiz Guilherme Scorzafave e Reynaldo Fernandez pelas sugestões esclarecedoras e pelas contribuições no exame de qualificação.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e ao Programa Observatório da Educação (Capes/INEP), pelo apoio financeiro durante o primeiro e o segundo anos do mestrado, respectivamente.

A todos, minha eterna gratidão.

RESUMO

de PAULA JUNIOR, I. D. : **Impacto dos choques de renda sobre alocação de tempo da criança/adolescente entre escola e mercado de trabalho.** 2014. 46 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2014.

Existe uma vasta literatura evidenciando os determinantes que repercutem negativamente na acumulação de capital humano do menor de idade. O trabalho infantil seria uma dessas causas. Outros trabalhos mostram que um choque de renda sofrido pelas famílias pode estar por trás da oferta de trabalho de outros membros da família (esposa e filhos). Tal efeito é conhecido na literatura como efeito trabalhador adicional e pode estar relacionado, pelo menos no Brasil, à restrição de liquidez das famílias. O objetivo deste trabalho é averiguar o impacto de um choque de renda representado pela perda de emprego do chefe da família sobre a alocação do tempo dos filhos em idade escolar entre escola e mercado de trabalho. Para realizarmos este trabalho usamos dados da Pesquisa Mensal do Emprego, do IBGE, entre 2003 e 2012. De acordo com os resultados obtidos, o tratamento, ou melhor, o choque de renda representado perda de emprego do chefe da família não possui impacto significativo sobre a escolha das famílias de manter o filho apenas na escola ou de enviar o filho para o mercado de trabalho. Entretanto, nos casos em que o efeito do tratamento é persistente percebemos um impacto sensivelmente maior, apesar de ainda não ser estatisticamente diferente de zero. Na última subseção reproduzimos nosso modelo com dados da PME antiga com o intuito de checar a interferência da diferença de metodologia entre a PME antiga e a nova nos resultados. Notamos que com nosso desenho de modelo não encontramos os mesmos resultados de Duryea *et al.* (2007).

Palavras-Chave: Choque de renda. Trabalho infantil. Efeito trabalhador adicional. Frequência escolar. PEA.

ABSTRACT

de PAULA JUNIOR, I. D. : **Income shock impact on child/teenager time allocation among school and job.** 2014. 46 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2014.

There is a vast literature demonstrating the determinants that negatively affect the human capital accumulation of child under eighteen. Child labor would be one of these causes. Other studies show that an income shock suffered by families may be behind the labor supply of other family members (spouse and children). This effect is known in the literature as additional worker effect and may be related, at least in Brazil, the liquidity constraint of households. The objective of this study is to investigate the impact of an income shock represented by the loss of employment of head of household on the time allocation of school-age children between school and the labor market. To accomplish this work we use data from the Monthly Employment Survey, IBGE, between 2003 and 2012. According to the results, treatment, or better, the income shock represented by of the household head's job loss has no significant impact on the families' choice to keeping the child in school or just send the child to the market job. However, in cases where the treatment effect is persistent, we noticed a substantially greater impact, although not statistically different from zero. In the last subsection we applied our model using the old PME data base aiming to check if the methodological differences interfere with the results. We noted that using our new model design, we didn't find out the same results as Duryea *et al.* (2007).

Keywords**:** Income shock**.** Child work. Added worker effect. School Attendance. EAP

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO E REVISÃO BIBLIOGRÁFICA 11
2. MOTIVAÇÃO 17
4. DADOS 20
5. METODOLOGIA 22
6. ANÁLISE DESCRITIVA 27
7. RESULTADOS 31
7.1 Efeitos marginais 31
7.2 Exercícios de heterogeneidade 35
7.3 PME Antiga 38
8. CONSIDERAÇÕES FINAIS 41

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Etapas de filtragem 28
Tabela 2 – Características descritivas dos grupos: média e desvio padrão 29
Tabela 3 – Efeitos marginais 33
Tabela 4 – Interações tratamento tipo 1 para PEA 35
Tabela 5 – Interações tratamento tipo 2 para PEA 36
Tabela 6 – Interações tratamento tipo 1 para “apenas estuda” 36
Tabela 7 – Interações tratamento tipo 2 para “apenas estuda” 37
Tabela 8 – Interações tratamento tipo 1 para “freqüenta escola” 37
Tabela 9 – Interações tratamento tipo 2 para “freqüenta escola” 37
Tabela 10 – Efeitos marginais PME antiga 39

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Proporção de jovens de 14 e 16 anos trabalhando nas regiões metropolitanas – média móvel 3 meses 13
Gráfico 2 – Proporção de jovens de 14 e 16 anos frequentando a escola nas regiões metropolitanas 14
Gráfico 3 – Renda domiciliar per capita – média 14
Gráfico 4 – Média de anos de estudo dos pais 15

1. INTRODUÇÃO

Períodos de flutuações econômicas como a recente crise mundial reacendem o debate a respeito das implicações de tais crises sobre o mercado de trabalho, o que, por conseguinte, leva a um debate sobre o bem estar da população. Assim, existe uma vasta literatura na área de economia do trabalho a respeito de como a oferta e demanda por mão-de-obra se comportam durante estes períodos. Do lado da oferta e, especificamente, de um ponto de vista microeconômico, estudam-se os efeitos dos choques de renda sofridos pelas famílias na oferta de trabalho de seus membros, fora a do próprio chefe.

A entrada no mercado de trabalho de outros membros da família provocada por uma queda na renda real é tratada na literatura como o efeito trabalhador adicional. Os trabalhos sobre o efeito trabalhador adicional tradicionalmente tratam a esposa como o membro da família que irá para o mercado procurando recuperar a renda familiar perdida devido a um choque negativo na renda. Entretanto, dentro do campo de estudo sobre o efeito trabalhador adicional, existem estudos que focam os membros da família em idade escolar, estudos esses que são complementados por toda a grande literatura interessada nas consequências da participação no mercado de trabalho de crianças em idade escolar sobre os resultados relacionados à acumulação de capital humano dessas crianças.

Esta dissertação visa contribuir para a literatura ao avaliar o impacto de um choque econômico negativo sobre a alocação do tempo das crianças e adolescentes entre escola e mercado de trabalho. Este efeito pode ser estimado ao estabelecermos uma comparação entre as famílias que sofreram algum tipo de redução na renda e as que não sofreram. No conjunto, observaríamos como choques de renda repercutem na participação no mercado de trabalho das crianças. Este trabalho tem como referência principal o artigo de Duryea *et al.* (2007) que foi um dos pioneiros na avaliação dos efeitos para o Brasil de choques econômicos sobre a frequência escolar e a transição da criança para o mercado de trabalho. O trabalho usa a perda de emprego do chefe da família como "*proxy*" para o choque de renda. Usando dados da PME para os anos de 1982 a 1999, Duryea *et al.* (2007) identificou efeitos significantes do choque de desemprego sobre a frequência e desempenho escolar das crianças. Usando uma abordagem diferente, nesta dissertação buscamos responder parte da mesma pergunta usando dados mais recentes, de um período em que o país passa por uma realidade econômica e social diferente daquela no final do século XX. Com a estabilização macroeconômica veio a diminuição e o controle da taxa de inflação, o que por sua vez favoreceu o crescimento econômico e ganhos reais de renda aos trabalhadores, além da diminuição da taxa de

desemprego. No âmbito social, ainda na década de noventa, começaram a ser implementados programas de transferência de renda visando aliviar a situação de extrema pobreza. Posteriormente veio o programa *Bolsa Família*, criado após a fusão de outros programas, e largamente aplicado a uma grande parcela da população de baixa renda. Trabalhos recentes, como Chitolina *et al.* (2013), já apontam para a efeitos do *Bolsa Família* sobre a alocação de tempo do jovem. Por último, vale lembrar o aumento da oferta de crédito, cuja importância para complementar a renda será enfatizada na revisão de literatura.

Todos os fatos citados acima nos mostram uma realidade econômica e social bastante distinta do período avaliado em Duryea *et al.* (2007). Com um conjunto de variáveis indicando mudanças na realidade brasileira, encontraríamos evidencias do efeito trabalhador adicional significantes? Haveria impacto sobre a participação do jovem em idade escolar na População Economicamente Ativa (PEA) e em sua frequência escolar?

A literatura que trata sobre esses fatos e como os ciclos econômicos afetam a educação de jovens e crianças, perpassa diversas subáreas de estudo que merecem atenção por sua relevância. Primeiramente, temos a literatura que analisa os efeitos dos ciclos econômicos sobre a oferta de trabalho das famílias e, então, da estreita relação desses efeitos com as características do mercado de crédito. Em seguida, temos os estudos que indicam a existência de consequências negativas do choque de renda negativo sobre a acumulação de capital humano do menor de idade, seja pelos efeitos diretos da menor renda ou pelos efeitos negativos da maior participação dessas crianças no mercado de trabalho, em função do choque de renda.

Começaremos pela literatura que discute como choques de renda ditam o comportamento de certos fenômenos do mercado de trabalho. Gonzaga e Reis (2011) investigaram empiricamente como os efeitos ‘trabalhador adicional’ e ‘desalento’ para o cônjuge explicam as variações na oferta de trabalho no Brasil, usando dados da PME. O efeito trabalhador adicional é a entrada no mercado de trabalho de outros membros da família, cônjuge ou filhos, devido a um choque de renda, como por exemplo, a perda de emprego do chefe. Já o efeito desalento acontece em momentos de recessão quando os salários reais estão baixos e existem poucas vagas disponíveis no mercado de trabalho, o que incentiva o trabalhador desempregado a parar de procurar emprego e causa, desse modo, uma redução na força de trabalho. Os resultados obtidos por estes autores vão ao encontro de muitos dos resultados obtidos em Fernandes e Felício (2005), como o efeito trabalhador adicional significativo, a ineficácia do FGTS para diminuir este efeito e a restrição de liquidez como fator principal por trás do efeito trabalhador adicional. Gonzaga e Reis (2011) reforçam a

questão da restrição de liquidez devido à evidência de que tanto o efeito desalento quanto o trabalhador adicional são maiores para trabalhadores com menores rendimentos.

Em estudos sobre o efeito trabalhador adicional, a maior ênfase é no efeito do desemprego do marido sobre a oferta de trabalho das esposas. Fernandes e Felício (2005), também com dados da PME, avaliam o seguinte contra factual: qual seria a proporção de mulheres inativas cujo marido perdeu o emprego que teriam migrado para o mercado de trabalho caso o marido não tivesse perdido o emprego. A resposta obtida por esses autores é que tal proporção seria menor, ou seja, os autores encontram a existência do efeito trabalhador adicional no Brasil, via entrada das esposas no mercado de trabalho, que acontece em bem menor magnitude nos EUA, por exemplo. Diferentemente dos EUA, as famílias brasileiras não conseguiriam suavizar o consumo ao longo do tempo, de forma de dirimir os efeitos negativos sobre a renda causados pelo desemprego do chefe da família. Isto é atribuído pelos autores basicamente à restrição de liquidez existente no Brasil.

