

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 409

**O EFEITO DA ESTRUTURA FAMILIAR SOBRE A
ESTRATIFICAÇÃO EDUCACIONAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS COM BASE NA
PROBABILIDADE DE PROGRESSÃO POR SÉRIE ENTRE 1986 E 2008□**

**Thiago de Azevedo Moraes
Raquel Rangel de Meireles Guimarães
Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto**

Novembro de 2010

Ficha catalográfica

370.981	Morais, Thiago de Azevedo.
M827e	O efeito da estrutura familiar sobre a estratificação
2010	educacional no Brasil: evidências com base na probabilidade de progressão por série entre 1986 e 2008 /
	Thiago de Azevedo Morais; Raquel Rangel de Meireles Guimarães; Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto
	- Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2010.
	33p. (Texto para discussão ; 409)
	1. Educação - Brasil. 2. Demografia da família – Brasil. I. Guimarães, Raquel Rangel de Meireles; Eduardo II. Rios-Neto, Luiz Gonçalves. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título. V. Série.
	CDD

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**O EFEITO DA ESTRUTURA FAMILIAR SOBRE A ESTRATIFICAÇÃO EDUCACIONAL
NO BRASIL: EVIDÊNCIAS COM BASE NA PROBABILIDADE DE PROGRESSÃO POR
SÉRIE ENTRE 1986 E 2008***

Thiago de Azevedo Moraes

Graduado em Sociologia pela Universidade Federal de Minas Gerais (2010) e Supervisor de Campo da PED,
Fundação João Pinheiro - thiagomoraiscs@gmail.com

Raquel Rangel de Meireles Guimarães

Doutoranda em Demografia pelo CEDEPLAR/UFMG e Bolsista do CNPq - raquel@cedeplar.ufmg.br

Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto

Professor Titular do Departamento de Demografia do CEDEPLAR/UFMG - eduardo@cedeplar.ufmg.br

**CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
2010**

* Esta pesquisa foi realizada no âmbito do projeto Observatório da Educação (CAPES). Os autores agradecem à assistência de pesquisa de Patrícia Ferreira da Silva Pimenta.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	6
2. MARCO TEÓRICO: A INFLUÊNCIA DOS ARRANJOS FAMILIARES SOBRE O RESULTADO EDUCACIONAL.....	7
3. A CONTRIBUIÇÃO DE MARE PARA O ESTUDO DOS EFEITOS DAS ORIGENS SOCIAIS: O CASO BRASILEIRO	9
4. FONTE DE DADOS E METODOLOGIA.....	13
4.1. O método de Probabilidade de Progressão por Série.....	13
4.2. Amostra, filtros e variáveis	15
5. RESULTADOS.....	17
6. CONCLUSÃO	30
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	32

RESUMO

O objetivo deste artigo foi investigar diferenciais nas desigualdades de oportunidade educacionais entre famílias nucleares e famílias monoparentais femininas. A motivação para trabalho é verificar se o resultado da literatura que prevê um efeito negativo de se pertencer a uma família monoparental sobre o resultado educacional é verdadeiro para o Brasil. Utilizamos modelos logísticos de transições escolares e testamos as hipóteses de Mare (1979, 1980, 1981), quais sejam: declínio ao longo das séries para os efeitos das origens sociais num determinado período; declínio do efeito das origens sociais em uma dada série entre dois períodos quando há expansão educacional. Nossos resultados revelam que o comportamento da desigualdade de oportunidades educacionais é de uma maneira geral similar entre as famílias intactas e não intactas. Contudo, detectamos que as famílias monoparentais femininas foram mais beneficiadas pelas políticas educacionais com expressiva redução da desigualdade de oportunidades educacionais nas primeiras transições escolares quando medida pela educação do chefe. Para as demais variáveis não evidenciamos diferenças significativas entre famílias nucleares e monoparentais femininas.