Ainda dentro deste tema, temos o efeito trabalhador adicional envolvendo outros membros da família, em específico, crianças e adolescentes em idade escolar. Duryea *et al.* (2007) analisam o impacto de um choque de renda sofrido pela família sobre a frequência e a transição escolar da criança. Usando dados da PME, os autores conseguiram construir dois grupos comparáveis de famílias, sendo um que sofreu um choque e outro que não sofreu, e como forma de identificar o choque de renda sofrido pela família foi usada a perda de emprego do chefe. A base de dados contém 100.000 crianças com idade entre 10 e 16 anos entre os anos de 1982 e 1999 de regiões metropolitanas brasileiras. Usando um probit, Duryea *et al.* (2007) encontraram um efeito negativo da queda de renda familiar na frequência e no desempenho escolar dos filhos. Mais precisamente, a perda de emprego por parte do chefe da família aumenta em 50% a probabilidade de o filho entrar no mercado de trabalho. A probabilidade de a criança abandonar a escola chega a dobrar e a probabilidade da criança não ser aprovada para a série seguinte aumenta em 27%. Os autores argumentam que a perda de emprego de chefe da família não seria o fator principal por trás do trabalho infantil, mas que poderíamos entendê-la com uma *proxy* para outras flutuações econômicas.

Um trabalho anterior ao de Duryea et al.. (2007) e que reproduz o mesmo procedimento usando a PME de 1982 a 1999 é de Neri et al.. (2000). Os resultados encontrados estão em sintonia com o de Duryea et al.., mostrando que o desempenho escolar e a própria frequência sofrem com o choque de renda. A diferença para o trabalho de Duryea et al.. é que esses autores usam a queda na renda a zero para representar o choque de renda.

Em Carvalho Filho (2012), foi explorado uma variação exógena na renda dos trabalhadores rurais para observar efeitos sobre a participação da criança de 10 a 14 anos. Neste caso, o choque foi uma reforma do regime de previdência rural que reduziu a idade mínima para aposentadoria dos trabalhadores rurais, ou seja, um choque positivo de renda. Por considerar este choque exógeno, o autor o trata como informativo a respeito de como seriam os resultados de um programa de transferência de renda. Aqui, usando dados da PNAD de 1989, 1991, 1993 e 1995, o autor observa que esta alteração de política promoveu um aumento da taxa de matrícula das crianças do sexo feminino em 9.7% e diminuiu o trabalho para criança do sexo feminino quando o beneficiário da política foi a mãe. A identificação do efeito da reforma ocorreu usando a metodologia de diferenças triplas, comparando as diferenças entre os elegíveis pelo tratamento (com idade mínima) com aqueles quase elegíveis em idade das zonas rurais e urbanas.

Como enfatizado em Fernandes e Felício (2005), a restrição de liquidez pode ser um elemento importante para explicar os efeitos dos choques de renda sobre a alocação de trabalho nas famílias. Em Dehejia e Gatti (2005) estuda-se esta relação entre trabalho infantil e o desenvolvimento do mercado de crédito em vários países[1]. Embora haja consenso de que o trabalho infantil seja motivo de preocupação, não é claro que ele seja um subproduto de um fenômeno de ineficiência. O trabalho infantil, na modelagem desses autores, é uma das possíveis alocações ótimas levando em consideração o custo de oportunidade da criança. Ao descrever as formas como o crédito afetaria o trabalho infantil, os autores evidenciam dois canais: o da família pelo fato de ser necessário empregar a criança como forma de compor a renda e o canal das firmas, pois uma vez com crédito, não haveria uma demanda pela mão-de-obra infantil. Neste trabalho é feita uma investigação empírica buscando averiguar a existência de uma associação entre trabalho infantil e crédito. Usando um painel de países, procurou-se esta relação utilizando dados agregados sobre o trabalho infantil de cada país e com a extensão da intermediação financeira deste como forma de medir o desenvolvimento do mercado de crédito[2]. Os resultados mostram que países com o produto per capita maior

[1]Diferentemente de grande parte da literatura sobre trabalho infantil, o trabalho de Manacorda e Rosati (2011) aborda este tema do ponto de vista da demanda por trabalho infantil, acompanhando atividades mais ou menos intensivas em trabalho infantil. Um resultado interessante deste estudo é que a participação das atividades trabalho intensivas em trabalho infantil dentro da composição total das atividades é exógena às alterações na oferta de trabalho infantil. Ou seja, a oferta de trabalho infantil não estaria ditando o ritmo de desenvolvimento das atividades que usariam menores trabalhadores. Outro resultado interessante é que na zona urbana as atividades que demandam trabalho infantil possuem pequena representatividade dentro do conjunto total das atividades.

[2]O artigo usa dados de 172 países para os anos de 1950, 1960, 1970, 1980, 1990 e 1995. Mede-se a extensão do trabalho infantil na população de dez a quatorze anos. Como medida de desenvolvimento do mercado de crédito utiliza-se a razão entre crédito privado emitido por bancos e o produto interno bruto.

possuem maior desenvolvimento do crédito e, assim, menor incidência de trabalho infantil. Os resultados são robustos controlando por diversas covariadas, variáveis instrumentais e especificações com efeitos fixos. Por fim, o artigo deixa claro que mais importante do que o desenvolvimento econômico, é o acesso ao crédito que atua de forma mais efetiva na inibição do trabalho infantil.

Sobre a importância do crédito, temos que citar ainda Jacoby e Skoufias (1997). O artigo começa estabelecendo que diferenças na extensão do desenvolvimento do mercado financeiro e acumulação de capital humano são fortes determinantes do crescimento dos países. Quando o mercado financeiro não é completo ou é imperfeito, a separação entre consumo e investimento em capital humano dentro das famílias deixa de existir e a escolaridade dos filhos é negativamente afetada. Em países em desenvolvimento o efeito de um mercado financeiro incompleto é ainda maior. Neste artigo, os autores usam dados em painel para investigar a resposta do investimento em capital humano das crianças às flutuações na renda na zona rural da Índia, um país onde há restrições de crédito. A estratégia neste caso foi avaliar como o período das chuvas afeta a renda das famílias. Mesmo sendo esperadas, não se sabe a duração, nem a intensidade das chuvas. O trabalho encontra evidências de que as flutuações sazonais impactam no trabalho infantil e na frequência escolar, e que a restrição de crédito possui papel significativo nesta questão.

A importância do crédito fica evidente nos momentos de crise, que de fato é quando as famílias podem necessitar de meios para manter um padrão de consumo e de bem estar minimamente aceitáveis. Fallon e Lucas (2002) e Frankenberg *et al.* (2003) tratam o impacto de choques econômicos sobre o bem-estar das famílias, observando aspectos familiares como saúde, emprego, fecundidade, escolaridade, etc. Fallon e Lucas (2002) ao realizarem uma revisão de vários trabalhos sobre as consequências das diversas crises ocorridas ao longo da década de noventa, reúnem evidências de que em famílias de baixa renda houve uma queda na matrícula escolar e aumento do abandono escolar depois de um choque de renda. Citando o exemplo da Indonésia, este trabalho mostra que durante a crise de 1997-1998, ocorreu um aumento no abandono escolar e uma redução das matrículas das crianças entre 7 e 12 anos e resultados mais negativos ainda ocorreram para adolescentes entre 13 e 19 anos. Resultado semelhante foi citado neste mesmo trabalho a respeito do México. Tal análise foi possível devido ao caráter longitudinal das bases de dados destes países[3].

[3] Em Emerson *et al.* (2013) foram identificados efeitos negativos do trabalho infantil sobre a proficiência em matemática e Português do estudante. Usando dados da Prova São Paulo de 2007 a 2010, os autores visualizaram uma queda nas notas de 3% para os meninos e 6% para as meninas em matemática, e 5% para meninos e 7%

Em suma, choques de renda afetam o comportamento das famílias com relação ao mercado de trabalho e, em específico, a alocação do tempo das crianças entre escola e mercado de trabalho, com implicações sobre a acumulação de capital humano das crianças[4]. O presente trabalho visa contribuir com essa literatura, procurando medir os efeitos de um choque de renda sobre a alocação do tempo da criança entre escola e mercado de trabalho. Os procedimentos empíricos embora sejam semelhantes aos de Duryea *et al.* (2007), utilizam uma base de dados mais recente em que o contexto socioeconômico bastante distinto pode de fato levar a resultados diferentes.

Este trabalho está dividido em sete seções além desta introdução. Na segunda seção mostraremos dados e gráficos que motivam nosso trabalho. Em seguida, está a terceira onde descreveremos nossa base de dados. Na quarta descrevemos nossa metodologia. Na quinta mostraremos tabelas com estatística descritiva de nossas variáveis e sobre o nosso tratamento a amostra. Depois temos a sexta e a sétima onde mostramos nossos resultados e, por fim, a oitava onde apresentamos nossos resultados com a PME antiga.

para meninas em Português. O detalhe de interesse do trabalho é um de seus testes de robustez incluir como controle a situação de emprego do pai para evitar um viés sobre o efeito do trabalho no desempenho escolar. Como resultado do teste, a situação de emprego do pai não foi relevante no desempenho escolar.

[4]Há diversos outros trabalhos na literatura que analisam especialmente a relação entre trabalho infantil e desempenho escolar, sem preocupação com o que causa o trabalho infantil. Um exemplo é Cavalieri (2001) que avalia o impacto do trabalho infantil no desempenho escolar, mais especificamente na probabilidade de promoção da criança. Com dados da PME, a autora também mostra que a ida para o mercado de trabalho da criança afeta negativamente a probabilidade de promoção na escola.

2. MOTIVAÇÃO

Para dar motivação e ilustrar este trabalho traremos a seguir alguns dados retirados da Pesquisa Mensal do Emprego (IBGE) de forma a contrastar os dados da década de 1980 e 1990 com os dados dos anos 2000. Cabe salientar aqui a ciência das diferenças metodológicas entre PME antiga e a nova. Pretende-se aqui mostrar a tendência que alguns indicadores tomaram, contrastando as realidades dos dois períodos.

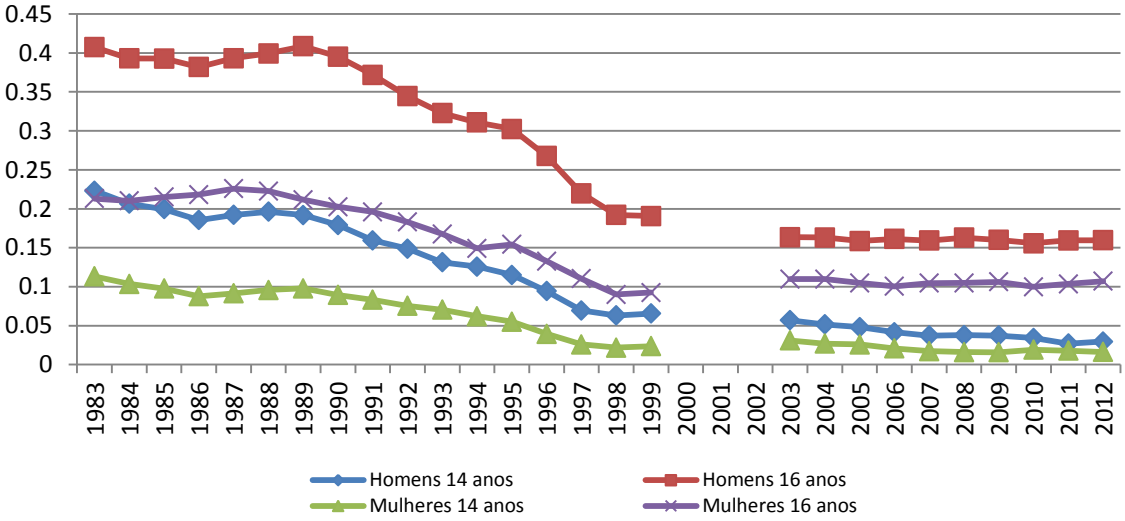

Gráfico 1 - Proporção de jovens de 14 e 16 anos trabalhando nas regiões metropolitanas – média móvel 3 meses
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME antiga (1983-1999) e PME nova (2003-2012)

O gráfico acima mostra a média móvel para proporção de jovens com idade de 14 e 16 anos, de ambos os sexos e trabalhando entre os meses de Fevereiro e Novembro de cada ano. De 1983 a 1999 os dados são da PME antiga; e de 2003 a 2012 usamos a PME nova. O que podemos destacar aqui é a redução da proporção de jovens trabalhando, principalmente, durante a década de noventa e uma estabilização nos anos 2000. Seguindo o que já é mostrado pela literatura, a proporção de jovens do sexo masculino trabalhando é maior do que a do sexo feminino e a probabilidade de trabalho aumenta com a idade.

No gráfico 2 temos a proporção de jovens frequentando a escola.

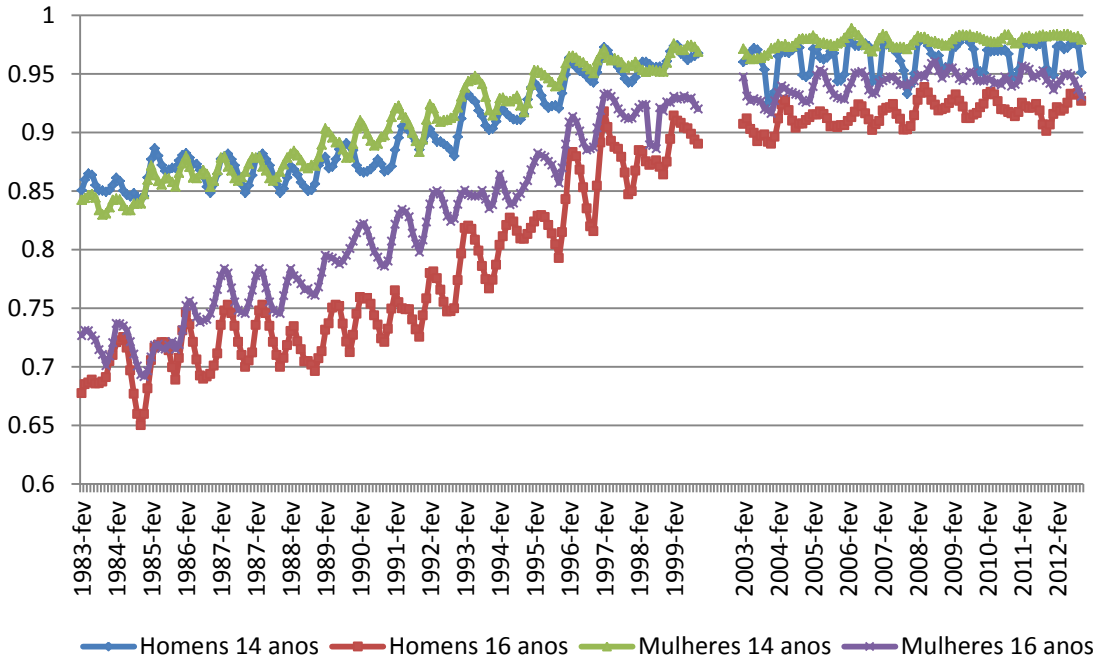

Gráfico 2 - Proporção de jovens de 14 e 16 anos frequentando a escola nas regiões metropolitanas

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME antiga (1983-1999) e PME nova (2003-2012)

O gráfico 2 evidencia que a frequência escolar dos filhos aumentou continuamente durante os anos abrangidos pela PME antiga estabilizou-se no período mais recente, coberto pela nova PME. Os dados para os jovens de 14 anos de ambos os sexos mostram um resultado de quase universalização do ensino, enquanto que para os jovens de 16 anos haveria um espaço maior para crescimento da frequência escolar.

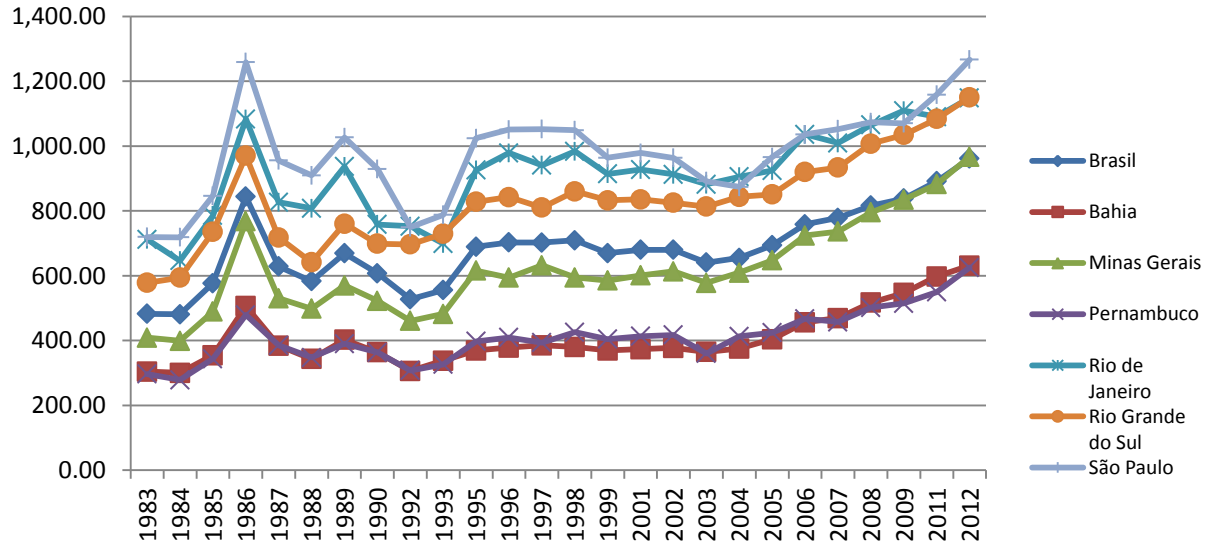

Gráfico - 3 Renda domiciliar per capita - média

Fonte: Elaboração a partir de dados da PNAD/IBGE, compilados pelo IPEADATA (1983-2012)

Já o gráfico 3 demonstra um crescimento na renda média domiciliar per capita desde o começo da década de 90. A literatura sobre o efeito do trabalho adicional aponta para o papel da renda como mitigador de tal efeito, ou seja, quanto maior a renda do trabalhador menos sensível à perda de emprego do chefe estaria a família, como foi evidenciado em Gonzaga e Reis (2011) .

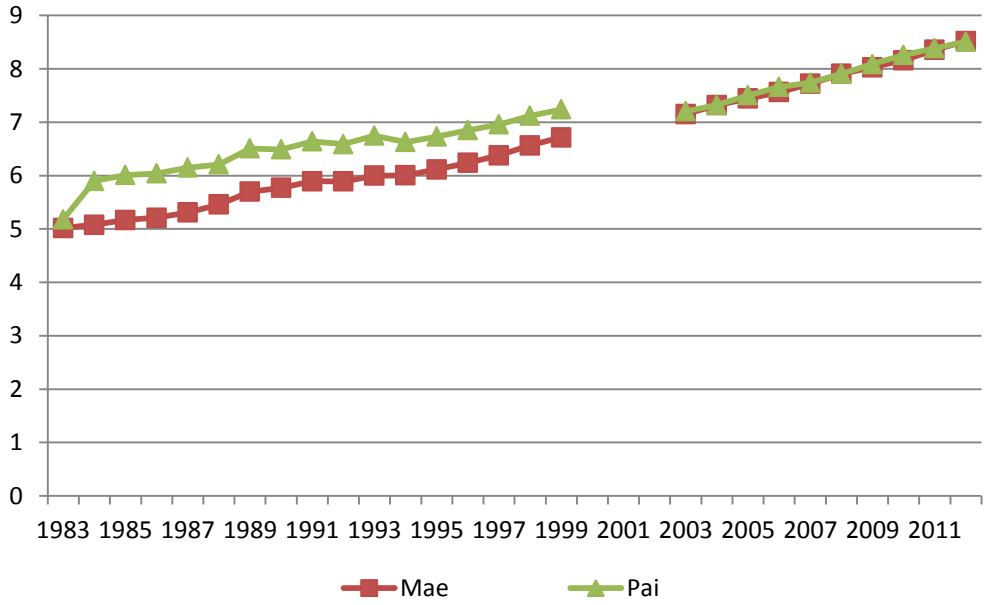

Gráfico 4 - Média de anos de estudo dos pais
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME antiga (1983-1999) e PME nova (2003-2012)

Além das variáveis descritas acima, foi possível observar outra que evidencia mudanças na realidade observada em Duryea *et al.* (2007), e o que observamos neste trabalho. Por exemplo, a escolaridade dos pais apresentou aumento constante até 2012 (ver gráfico 4). A escolaridade maior não só vem acompanhada de maior renda como também garante maior estabilidade ocupacional.

Esta gama de evidências mostra que o país mudou e que, então, a perda de emprego por parte do chefe da família pode não causar o efeito antes observado. Fica assim a pergunta se ao refazermos a investigação com os novos dados encontraríamos o efeito trabalhador adicional. Cabe aqui deixar claro que as mudanças nos resultados poderão advir não só de mudanças na realidade brasileira, mas também devido às mudanças metodológicas entre a PME antiga e nova. Outra fonte de possíveis mudanças seria na alteração na construção de nosso modelo em relação ao que foi feito em Duryea *et al.* (2007).

4. DADOS

A base de dados que usaremos neste estudo será proveniente da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PME é uma pesquisa realizada mensalmente que levanta dados sobre a força de trabalho. Abrange informações referentes à condição de atividade, condição de ocupação, rendimento médio, posição na ocupação, posse de carteira de trabalho assinada, entre outras, tendo como unidade de coleta os domicílios. Além destas, há informações a respeito da escolaridade a da frequência escolar dos indivíduos da família, sendo que estas serão de importância para este trabalho.

A PME é realizada nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. Teve início na década de oitenta e passou por uma mudança metodológica em 2001 visando aumentar abrangência das características do trabalhador, atualização na cobertura temática e adequação às recomendações da Organização Mundial do Trabalho – OIT.

Esta base de dados é um painel rotativo em que o esquema de rotação das entrevistas dos domicílios segue o padrão 4-8-4. Primeiramente realizam-se uma entrevista por mês durante quatro meses consecutivos. Depois, o domicílio fica fora da amostra por oito meses. Por fim, seguem-se mais quatro meses em que o entrevistador irá voltar ao domicílio e realizar o questionário novamente. Nesta entrevistas é aplicado o questionário que é respondido por um membro do domicílio. Na PME nova a entrada de novas observações é contínua, de forma que não ocorre o que é chamado de *blackout*, quando toda a amostra é renovada. Devemos ressaltar também que a pesquisa não fornece números para a identificação do indivíduo ou da família, mas apenas do domicílio.