ABSTRACT

The aim of this paper was to investigate differentials on inequalities of educational opportunities between nuclear families and single parents families. The motivation to work is to verify if the result of literature which predicts a negative effect of belonging to a single parent family on educational outcome is true for Brazil. We used logistic school transition models and test the hypotheses of Mare (1979, 1980, 1981), which are: decline throughout the series of the effects of social origins in a given period; decline of the social origins effect in a given grade between two periods when there is an educational expansion. Our results show that the behavior of inequality of educational opportunities is generally similar among intact and not intact families. However, we found that women single parents were more benefited from the educational policies with a substantial reduction in inequality of educational opportunities in the early school transitions. For the other variables found no significant differences between nuclear families and single parenthood.

Palavras-chave: Desigualdade de Oportunidades educacionais; Arranjos Familiares; Probabilidade de Progressão por Série

Keywords: Inequality of Educational Opportunities; Family structures; Grade Progression Probability

JEL: Y80

1. Introdução

Desde a metade do século passado, veem-se mudanças na composição e organização familiar e a diversificação em seus arranjos: família conjugal e nuclear; família monoparental feminina; família monoparental masculina; família extensa, família reconstituída¹, além de outras que são criadas e recriadas pela dinâmica social. De acordo com a Comissão Econômica para América Latina (CEPAL), o tipo de estrutura familiar cuja taxa de crescimento tem sido a mais elevada é a família chefiada por mulheres. De acordo com a instituição, isto se deve ao crescente número de famílias monoparentais femininas e unipessoais de jovens e idosas. Contudo, há uma vulnerabilidade implícita nesta estrutura familiar, a qual tende a estar sobrerepresentada na camada mais pobre da população (CEPAL, 1996, p. 69 APUD MEDEIROS, 2000).

Vários autores tem advogado em favor da necessidade de que a formulação das políticas públicas levem em consideração as mudanças nas famílias (MEDEIROS, 2000; GOLDANI, 2002; SORJ, FONTES E MACHADO, 2007). Para estes estudiosos, um estudo com foco nas famílias pode auxiliar a esclarecer critérios de focalização, além do fato de que as políticas sociais dependem de determinados arranjos para que sejam bem sucedidas. Serapioni (2005) também alerta para a importância de se estudar a família para a elaboração de políticas públicas eficientes. De acordo com o autor, apesar da família ter perdido seu papel multifuncional, ou seja o papel de “(...) unidade de produção e consumo, detentora de mecanismos de transmissão cultural de valores e normas, de integração social de seus membros, de socialização primária e secundária das novas gerações, de controle da propriedade” (p. 245), ela ainda é fundamental na sociedade contemporânea. Isto pois observa-se um aumento da demanda por funções tradicionalmente exercidas pela família, como o cuidado, a ajuda e a proteção dos membros, seja por problemas de saúde ou pela fragilidade da idade.

Há uma extensa literatura que investiga o efeito da estrutura familiar sobre o resultado educacional dos filhos, em especial neste cenário de profundas transformações nas famílias. Dentre estes estudos, há os que analisam o efeito do divórcio entre e da mobilidade residencial dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos (ASTONE E MCLANAHAM, 1991, 1994) e o impacto sobre a carreira escolar de filhos que vivem em famílias monoparentais (HECKMAN E MASTEROV, 2005). De uma maneira geral, os estudos mostram que há uma relação negativa entre arranjos não convencionais e resultado educacional dos filhos, embora tal constatação não seja universal e sujeita a uma série de críticas no que tange aos problemas de endogeneidade na análise.

Visto esses pontos, pode-se pensar que, no Brasil, as estruturas familiares afetariam os resultados educacionais dos indivíduos? Em outras palavras, qual seria a influência da composição e organização familiar quanto ao desenvolvimento escolar? Ademais, será que diferentes estruturas familiares são afetadas por diferentes níveis de desigualdade educacional?

Neste contexto, o objetivo deste artigo é verificar se há diferenciais no nível da desigualdade nas oportunidades educacionais segundo diferentes estruturas familiares. Buscou-se testar duas hipóteses propostas por Mare (1979, 1880), quais sejam: um processo de seletividade ao longo das séries escolares, que reduziria os efeitos das origens sociais nas séries mais elevadas do ensino; e o

¹ Dados retirados de “Projeto político educativo para entidades de abrigo: marco orientador das relações” de 2008.