Trabalharemos com os dados de 2003 a 2012. O uso da PME se justifica devido à estrutura em painel desta pesquisa, o que nos permite acompanhar o indivíduo ou família ao longo de um ano e quatro meses. Selecionamos na amostra famílias que passaram pela primeira (ou pela quinta entrevista) entre os meses de Fevereiro ou Março e, por consequência, pela quarta entrevista (pela oitava entrevista) entre Maio ou Junho, respectivamente. O objetivo é evitar o período de férias escolares – algumas famílias podem responder que os filhos não estão frequentando escola justamente por estarem de férias. O objetivo é usar 4 entrevistas consecutivas, independente de ser da 1ª a 4ª ou da 5ª a 8ª.

Para entendermos como é feita a coleta dos dados da PME e as dificuldades de se trabalhar com esta base usamos como referência os trabalhos de Ribas e Soares (2008) e

(2010). Umas das complicações ao se trabalhar com esta pesquisa é o atrito, caracterizado pela perda de pessoas do painel ao longo das oito entrevistas previstas pela metodologia da PME. As três principais causas para o atrito são a mudança da família para outro domicílio, recusa da entrevista e imprecisão na declaração das informações que são usadas nos critério de emparelhamento dos indivíduos para a construção do painel, uma vez que a PME não atribui um código a cada pessoa que compõe a amostra. Normalmente, em emparelhamentos simples, para se ter certeza de que são as mesmas pessoas ao longo da sequência de entrevistas, utiliza-se a data de nascimento dos indivíduos

Entretanto, vale ressaltar aqui um problema mais grave que é a não aleatoriedade do atrito. Se não há diferenças importantes entre o grupo que permanece na amostra e o grupo que deixa a amostra, não encontraríamos problemas de viés de seleção ao eliminarmos os casos não presentes em toda a amostragem. Ribas e Soares (2010) encontram que a probabilidade não explicada de permanecer no painel está relacionada com uma maior probabilidade de estar empregado. Assim, as famílias cujos chefes perderam o emprego estariam sub-representadas dentro do painel.

Diante destas evidências devemos reconhecer a possibilidade de haver algum tipo de viés de seleção no presente estudo. No entanto, cabe aqui mencionar algumas particularidades de nosso estudo que amenizam o viés encontrado. Primeiramente, não condicionamos a permanência da família na amostra nas oito entrevistas. Como dito anteriormente, interessa-nos apenas que as famílias permaneçam na amostra ao longo de quatro entrevistas consecutivas, da primeira a quarta ou da quinta a oitava. Assim, o atrito provocado por possíveis mudanças de domicílio ocorridas durante os oito meses em que a família não é entrevistada é evitado. Tal intervalo seria crítico para a permanência das famílias. Segundo, outra característica de nossa amostra que contribui para a permanência de nossas famílias de interesse na amostra é a evidência de que famílias com filhos adolescentes são menos suscetíveis ao atrito. Condicionamos a presença na amostra às famílias que possuíam filhos com idade entre 11 e 17 anos. E terceiro, Ribas e Soares (2008) disponibilizam um algoritmo que realiza um emparelhamento mais avançado e que faz uso de outras variáveis com o objetivo de eliminar o "falso atrito", como erros na data de nascimento, sexo, condição familiar, entre outras variáveis. Além disto, o algoritmo atribui uma margem de erro às declarações imprecisas. Com este emparelhamento avançado foi possível recuperar de 7 p.p. a 10 p.p. das amostras entre os meses mais próximos dentro da amostra (da 1ª a 4ª entrevista ou da 5ª a 8ª).

5. METODOLOGIA

A proposta é construirmos um modelo que explique as escolhas da família quanto à alocação do tempo do filho entre escola e mercado de trabalho. Montaremos dois modelos de escolha binária (probit). Assim, dado um choque de renda, aqui representado pela perda de emprego do chefe de família, observamos como se comporta a família frente às possibilidades de escolha. No nosso primeiro modelo a escolha é se a criança apenas estuda ou não (Y^1). No segundo, é se ela faz parte da população economicamente ativa ou não (Y^2):

Y^1= 1 se a criança apenas estuda;
Y^1 = 0 se a criança estuda e faz parte da PEA; se a criança não estuda e faz parte da PEA; se a criança não estuda e não faz parte da PEA;

Nessa variável estamos comparando as crianças que estão em uma situação "ideal", quando não trabalham e apenas estudam, com aquelas estão em alguma outra possível configuração de ocupação e frequência escolar. É importante deixar expresso aqui esta variável foi construída sobre uma linha de base que garante que em nosso grupo de controle (Y^1 = 0) seja homogêneo no sentido que não comprometa nossa hipótese de identificação que será explicada a seguir.

Y^2= 1 se a criança faz parte da PEA;
Y^2 = 0 se a criança não faz parte da PEA.

Construímos também uma variável dependente que indicasse se a criança freqüenta a escola ou não, contudo ela possuía baixíssima variação, com praticamente todas as observações frequentando a escola. Logo, decidimos abandonar o uso desta variável.

Para verificarmos se há ou não relação entre o choque de renda e a oferta de trabalho da criança/jovem, construímos um grupo de controle e um de tratamento, de forma a observarmos a significância estatística do efeito do tratamento (perda do emprego) sobre os tratados (famílias cujo chefe perdeu emprego). Esta construção é necessária para se evitar uma avaliação de impacto que não responda exatamente ao nosso contrafactual. A nossa hipótese de identificação vem da montagem dos grupos de tratamento e de controle – a idéia é que esses grupos sejam comparáveis. Mais formalmente nossa hipótese consiste em:

$$\big(Y_i(1), Y_i(0)\big) \perp T_i \mid X_i \qquad (1)$$

Sendo $Y_i(1)$ o resultado caso o indivíduo seja tratado e $Y_i(0)$ caso contrário. T_i é a variável que indica o tratamento e X_i representa um conjunto de covariadas. Em suma, dado um conjunto de características controladas, os resultados potenciais em cada estado da natureza independem da família pertencer ao grupo de controle ou de tratamento (hipótese de ignorabilidade forte).

Nessa dissertação trabalharemos com duas identificações para o tratamento. Pensemos primeiro nas famílias que são observadas entre a 1ª e a 4ª entrevista. Neste caso, no tratamento 1, são tratadas as famílias em que o chefe perdeu o emprego na 2ª ou na 3ª entrevista e não recuperou até a 4ª entrevista, pelo menos. No tratamento 2, que aliás é um subcaso da anterior, os tratados são somente as famílias em que o chefe perdeu o emprego na 2ª entrevista e não recuperou até a 4ª entrevista. A idéia de separar o tratamento 2 do tratamento 1 deve-se ao prazo maior de reação da família quando o chefe perde na 2ª entrevista. Esperamos encontrar efeitos mais fortes neste caso, embora, como veremos, o número de observações tratadas é menor. A mesma idéia se aplica para o caso das famílias que são observadas entre a 5ª e a 8ª entrevista: no tratamento 1 estão as famílias cujo chefe perdeu o emprego na 6ª ou 7ª entrevista e não recuperou; e no tratamento 2 estão as famílias cujo chefe perdeu o emprego na 6ª entrevista e não recuperou até a 8ª entrevista. No grupo de controle, em ambos os casos, estão as famílias cujo chefe permaneceu empregado em todas as 4 entrevistas.

A hipótese de identificação é feita selecionando-se um conjunto de covariadas relevantes que tornam os grupos parecidos antes do tratamento, ou seja, com igual probabilidade de ser submetido ao 'tratamento'. A construção de um grupo de controle se faz necessária pela impossibilidade de observarmos um contrafactual, que neste caso é: qual seria a situação de nossas famílias tratadas (chefe perdeu o emprego) caso o chefe não tivesse perdido o emprego? Então:

$$\begin{aligned} E(\delta|T_i = 1) &= E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i = 1] \\ &= E[Y_i(1)|T_i = 1] - E[Y_i(0)|T_i = 1] \end{aligned} \qquad (2)$$

Sendo δ o efeito do tratamento e T uma variável dummy em que $T = 1$ implica que o indivíduo i faz parte do grupo de tratamento e $T = 0$ caso i seja do grupo de controle.

Logo entendemos a expressão acima como o efeito esperado do tratamento sobre os tratados. Entretanto, o termo $E[Y_i(0)|T=1]$ não é observado. Devido a isto construímos:

$$\begin{aligned} E(\delta|D=1) &= E[Y_i(1)-Y_i(0)|X_i,T=1] \\ &= E[Y_i(1)|X_i,T=1]-E[Y_i(0)|X_i,T=0] \end{aligned} \qquad (3)$$

onde incluímos o termo $E[Y_i(0)|X_i,T=0]$ que é observado. Agora, condicionando ao conjunto de covariadas X_i, obtemos o cálculo válido do efeito do tratamento.

Algumas variáveis de controle X_i em (3), que serão utilizadas no trabalho, são referentes à criança: anos de estudo, sexo, idade e uma variável contendo informação sobre seu passado ocupacional (se a criança já trabalhou antes). E outras são referentes às características do chefe e da família: anos de estudos do chefe, idade do chefe, raça do chefe, se o chefe possui emprego formalizado ou não, se a família é completa (pai e mãe presentes no domicílio), região onde vive a família, presença de filhos menores de 11 anos, presença de filhos maiores de 17 anos, tamanho da família e renda familiar (chefe mais cônjuge) relativa aos rendimentos do trabalho. Para garantir que todas essas informações são anteriores ao tratamento, utilizamos sempre os dados da 1ª entrada da família no nosso painel, ou seja, informações da 1ª ou da 5ª entrevista, diferentemente, evidentemente, da informação sobre as nossas variáveis dependentes que são coletadas sempre na última entrevista (na 4ª ou na 8ª entrevista).

O propósito maior da inclusão de variáveis de controle é extrair o viés do estimador de interesse associado à variável dummy de tratamento (perda de emprego do chefe da família). Isto é, todas as variáveis de controle foram incluídas com o intuito de captarmos possíveis correlações entre essas variáveis e o tratamento. Por exemplo, pode ser que pais de filhos homens se preocupem menos em manter seu posto de trabalho porque sabem do potencial de seus filhos no mercado de trabalho. Por outro lado, há uma vasta literatura que mostra que os menores do sexo masculino são mais propensos a entrar no mercado de trabalho e abandonar os estudos. Outro exemplo, quanto maior a escolaridade do chefe menor deve ser a probabilidade de ele perder o emprego. Por outro lado, há diversos estudos que apontam a relação entre a escolaridade dos pais e a frequência escolar e participação no mercado de trabalho dos filhos. De fato, a mesma lógica de viés de variável omitida vale para as demais variáveis. Para finalizar, vale um comentário sobre a inclusão da variável a respeito do passado trabalhista do filho. Esta variável capta a propensão da criança a entrar no mercado de trabalho, ou seja, capta um certo "hábito" não-observável da família de

encaminhar os filhos para o trabalho. A ida rotineira do filho para o mercado de trabalho relaciona-se com a saída do chefe do emprego uma vez que o chefe tendo o filho como uma alternativa costumeira de complementar a renda, ele estaria mais propenso a sair do emprego.

Cabe aqui mostrar as diferenças entre este trabalho e o de Duryea *et al.* (2007) na utilização do painel da PME para a montagem de nossa hipótese de identificação. O artigo de 2007 define como grupo de controle as famílias cujo chefe permaneceu empregado na 1ª, 2ª, 3ª, 4ª e 5ª entrevista, sendo que entre a 4ª e a 5ª passam-se 8 meses e não se possui informação sobre a situação ocupacional do chefe neste período. O grupo de tratamento é composto por família cujo chefe perdeu o emprego na 2ª, 3ª ou 4ª entrevista (independente de ter recuperado). Um aspecto interessante a ser citado é o fato de esses autores entenderem que existe um grau de antecipação na perda de emprego, logo se houve a perda de emprego do chefe na segunda, terceira ou quarta entrevista, e o filho migra para o mercado de trabalho em qualquer uma destas entrevistas, os autores interpretaram como havendo uma relação causal. Isto difere de nosso trabalho uma vez que impomos que o choque preceda os seus efeitos. Entendemos aqui que os pais têm como prioridade manter os filhos na escola e fora do mercado de trabalho e que antecipar a ida do filho para o mercado de trabalho seria que seria evitado ao máximo, postergando o máximo possível o efeito trabalhador adicional.

Outra diferença que merece ser citada e que torna diferente o desenho de nosso trabalho é a forma que lidamos com a heterogeneidade não observada entre o comportamento das famílias. Enquanto que usamos a informação sobre o passado trabalhista da criança através de uma informação do questionário da PME, Duryea *et al.* (2007) faz uso da 5ª entrevista no 13º mês para testar a existência desta heterogeneidade. A idéia destes autores era testar se a situação do filho na 5ª entrevista estaria relacionada à situação do chefe nas quatro primeiras entrevistas. Caso haja alguma relação, teríamos indícios que haveria um certo "hábito" nas escolhas da família que estaria impactando a variável de tratamento. A idéia em colocar este tipo de variável é tirar um possível viés de variável omitida gerada pela relação entre a o trabalho do filho e do pai. Resultamos assim com o seguinte modelo

$$P(y = 1|\boldsymbol{x}) = F(\beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 x_{filho} + \beta_3 x_{família} + \beta_4 x_{trabalho}) \qquad (4)$$

onde x_{filho} são as características dos filhos com idade de 11 a 17, $x_{família}$ são as características da família e $x_{trabalho}$ são informações do mercado de trabalho da família e do filho.

Retomando a questão do probit, foi decidido que faremos uso de um modelo de escolha binária, tendo como referência Cameron e Trivedi (2005). Esta metodologia é a mesma usada em Duryea *et al.* (2007). O ponto de partida para descrição do probit binomial é um modelo cuja variável dependente assumiria dois valores

$$y_i = \begin{cases} 1 \; com \; probabilidade \; p \\ 0 \; com \; probabilidade \; i - p \end{cases} \tag{5}$$

onde o modelo de regressão é construído parametrizando p em função dos regressores e dos parâmetros

$$p_i \equiv \Pr[y_i = 1|x] = F(x'\beta) \tag{6}$$

em que $F(.)$ é uma função de distribuição acumulada. A implementação do modelo probit requer que a hipótese que $F(.)$ tenha uma distribuição normal padrão

$$p = F(x'\beta) = \int_{-\infty}^{x\prime\beta} f(z)\, dz \tag{7}$$

onde $f(.)$ é a derivada de $F(.)$ e $f(z) = \left(1/\sqrt{2\pi}\right)\exp(-z^2/2)$. A estimação é realizada maximizando a função log-verossimilhança dada por

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^{N} \{y_i lnF(x'\beta) + (1 - y_i)\ln(1 - F(x'\beta))\} \tag{8}$$

Enfim, depois da obtenção de do coeficiente $\hat{\beta}$ numericamente, calculamos o efeito marginal que será reportado ao longo do trabalho.

A metodologia até aqui apresentada vai nos permitir, dada suas limitações, extrair informações de nossos dados para que possamos contribuir para a literatura sobre o tema. O desenho do modelo que desenvolvemos, a definição da linha de base, a definição do tratamento, a montagem da hipótese de identificação e a estimação do modelo probit servirão para operacionalizar o objetivo do trabalho.

6. ANÁLISE DESCRITIVA

Como já colocado, trabalhamos com os dados de Janeiro de 2003 até Dezembro de 2012. Como a PME não identifica os indivíduos ao longo do tempo, utilizamos de Ribas e Soares (2008) para tal identificação. O algoritmo, como já explicado anteriormente, permite recuperar o falso atrito nos dados. Sendo assim, após a aplicação do algoritmo, eliminamos as famílias que não tinham todos os seus membros participando de quatro entrevistas consecutivas de interesse. Depois de realizarmos a primeira filtragem, após a aplicação do algoritmo, ficamos com um banco de 3.031.536 indivíduos (considerando as quatro entrevistas). Continuamos com a filtragem eliminando as famílias que não possuíam filhos com idade entre 11 e 17 anos, visando assim termos apenas na amostra famílias com filhos em idade escolar. Excluímos as famílias em que a pessoa de referência não possuía emprego na 1ª entrevista (ou na 5ª entrevista). Também retiramos as famílias em que os filhos com idade entre 11 e 17 anos não estavam estudando e/ou participavam da PEA na primeira entrevista (ou na quinta entrevista). Esses últimos dois filtros são necessários porque queremos averiguar o efeito do choque de renda em famílias com as mesmas condições iniciais: chefe empregado e filhos apenas estudando. Terminada esta etapa, temos 110.590 indivíduos compondo 27.165 famílias (contando apenas uma entrevista). Note que não são 27.165 famílias diferentes porque este número inclui as repetições das entrevistas.

A partir destas 27.165 famílias, filtramos também para o fato do chefe ser empregado e não empregador ou autônomo. Aqui necessitamos aplicar esta seleção porque ao trabalharmos com a perda de emprego do chefe como medida de choque de renda, não conseguiríamos averiguar este evento em indivíduos autônomos ou empregadores, pois eles seguem outra lógica de situação ocupacional. Seguindo esta mesma lógica, eliminamos os funcionários públicos.

Por fim, objetivando ter um banco apenas com filhos observados na última entrevista de interesse, retiramos da amostra todos aqueles que não são filhos e todas as observações que não eram referentes as quartas ou oitavas entrevistas. Esta última filtragem reduz a amostra para 19.112 indivíduos que serão usados nas estimações. Abaixo segue a tabela com o resumo dos filtros realizados.

Tabela 1
Etapas de filtragem

Etapas de filtragem	Número de observações
Algoritmo	1114000
Filtro para quem não se enquadra no padrão de entrevistas	446156
Filtro para filhos com idade entre 11 e 17 anos	153490
Filtro para famílias cujo chefe trabalhava na 1ª entrevista	118781
Filtro para filhos que estudam na 1ª entrevista	110590 (27165 famílias)
Famílias que se enquadram no grupo de tratamento e controle	103533 (25456 famílias)
Chefe empregado	73327 (18234 famílias)
Chefe não do setor público	60996 (15095 famílias)
Crianças fora da PEA	59897 (15095 famílias)
Filhos na 4ª ou 8ª entrevista	19112 filhos

A seguir temos a tabela com as estatísticas descritivas das variáveis usadas nas estimações. São apresentadas análises separadas para cada um dos grupos de tratamento utilizados no trabalho.

Tabela 2
Características descritivas dos grupos: média e desvio-padrão (DP)
Amostra: 2003-2012

Variáveis	Tratamento tipo 1					Tratamento tipo 2				
	TRATADOS		NÃO TRATADOS		Diferenças significativas para nível de confiaça de 95%	TRATADOS		NÃO TRATADOS		Diferenças significativas para nível de confiaça de 95%
	Média	DP	Média	DP		Média	DP	Média	DP	
Apenas estuda	0,8716	0,1360	0,9015	0,0021	*	0,8530	0,0200	0,9015	0,0021	*
Observações	600		18498			313		18498		
PEA	0,1000	0,0122	0,0873	0,0020		0,1214	0,0184	0,0873	0,0020	*
Observações	600		18498			313		18498		
Frequenta a escola	0,9666	0,0073	0,9819	0,0009	*	0,9689	0,0099	0,9819	0,0009	
Observações	600		18498			313		18498		
Idade do chefe	42,8183	0,3591	41,3363	0,0524	*	42,5239	0,4994	41,3363	0,0524	*
Observações	600		18498			313		18498		
Anos de estudo dos pais	7,6889	0,1442	8,6997	0,0260	*	7,9871	0,2024	8,6997	0,0260	*
Observações	598		18462			311		18462		
Tamanho da família	4,3416	0,0580	4,2682	0,0098		4,2012	0,0799	4,2682	0,0098	
Observações	600		18498			313		18498		
Raça (Branco ou Amarelo)	0,3816	0,0198	0,4592	0,0036	*	0,4089	0,0278	0,4592	0,0036	
Observações	600		18498			313		18498		
Filhos com idade >17	0,3050	0,0188	0,2724	0,0032		0,2811	0,0254	0,2724	0,0032	
Observações	600		18498			313		18498		
Filhos com idade <11	0,4183	0,0201	0,4216	0,0036		0,4057	0,0277	0,4216	0,0036	
Observações	600		18498			313		18498		
Filhos idade entre 11 e 17	0,4266	0,0202	0,4113	0,0036		0,3801	0,0274	0,4113	0,0036	
Observações	600		18498			313		18498		
Região Sudeste	0,6900	0,0188	0,8003	0,0029	*	0,7124	0,0256	0,8003	0,0029	*
Observações	600		18498			313		18498		
Não há cônjuge	0,3100	0,0188	0,2339	0,0031	*	0,3099	0,0261	0,2339	0,0031	*
Observações	600		18498			313		18498		
Cônjuge trabalha	0,3483	0,0194	0,4241	0,0036	*	0,3706	0,0273	0,4241	0,0036	
Observações	600		18498			313		18498		
Cônjuge não trabalha	0,3183	0,0190	0,3335	0,0034	*	0,2971	0,0258	0,3335	0,0034	
Observações	600		18498			313		18498		
Passado ocupacional	0,0660	0,0106	0,0394	0,0014	*	0,0577	0,0140	0,0394	0,0014	
Observações	545		17101			277		17101		
Formalização do chefe	0,6806	0,0219	0,8263	0,8222	*	0,8263	0,8222	0,8263	0,8222	*
Observações	454		16096			235		16096		
Renda do chefe na 1ª entrev.	568,68	23,6615	1014,83	10,2918	*	588,08	38,0351	1014,83	10,2918	*
Observações	595		18420			310		18420		
Idade do filho	13,9716	0,0791	13,8658	0,0145		13,8658	0,1089	13,8658	0,0145	
Observações	600		18498			313		18498		
Anos de estudo do filho	6,0267	0,0853	6,2476	0,0158	*	6,0894	0,1191	6,2476	0,0158	
Observações	598		18445			313		18445		
Sexo (menina)	0,4616	0,0203	0,4949	0,0036		0,4408	0,0281	0,4949	0,0036	
	600		18498			313		18498		

Fonte: PME (2003 a 2012) - Elaboração própria

Como podemos observar, temos poucas observações 'tratadas', ou seja, de crianças cujo pai (chefe da família) perdeu o emprego na 2ª ou 3ª entrevista e não recuperou até a 4ª (tratamento 1) e, ainda menos, por definição, de crianças cujo pai perdeu o emprego na 2ª

entrevista e não recuperou pelo menos até a 4ª entrevista (tratamento 2)[5] - são 280 no tratamento 1 e 156 no tratamento 2. Além disso, como estamos trabalhando com crianças e jovens em idade escolar e que devem estar na escola na 1ª entrevista (restrição do desenho amostral), há de fato pouca variação neste aspecto; na 4ª entrevista, 98% das crianças continuam na escola, independente do pai ter perdido o emprego. Foi por essa razão inclusive que não temos uma variável dependente igual a 'frequência escolar' propriamente.