declínio do efeito das origens sociais em uma dada série com a expansão escolar. Nossa análise foi estratificada segundo os grupos de família mais usuais no Brasil: famílias monoparentais feminina, composta pela mãe e seus filhos, e famílias conjugadas e nucleares, composta por pai, mãe e filhos, além do universo compreendendo todos os tipos de famílias. A definição desse corte se justificou pelos motivos citados acima, ou seja, o crescente número de famílias monoparentais femininas e de sua vulnerabilidade e, por outro lado, as famílias nucleares por ainda serem predominantes no Brasil (SERAPIONI, 2005). O universo das famílias também foi analisado, pois fornece um suporte por sinalizar uma situação global e amparar a análise específica. Todos esses elementos serão construídos a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD-IBGE) e foram estimados pelos modelos logísticos de resposta binária que relacionam as origens sociais com a probabilidade de progredir entre as séries.

Este trabalho foi dividido em cinco partes, incluindo, está introdução. Na segunda seção traçamos um breve apanhado da literatura que investiga o papel e influência das estruturas familiares sobre os resultados educacionais. Na terceira seção apresenta-se uma revisão bibliográfica das evidências sobre o nível e evolução da estratificação educacional no Brasil. A quarta seção descreve a fonte de dados, a metodologia e as variáveis que serão utilizadas como ferramenta para a análise. A quinta seção traz a análise dos resultados e a averiguação do efeito esperado segundo a literatura. Na sexta seção traçamos a conclusão deste trabalho e, por meio de uma tabela resumo dos resultados encontrados, problematizamos as principais evidências do estudo e uma agenda futura de pesquisa.

2. MARCO TEÓRICO: A INFLUÊNCIA DOS ARRANJOS FAMILIARES SOBRE O RESULTADO EDUCACIONAL

Trabalhos que relacionam temas como estrutura familiar, comportamento dos pais e progressão dos alunos na escola são frequentemente abordados. Astone e McLanahan (1991) realizaram um estudo em que investigaram o quanto importante é a relação familiar para a educação dos filhos. Os autores afirmam que a maior incidência de pobreza nas famílias não intactas seria uma razão pela qual filhos de pais separados são, em geral, desestimulados a completarem o ensino médio. Ainda segundo os autores, a incidência de pobreza chega a cerca de 30% nas famílias intactas, contra um percentual de 50% nas famílias não intactas. Em seu exercício empírico os autores utilizaram dados do High School and Beyond study (HSB). Os autores buscaram responder a três questões: i. crianças que vivem com um dos pais ou com madastra/padastro são mais expostas a diferentes expectativas e estilo de vida dos pais do que crianças que vivem com ambos pais biológicos; ii. o comportamento dos pais está correlacionado com o desenvolvimento escolar da criança; iii. diferenças de comportamento entre os pais podem contar para alguns aspectos negativos entre a estrutura familiar e o desenvolvimento da criança na escola controlando-se pelo nível socioeconômico. Astone e McLanahan usaram dados de alunos do segundo ano do ensino médio em 1980, e que eram brancos (não latinos), negros, mexicanos ou porto-riquenhos. Os resultados dos autores revelaram que crianças de pais separados apresentaram menor interesse com trabalhos escolares. Ademais, crianças que vivem com padastros/madrastas relatam que há baixo envolvimento dos mesmos com relação às atividades escolares. Os autores concluem que mudanças na estrutura da família podem levar a uma redução na qualidade de

envolvimento dos pais. Outra conclusão obtida é que as práticas dos pais estão positivamente relacionadas com todos indicadores escolares, quais sejam: notas, frequência, atitudes, expectativas, permanência na escola, e conclusão do grau. Contudo, os diferenciais no envolvimento dos pais explica apenas 10% na diferença de graduação entre crianças de famílias intactas e de famílias não intactas.