No Tratamento 1 notamos, primeiramente, que dentre as características do chefe ou da família, a idade do chefe, a escolaridade, a região onde vive a família, presença de pai e mãe, formalização do chefe e renda são diferentes entre os tratados e não tratados. As famílias que sofreram a perda de renda pela perda de emprego do chefe possuem um chefe com idade maior e com menos anos de estudo. Uma suposta explicação para a menor escolaridade dos tratados seria uma maior sujeição à perda de emprego daqueles que possuem menor capital humano. Nas famílias tratadas há uma proporção maior de famílias sem o pai e mãe presentes e estão, proporcionalmente, mais concentradas no Nordeste. Nas famílias tratadas os chefes são mais propensos a terem emprego informal, o que está de acordo com a literatura que diz haver uma volatilidade maior na situação empregatícia dos indivíduos do setor informal. Por fim, as famílias tratadas possuem menor renda, o que segue a lógica da maior volatilidade empregatícia para trabalhadores de menor renda.

No Tratamento 2 notamos que as diferenças estatísticas para as características familiares desaparecem e as relacionadas ao trabalho do chefe permanecem. No entanto, o que merece destaque, é que nesse caso, existe diferença estatística entre os grupos de tratamento e controle para as variáveis dependentes referentes ao fato da criança apenas estudar e a entrada dela na PEA. Não podemos dizer que esse resultado é de fato uma diferença causal, visto que temos outras diferenças impostas entre os grupos, como essa análise mostrou.

[5] A mesma ideia se aplica para as unidades observadas entre a 5 e 8ª entrevistas.

7. RESULTADOS

7.1 Efeitos marginais

Os efeitos marginais de nossas estimações estão sumarizados na tabela 2 abaixo. Nela estão as estimações tanto para o tratamento 1 quanto para o tratamento 2 e em cada um dos dois experimentos realizados fizemos duas estimações. No modelo 1 estimamos a regressão sem as características de mercado de trabalho (do chefe e da criança) e no modelo 2 temos o conjunto completo de covariadas.

Como pode ser observado, não encontramos efeitos do choque de renda sobre a alocação do tempo da criança entre escola e mercado de trabalho. A perda de emprego do chefe não afeta a probabilidade da criança apenas estudar e também não afeta a probabilidade da criança tornar-se ativa. Para o tratamento 2 foi encontrada significância somente para os modelos mais parcimoniosos. 5% de significância para o caso em que a criança apenas estuda e 10% para entrar na PEA. Chama atenção, no entanto, os impactos maiores para o tratamento 2 para a variável "apenas estuda". Considerando o modelo com todas as covariadas, a perda do emprego do chefe, no tratamento 2, diminui as chances da criança apenas estudar em quase 1.7 p.p.. Considerando o tratamento 1, esses efeitos não chegam a 1.2 p.p.. Para entrada na PEA, o sinal deixa de ser negativo para positivo (mas bastante pequeno) quando do tratamento 1 para o 2. Acreditamos que estes resultados se devem à pequena significância dos tratamentos. Uma interpretação é que os pais procuram não mandar seus filhos para o mercado de trabalho, mas se a situação, em termos de restrição de renda perdura, essa parece ser uma solução. Temos que ler esses resultados com cautela visto que, como já dito, em nenhum dos casos os efeitos marginais da variável 'tratamento', considerando os resultados com todas as covariadas, foram estatisticamente diferentes de zero – no entanto, o pequeno número de observações para os tratados pode ser uma explicação para esse fato, tendo em vista a magnitude bem maior dos resultados considerando o tratamento 2.

Com relação às demais variáveis, os resultados para o tratamento 1 e tratamento 2 são muito similares. Considerando as duas variáveis dependentes em todas as especificações de modelo, observamos efeito significativo dos anos de estudo do chefe (a 1% de significância), mostrando que a escolaridade do chefe promoveria a permanência na escola e o afastamento do filho do mercado de trabalho. O tamanho da família, também a 1% de significância, mostra-se relacionado positivamente à ida do filho no mercado de trabalho, o que indicaria uma maior propensão das famílias com mais membros a exigir que o filho trabalhe. Uma outra variável que cabe destaque é a presença de irmãos menores de 11 anos, que teve significância de apenas 10% nos modelos mais parcimoniosos.

Para características específicas dos filhos , tanto a idade do jovem quanto o sexo foram significantes a 1%, com a idade sendo um fator que propicia o trabalho e o fato da criança ser menina contribuir para afastar a criança do mercado de trabalho. Para as características relacionadas ao mercado de trabalho, nota-se o passado ocupacional da criança como fator relevante para explicar a situação ocupacional da criança.

As regressões reportadas a seguir também foram realizadas usando o modelo Log-complementar. Este tipo de modelo é recomendado quando a função de distribuição acumulada assume uma distribuição com valores extremos, mais especificamente quando se trata de eventos raros. Como nossas variáveis dependentes tratam de eventos raros como a ida da criança para o mercado de trabalho ou a sua evasão da escola, optou-se por testar este tipo de modelo. Os resultados encontrados não revelaram mudanças relevantes em relação ao que foi encontrado no modelo probit.

Tabela 3 - Efeitos marginais

	Tratamento 1				Tratamento 2			
	Apenas estuda ou não		PEA		Apenas estuda ou não		PEA	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Tratamento (d)	-0.0142008	-0.0122624	0.0035668	-0.003991	-0.0346193 **	-0.0172415	0.0230078 ***	0.0006032
	(0.00925)	(0.00925)	(0.00713)	(0.00513)	(0.01535)	(0.0142)	(0.01274)	(0.00854)
Dummies para ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Idade do chefe	0.0001355	0.0003005	-0.0001816	-0.0001904	0.0002169	0.0003797 ***	-0.0001991	-0.0002041
	(0.00022)	(0.0002)	(0.00019)	(0.00016)	(0.00023)	(0.0002)	(0.00019)	(0.00016)
Anos de estudo chefe	0.0045998 *	0.0028349 *	-0.0035585 *	-0.0016162 *	0.0044745 *	0.0026835 *	-0.0034867 *	-0.0015538 *
	(0.00044)	(0.00044)	(0.00038)	(0.00035)	(0.00044)	(0.00044)	(0.00038)	(0.00035)
Tamanho da Família	-0.0047458 *	-0.0058768 *	0.0039414 **	0.0044406 *	-0.0046097 **	-0.0058259 *	0.0039072 **	0.0044119 *
	(0.00175)	(0.00157)	(0.00149)	(0.00121)	(0.00177)	(0.00157)	(0.00151)	(0.00122)
Raça (d)	-0.0000209	-0.0015482 *	0.0000342	0.0017655	-0.0005147	-0.0020528	0.0000461	0.0018459
	(0.00303)	(0.00274)	(0.00256)	(0.00211)	(0.00305)	(0.00275)	(0.00258)	(0.00213)
Filhos com idade >17 (d)	-0.0019629	0.0026212	0.0029497	-0.0008307	-0.0029779	0.0017563	0.0033742	-0.0005784
	(0.00401)	(0.00348)	(0.00343)	(0.0027)	(0.00407)	(0.00353)	(0.00349)	(0.00275)
Filhos com idade <11 (d)	-0.0076435 ***	-0.0018411	0.0058994 ***	0.000965	-0.0074893 ***	-0.0015934	0.0059675 ***	0.0009568
	(0.00404)	(0.0036)	(0.00341)	(0.00276)	(0.00406)	(0.00361)	(0.00346)	(0.00279)
Filhos idade >11 e <17	0.0006291	-0.0086011 **	0.0017124	0.0089155 *	0.0008794	-0.0083499 *	0.0016844	0.0089331 *
(d)	(0.0037)	(0.00338)	(0.00315)	(0.00267)	(0.00373)	(0.0034)	(0.00319)	(0.00271)
Região sul-sudeste (d)	-0.016814 *	-0.0150641 *	0.0138616 *	0.011358 *	-0.0163597 *	-0.0150081 *	0.0138827 *	0.0115715 *
	(0.003250	(0.00282)	(0.00273)	(0.00213)	(0.00329)	(0.00283)	(0.00276)	(0.00215)

Continuação da tabela 2

Não há cônjuge (d)	0.0009231		-0.0007077		-0.0001136		-0.000836		-0.0013741		-0.0007526		0.0022878		-0.0007183			
	(0.01441)		(0.01703)		(0.0122)		(0.01241)		(0.01499)		(0.01699)		(0.0129)		(0.01251)			
Cônjuge trabalha (d)	0.014271		0.0101241		-0.0109017		-0.007342		0.0120352		0.009766		-0.0088765		-0.0073854			
	(0.01409		(0.01637)		(0.01184)		(0.01231)		(0.01444)		(0.01632)		(0.01225)		(0.01239)			
Cônjuge não trabalha (d)	0.0211108		0.015024		-0.0166101		-0.0111702		0.019567		0.0149719		-0.0147894		-0.0111474			
	(0.01303)		(0.01534)		(0.0109)		(0.01146)		(0.01339)		(0.01527)		(0.01136)		(0.01152)			
Idade do filho	-0.0348498	*	-0.0228226	*	0.0274102	*	0.016265	*	-0.0349977	*	-0.0227877	*	0.0277329	*	0.016443	*		
	(0.00115)		(0.00109)		(0.00104)		(0.00094)		(0.00116)		(0.00109)		(0.00106)		(0.00095)			
Anos de estudo filho	-0.0046094		-0.004347	*	0.0063871	*	0.0049804	*	-0.0043813	*	-0.004264	*	0.0060836	*	0.0047661	*		
	(0.0009)		(0.00086)		(0.00081)		(0.00072)		(0.0009)		(0.00086)		(0.00081)		(0.00072)			
Sexo (menina) (d)	0.011217	*	0.0057454	**	-0.0106725	*	-0.0058928	*	0.0108283	*	0.005387	**	-0.0106537	*	-0.0058537	*		
	(0.00286)		(0.00257)		(0.00243)		(0.00199)		(0.00288)		(0.00258)		(0.00245)		(0.00202)			
Passado ocup. filho (d)			-0.0646444	*			0.0501761	*			-0.0637684	*			0.0531207	*		
			(0.01106)				(0.00918)				(0.01116)				(0.00958)			
Formalização do chefe (d)			0.0015495				-0.0020581				0.0018525				-0.0023494			
			(0.00338)				(0.00265)				(0.00343)				(0.00271)			
Renda do chefe			4.24e-06	*			-6.59e-06	*			4.40e-06	*			-6.70e-06	*		
			(0.00000)				(0.00000)				(0.00000)				(0.00000)			
Pseudo R2	0.2247		0.2255		0,2358		0.2480		0,2251		0.2248		0.2358		0.2479			
Número de obs.	19006		15181		19006		15181		18721		14979		18721		14979			
Prob>F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000			

Erros padrão entre parênteses

(d) para mudanças discretas na variável dummy de 0 para 1

*** p<0.10, ** p<0.05, * p<0.01

7.2 Exercícios de heterogeneidade

Nesta subseção procuramos avaliar se existem efeitos heterogêneos da perda de emprego do chefe em sua respectiva família. Para isto geramos variáveis de interação entre as dummies de tratamento e covariadas de interesse.

Trabalhos anteriores que apontaram efeitos do choque de renda, explicaram seus resultados com argumentos relativos à restrição de liquidez. A idéia aqui foi testar, portanto, se há efeitos diferentes da perda de emprego do chefe para grupos que enfrentam maiores restrições de renda. Se o chefe tinha um emprego com carteira assinada, pode ser que ele tenha acesso ao seguro desemprego e, nesse caso, tem como se proteger melhor do choque; o mesmo argumento vale para a variável escolaridade dos pais, tendo em vista que maior escolaridade implica em maior salário; por fim, em famílias completas, a ida da esposa para o mercado de trabalho pode substituir a ida da criança para o mercado de trabalho. Fizemos ainda outros dois testes. Um primeiro buscando avaliar se há efeitos diferentes para as regiões metropolitanas do nordeste frente às do sudeste em função das diferenças socioeconômicas entre as duas regiões. Por último, testamos para os jovens com idade igual ou maior que 15 anos. A idéia de olhar para os jovens mais velhos vem do fato de haver uma maior taxa de participação no mercado de trabalho entre estes jovens.

Aqui apresentaremos os resultados de três variáveis dependentes: as duas já usadas nos cálculos dos efeitos marginais mais uma assumindo valor 1 se a criança frequenta a escola e 0 caso contrário. Incluímos esta variável aqui, pois encontramos resultados de interesse para a nossa pesquisa.

Tabela 4 - Interações tratamento tipo 1 para PEA

	Pai é formal na 1ª entrevista	Escolaridade dos pais acima de 8 anos	Ausência de cônjuge	Região Sul ou Sudeste	Acima de 15 anos
Efeito marginal da interação	0.0231419	-0.033054	-0.0282624	0.0165672	0.0328476
Estatística Z da interação	1.108794	-1.296257	-1.090422	0.6964765	1.457243
Número de observações	15181	15181	15181	15181	15203
trat se X=1	309	327	186	414	256
trat se X=0	145	271	414	186	344

Fonte: PMEs de 2003 a 2012. Elaboração própria.

Tabela 5 - Interações tratamento tipo 2 para PEA

	Pai é formal na 1ª entrevista	Escolaridade dos pais acima de 8 anos	Ausência de cônjuge	Região Sul ou Sudeste	Acima de 15 anos
Efeito marginal da interação	0.0220878	-0.0303519	-0.0253467	0.0589437	0.0687887
Estatística Z da interação	0.6910355	-0.8149902	-0.7469103	1.854882	2.155634
Número de observações	14979	14979	14979	14979	15001
trat se X=1	157	176	97	223	123
trat se X=0	78	135	216	90	190

Fonte: PMEs de 2003 a 2012. Elaboração própria.

Para o tratamento tipo 1 nenhum dos teste apresentaram alguma significância estatística. Já com o tratamento tipo 2, observamos diferenças para região e a idade dos jovens. O fato de o jovem ser da região sudeste e o fato da idade do jovem ser maior que 15 implica em uma probabilidade maior de a criança entrar na PEA, diante de um choque de renda, quando comparada à probabilidade enfrentada por uma criança da região Nordeste ou com menos de 15 anos. O fato do jovem idade entre 15 e 17 anos possuir 7 pontos percentuais a mais de chance de entrar no mercado de trabalho corrobora com estudos apontando para o fato de jovens dessa faixa etária estarem mais sujeitos ao efeito trabalhador adicional.

Nas tabelas 6 e 7 temos os exercícios de heterogeneidade para a variável “apenas estuda”. Notamos que para o tratamento tipo 1 a escolaridade dos pais apresentava significância a 5% enquanto que para as outras variáveis, nada foi detectado. Para o tratamento tipo 2 a escolaridade dos pais fica com significância de 10% e o que emerge com um impacto bastante relevante é o fato do jovem possuir idade maior que 15 anos. Isto corrobora a evidência de que jovens com idade maior estão mais sujeitos forçados a entrar no mercado de trabalha.

Tabela 6 - Interações tratamento tipo 1 para "apenas estuda"

	Chefe é formal na 1ª entrevista	Escolaridade dos pais acima de 8 anos	Ausência de cônjuge	Região Sul ou Sudeste	Acima de 15 anos
Efeito marginal da interação	-0.0190712	0.0624734	-0.0115358	-0.0181553	-0.0383926
Estatística Z da interação	-0.7094055	1.964499	-0.3423198	-0.7994295	-1.439889
Número de observações	15181	15191	15181	15181	15203
trat se X=1	309	327	186	414	256
trat se X=0	145	271	414	186	344

Fonte: PMEs de 2003 a 2012. Elaboração própria.

Tabela 7 - Interações tratamento tipo 2 "apenas estuda"

	Pai é formal na 1ª entrevista	Escolaridade dos pais acima de 8 anos	Ausência de cônjuge	Região Sul ou Sudeste	Acima de 15 anos
Efeito marginal da interação	-0.0242839	-0.0488572	-0.0343097	-0.0414247	-0.1205682
Estatística Z da interação	-0.6048201	-1.673869	-0.3605075	-1.174549	-3.026864
Número de observações	14979	14979	14979	14979	15001
trat se X=1	157	176	97	223	123
trat se X=0	78	135	216	90	190

Fonte: PMEs de 2003 a 2012. Elaboração própria.

Nas tabelas 8 e 9 os testes de heterogeneidade forma feitos com a variável dependente sobre a frequência escolar do indivíduo. Aqui, no tratamento tipo 1, não há impacto e nenhuma sub-população analisada. Quanto ao tratamento tipo 2 encontramos um impacto com 10% de significância sobre as famílias em que há apenas o cônjuge. Tal resultado traz evidencias que em casos quando não há o cônjuge a disposição para repor a perda de renda da família, o filho se torna uma alternativa para recompor a renda familiar.

Tabela 8 - Interações tratamento tipo 1 para "Frequenta escola"

	Chefe é formal na 1ª entrevista	Escolaridade dos pais acima de 8 anos	Ausência de cônjuge	Região Sul ou Sudeste	Acima de 15 anos
Efeito marginal da interaçã	0.008459	0.0333923	-0.0277042	-0.0010143	-0.0149586
Estatística Z da interação	0.410992	1.444542	-0.8573152	-0.0804779	-0.765438
Número de observações	15181	15181	15181	15181	15203
trat se X=1	309	327	186	414	256
trat se X=0	145	271	414	186	344

Fonte: PMEs de 2003 a 2012. Elaboração própria.

Tabela 9 - Interações tratamento tipo 2 para "Frequenta escola"

	Pai é formal na 1ª entrevista	Escolaridade dos pais acima de 8 anos	Ausência de cônjuge	Região Sul ou Sudeste	Acima de 15 anos
Efeito marginal da interaçã	-0.000427	-0.0378286	-0.0489801	0.0129602	-0.0411209
Estatística Z da interação	-0.0238588	-0.9133419	-1.850791	0.4079388	-1.558334
Número de observações	14979	14979	15001	14979	14979
trat se X=1	157	176	97	223	123
trat se X=0	78	135	216	90	190

Fonte: PMEs de 2003 a 2012. Elaboração própria.

7.3 PME Antiga

Como citado anteriormente, não podemos fazer inferência sobre nossos resultados e fazer comparações com o encontrado, por exemplo, em Duryea *et al.* (2007), uma vez que existem diferenças metodológicas entre as duas PMEs. Como fora enfatizado em Ribas e Soares (2008) e (2010), a mudança teve o intuito de implementar algumas mudanças conceituais no tema trabalho; ampliação da investigação para se ter melhor conhecimento da População Economicamente Ativa (PEA) e da População em Idade Ativa (PIA); e melhor operacionalização dos quesitos para captação das informações de forma a aprimorar a mensuração dos fenômenos. O padrão 4-8-4 foi mantido na mudança ocorrida entre a PME antiga e a nova. Entretanto, na PME antiga ocorria a troca de toda a amostra a cada dois anos (*blackout*), começando em um ano par e terminando em um impar. Outra mudança foi na forma como foram montados os microdados. Na PME antiga os dados das pessoas eram ordenados depois das informações do domicílio, enquanto que na nova as informações do domicílio são repetidas para cada indivíduo.

Na tabela 9 temos as estimações com os dados da PME antiga. Notamos que aqui os resultados são contrários aos encontrados em Duryea *et al.* (2007). Em nenhum dos dois tipos de tratamento e em qualquer tipo de variável dependente foi detectado algum impacto da perda de emprego do chefe da família sobre a frequência escolar da criança ou a sua situação ocupacional. Isto mostra que os resultados a respeito do efeito trabalhador adicional estão sujeitos ao desenho do modelo, mais especificamente sujeitos a como se define o grupo de controle e de tratamento, ou melhor, à hipótese de identificação. O nosso maior rigor na definição do choque de renda e a necessidade de sua precedência em relação aos efeitos sobre os filhos levaram a efeitos não significativos do tratamento.

Tabela 9 - Efeitos marginais PME antiga

	Tratamento 1				Tratamento 2			
	Apenas estuda ou não		PEA		Apenas estuda ou não		PEA	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Tratamento (d)	-0.0019686	-0.0012872	0.0011197	0.0009483	0.0058417	0.0026046	-0.0068268	-0.0044548
	(0.00545)	(0.00566)	(0.00498)	(0.00566)	(0.00851)	(0.00927)	(0.00762)	(0.00863)
Dummies para ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Idade do chefe	0.0005869 *	0.0005981 *	-0.0004994 *	-0.0005112 *	0.0005354 *	0.0005446 *	-0.0004378 **	-0.0004693 **
	(0.00018)	(0.00019)	(0.00017)	(0.00019)	(0.00019)	(0.00019)	(0.00017)	(0.00019)
Anos de estudo do chefe	0.0089672 *	0.0088625 *	-0.0082829 *	-0.0082316 *	0.0090543 *	0.008945 *	-0.0083493 *	-0.0086132 *
	(0.00033)	(0.00036)	(0.00031)	(0.00036)	(0.00033)	(0.00036)	(0.00031)	(0.00034)
Tamanho da Família	-0.0061068 *	-0.0062742 *	0.0063445 *	0.0064876 *	-0.0060627 *	-0.006268 *	0.0062291 *	0.0066898 *
	(0.00099)	(0.00103)	(0.00091)	(0.00103)	(0.00099)	(0.00104)	(0.00091)	(0.00099)
Filhos com idade >17 (d)	0.0085407 *	0.0104312 *	-0.0084273 *	-0.0099332 *	0.008255 *	0.0103409 *	-0.0081834 *	-0.0102014 *
	(0.00284)	(0.00294)	(0.00258)	(0.00294)	(0.00287)	(0.00296)	(0.0026)	(0.0028)
Filhos com idade <11 (d)	-0.0101376 *	-0.0106085 *	0.0103232 *	0.0108621 *	-0.0092973 *	-0.0096353 *	0.0097459 *	0.0105077 *
	(0.00241)	(0.00251)	(0.0022)	(0.00251)	(0.00243)	(0.00254)	(0.00222)	(0.00241)
Filhos idade 11 e 17	0.0576692 *	0.0608201 *	-0.0201812	-0.0203735	0.0532803 *	0.056243 *	-0.016688	-0.017361
(d)	(0.01651)	(0.01716)	(0.01397)	(0.01716)	(0.01654)	(0.0172)	(0.01388)	(0.01484)
Região sudeste (d)	-0.0400213 *	-0.039622 *	0.0363788 *	0.0361501 *	-0.0395071 *	-0.039022 *	0.0358717 *	0.0370556 *
	(0.00224)	(0.00234)	(0.00206)	(0.00234)	(0.00227)	(0.00237)	(0.00208)	(0.00226)

Não há conjugê	-0.0494176		-0.0431745		0.0693185	***	0.0672538	***	-0.0599313	***	-0.0548834		0.0669808	***	0.0677893	*
	(0.03206)		(0.0327)		(0.0376)		(0.0327)		(0.0352)		(0.03637)		(0.03717)		(0.04064)	
Conjugê trabalha	-0.004002		-0.0019537		0.0222646		0.0234379		-0.0124155		-0.0114249		0.0219492		0.02426	*
	(0.0225)		(0.02371)		(0.02454)		(0.02371)		(0.02404)		(0.02558)		(0.02438)		(0.02746)	
Conjugê não trabalha	0.0092323		0.0116032		0.0084165		0.0090843		0.0009974		0.0023893		0.008238		0.0092568	*
	(0.02224)		(0.02372)		(0.02186)		(0.02372)		(0.02278)		(0.02436)		(0.0217)		(0.02427)	
Idade do filho	-0.0371826	*	-0.0378853	*	0.0320967	*	0.032683	*	-0.0367972	*	-0.0375086	*	0.0318203	*	0.0336584	*
	(0.00084)		(0.00088)		(0.00078)		(0.00088)		(0.00085)		(0.00089)		(0.00079)		(0.00086)	
Anos de estudo do filho	-0.0020762	*	-0.0022803	*	0.004745	*	0.0049712	*	-0.0020651	*	-0.0022909	*	0.0046613	*	0.0051179	*
	(0.00067)		(0.0007)		(0.00062)		(0.0007)		(0.00067)		(0.0007)		(0.00062)		(0.00068)	
Sexo (menina) (d)	0.0488423	*	0.0490917		-0.0488175	*	-0.0492947		0.0481154	*	0.0483548	*	-0.0480825	*	-0.0504569	*
	(0.00242)		(0.00252)		(0.00227)		(0.00252)		(0.00244)		(0.00254)		(0.00229)		(0.00248)	
Formalização do chefe (d)			0.0043695				-0.0044586				0.0041931				-0.004231	
			(0.00303)				(0.00303)				(0.00308)				(0.00295)	
Renda do chefe			20.19e-10	*			-10.80e-10	*			20.23e-10	*			70.13e-11	*
			(0.00000)				(0.00000)				(0.00000)				(0.00000)	
Pseudo R2	0.2176		0.2190		0.2251		0.2264		0.2179		0.2192		0.2260		0.2271	
Número de obs.	38695		36086		38695		36086		37546		35020		37546		35020	
Número obs. controle	37005		34526		37005		34526		37005		34526		37005		34526	
Número obs. tratamento	1690		1560		1690		1560		541		494		541		494	
Prob>F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	

Erros padrão entre parênteses

(d) para mudanças discretas na variável dummy de 0 para 1

*** p<0.10, ** p<0.05, * p<0.01

8. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho de Duryea *et al.*. (2007) foi pioneiro, no contexto brasileiro, ao usar a perda de emprego do chefe da família como *proxy* para um choque de renda com o intuito de analisar como as famílias alocariam os filhos entre escola e trabalho. Usando dados da década de 1980 e 1990 os autores verificaram que um choque de renda afetaria negativamente a frequência escolar e também o desempenho escolar da criança. Não só este trabalho, mas também uma extensa literatura, afirma que um forte fator por trás do fenômeno seria a escassez de crédito. As famílias recorrem à mão-de-obra dos filhos ao não encontrarem meios de repor a renda e manter um nível aceitável de consumo.

No entanto, no começo dos anos 2000 o país entrou em um período de estabilização econômica. O brasileiro entrou em um período de aumento real de renda. O mercado de crédito se expandiu e programas do governo de repasse de renda para famílias de baixa renda sem acesso ao crédito foram ampliados, alcançando famílias mais suscetíveis a choques não esperados de renda. Este estudo procurou desse modo investigar as respostas das famílias em termos da alocação de seus filhos entre escola e mercado de trabalho diante de choques de renda, dentro deste novo contexto socioeconômico.

Foram feitos exercícios considerando dois tipos de tratamento: tratamento 1, o chefe perde o emprego na 2ª ou na 3º entrevista e não recupera na 4ª entrevista; tratamento 2, o chefe perde o emprego na 2º e não recupera nem na 3º e nem na 4ª entrevista. Como grupo de controle, temos os chefes que permanecem empregados nas 4 entrevistas. Trabalhamos com duas variáveis dependentes: a primeira assume valor ‘1’ quando a criança apenas estuda; e a outra assume valor ‘1’ se a criança faz parte da PEA. De acordo com os resultados obtidos, o tratamento, ou melhor, o choque de renda representado pela perda de emprego do chefe familiar, não possui impacto significativo sobre a escolha das famílias de manter o filho apenas na escola ou de enviar o filho para o mercado de trabalho.

No entanto, quando usamos o tratamento 2, embora os resultados permaneçam não significativos a 90%, a magnitude dos efeitos aumenta consideravelmente, o que pode indicar que quando a restrição de renda perdura por um tempo, algumas famílias acabem por alocar uma parte do tempo dos seus filhos para o mercado de trabalho, mas sem tirá-los da escola. Essa interpretação é corroborada nos exercícios que buscam captar possíveis heterogeneidades do tratamento, quando observamos que o efeito é maior para pais menos escolarizados. Ou seja, quando a restrição de renda é maior, parece que alguns pais ainda mandam seus filhos para o mercado de trabalho. No entanto, quando comparamos nossos

resultados como os de Duryea *et al.*. (2007), percebemos que, atualmente, em geral, essa 'prática' é pouco utilizada.

No entanto, ao fazermos testes para identificar o efeito trabalhador adicional sobre subgrupos da população, detectamos os efeitos da perda de emprego do chefe sobre os filhos com idade igual ou maior que 15 anos, tanto para a variável "apenas estuda" quanto para "PEA". Outro resultado de destaque é o abandono escolar para o caso em que a família não possui um cônjuge. Assim, o efeito trabalhador adicional seria entendido como um fenômeno que afeta famílias com específicas características.

Por ultimo, como forma de dar robustez ao nosso trabalhos, implementamos nosso modelo na PME antiga para verificar se os resultados obtidos quando se estuda o efeito trabalhador adicional se alteram com mudanças no desenho do modelo. Neste teste não encontramos os mesmos resultados obtidos por Duryea *et al.*. (2007) ao não detectarmos algum efeito da perda de emprego por parte do chefe sobre a situação do filho. Além dos motivos já citados anteriormente para escolhermos o modelo usado nesta dissertação, observamos que nossos resultados estão de acordo, por exemplo, com Fernandes e Felício (2005). Primeiro, estes autores usam um desenho de modelo mais parecido com o nosso na construção da variável de tratamento e, segundo, ao evidenciar que há um efeito trabalhador adicional para as esposas, haveria menos razão para as famílias recorrerem aos filhos na hora de repor a renda familiar.

Finalizamos sugerindo para trabalhos futuros a aplicação de nossa metodologia para se averiguar o efeito trabalhador adicional para o cônjuge, usando dados da PME nova. Acreditamos que a escolha de enviar o filho em idade escolar para o mercado de trabalho é acompanhada, ou precedida, pela decisão do cônjuge entrar para o mercado de trabalho. Obter resultados sobre a decisão do cônjuge poderia fornecer uma visão mais completa e atualizada sobre a alocação de tempo dos membros da família, além de permitir entender melhor algumas características do mercado de trabalho brasileiro.

BIBLIOGRAFIA

CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K.. **Microeconometrics: Methods and Application.** Cambridge University Press, 2005.

CAVALIERE, C.H. **The Impact of Child Labor on Educational Performance: An Evaluation of Brazil**. Anais do VI Annual Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association – LACEA, Montevideo, Uruguai, 2001.

de CARVALHO FILHO, I. **Household Income as a Determinant of Child Labor and School Enrollment in Brazil: Evidence of Social Security Reform.** Economic Development and Cultural Change. Vol. 60, No. 2, p. 399-435, 2012.

CHITOLINA, L.; FOGUEL, M. N.; MENEZES-FILHO, N.. **Bolsa Família Program on the Time Allocation of Youths and Their Parents.** Working Paper No. 65, Rede de Economia Aplicada, 2013.

DURYEA, S.; LAM, D.; LEVISON, D.. **Effects of Economic Shocks on Children's Employment and Schooling in Brazil.** Journal of Development Economics.Vol.84, No. 1, p. 188-214, 2007.

EMERSON, P. M.; PONCZEK, V.; SOUZA, A. P.. **Child Labor and Learning**. Working Paper No. 7578, Institute for the Study of Labor, 2013.

FALLON, P. R.; LUCAS, R. E. B., 2002.**The impact of financial crises on labor markets, household incomes, and poverty: a review of evidence.** The World Bank Research Observer. Vol. 17, No 1, p. 21–45, 2002.

FERNANDES, R; FELÍCIO, F. **The Entry of Wives Into the Labor Force as a Response to the Husband's Unemployment: A Study on The Brazilian Metropolitan Areas.** Economics of Development and Cultural Change.Vol.53, No. 4, p. 887-911, 2005.

FRANKENBERG, E; SMITH, J. P.; THOMAS, D..**Economic shocks, wealth, and welfare. Journal of Human Resources.** Vol. 38, No. 22, p. 280–321, 2003.

GONZAGA, G; REIS, M. C. **Oferta de trabalho e Ciclo econômico: Os efeitos trabalhador adicional e desalento no Brasil.** Revista Brasileira de Economia. Vol. 65, No. 2, p. 127-148, 2011.

JACOBY, H; SKOUFIAS, E, 1997**. Risk, financial markets, and human capital in a developing country.** Review of Economic Studies.Vol.64, No 3, p. 311–335, 1997.

MANACORDA, M.; ROSATI, F. C.. **Industrial Structure and Child Labor: Evidence from the Brazilian Population Census**. Economic Development and Cultural Change. Vol. 59, No. 4, p. 753-776, 2011.

OLIVEIRA, E. L.; OLIVEIRA, A. M. H. C.. **O Efeito Trabalhador Adicional para Filhos no Brasil**. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais – ABEP, 2006.

RIBAS, R. P.; SOARES, S. D.**O Atrito nas Pesquisas Longitudinais: O Caso da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE).** Estudos Econômicos. Vol. 40, No. 1, p. 213-244, 2010.

RIBAS, R. P.; SOARES, S. D. **Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE**. IPEA, 2008. (Texto para Discussão, n. 1348).

SEDLACEK, G.; COSTA, D. R.; CARVALHO, A. P.; GUSTAFSSON-WRIGHT, E.; NERI, M. C.. **Microeconomic Instability and Children's Human Capital Accumulation: The Effects of Idiosyncratic Shocks to Father's Income on Child Labor, School Drop-Outs and Repetition Rates in Brazil.** Ensaios Econômicos da EPGE, 2000.