Outro fator relacionado com rupturas na estrutura familiar que se mostrou determinante do desempenho da criança foi a renda familiar e a mobilidade residencial da família. Astone and McLanahan (1994) argumentaram que a mobilidade residencial é um dos principais fatores que explica os diferenciais no resultado educacional entre crianças provindas de famílias intactas e as de famílias não intactas. Os autores alegam que crianças cujos pais mudam de residência são prejudicados por: falta de informação sobre a nova escola e rompimento nas relações com os pares e professores. Neste artigo os autores também utilizaram os dados do HSB. Eles empregaram análise de regressões para verificar a relação entre estrutura da família e mobilidade residencial, e, posteriormente, o efeito da estrutura familiar no desenvolvimento escolar do filho, antes e depois de controlar a mobilidade residencial. Dentre os resultados encontrados, mostrou-se que crianças cujos pais eram separados nos primeiros anos de estudo estavam mais expostas à mudanças residenciais do que as demais. O artigo sugere que mobilidade residencial e as perturbações nos laços familiares são mecanismos potenciais subjacentes ao baixo desenvolvimento escolar de crianças oriundas de famílias não intactas, esse resultado pode explicar porque um novo casamento não necessariamente resolveria a questão da ruptura familiar.

Heckman e Masterov (2005) se mostram pessimistas em relação ao efeito de se pertencer a famílias monoparentais femininas sobre o resultado educacional. Para os autores, a família é a principal responsável por desenvolver as habilidades inatas das crianças, principalmente na primeira infância, em que são adquiridas habilidades que vão diferenciá-las das demais por toda a vida. O recorrente crescimento de famílias monoparentais é, para os autores, um fator preocupante porque esse tipo de estrutura familiar está em geral associado a um baixo envolvimento dos pais com os estudos e baixa renda familiar. Consequentemente, os autores argumentam que haverá prejuízo para a formação escolar da criança. Os autores também ressaltam que ambientes de adversidade na infância explicam uma parte substancial dos problemas das escolas, as competências e crime na sociedade americana. As mães solteiras adolescentes têm baixos estímulos para se casar e elevada probabilidade para se divorciar isso porque, geralmente, são oriundas de famílias mais humildes e possuem baixo QI, consequentemente essas estão inaptas a educarem seus filhos de forma a estimular suas habilidades desde a primeira infância, que como já dito anteriormente é o período mais importante na história escolar da criança.

Há estudos, entretanto, para os quais a relação entre estrutura familiar e resultado educacional não é fortemente corroborada. Para algumas localidades africanas, Loyd e Blanc (1996 APUD BUCHMANN E HANNU, 2001) evidenciaram que, apesar de mais pobres, as mulheres investem mais recursos, tempo e apoio emocional para a educação do filho. Na mesma linha, Sandefur, Méier e Hernandez (1999) sugerem que os pais tem mais conhecimento sobre as redes sociais das crianças quando a estrutura familiar é estável, quando a criança estuda em escolas católicas, e quando não há grande mobilidade residencial. Com os pais mais presentes na atividade escolar, fato esse observado

em famílias intactas, as crianças obtém grande diferencial educacional do que seus pares. Não fora encontrada nenhuma evidencia de interação entre a estrutura familiar e as transições escolares, dessa forma os autores sugerem outras interações tais como: os diferentes tipos de estrutura familiar e a estabilidade residencial, bem como as interações entre o fechamento intergeracional (uma medida de qualidade) e a estabilidade residencial e entre a discussão da escola (uma medida de assistência).

Embora a literatura norte-americana sobre o tema tenha evidenciado que a monoparentalidade possa ter efeitos negativos sobre a educação das crianças, Seltzer (1994, APUD BUCHMANN E HANNU, 2001), associa esse resultado à responsabilidade econômica imposta sobre a mulher e a falta de capital humano e social características dessa estrutura. Halpern (2004), por exemplo, advoga para que os formuladores de política tenham atenção para o estresse sofrido pelos pais que trabalham, em especial os chamados "pais solteiros". Somente a partir de uma visão comprensiva sobre as mudanças na família e impactos sobre os resultados e bem-estar é que as políticas públicas poderão ser bem-sucedidas.

3. A CONTRIBUIÇÃO DE MARE PARA O ESTUDO DOS EFEITOS DAS ORIGENS SOCIAIS: O CASO BRASILEIRO

Robert Mare foi um estudioso fundamental para a literatura em estratificação educacional. Seus trabalhos – Mare (1979), Mare (1980) e Mare (1981) – foram pioneiros por proporem uma quebra de paradigma em relação à metodologia anterior para o estudo da desigualdade de oportunidades. Segundo o autor, os modelos que relacionavam os anos de estudo completos com as características familiares não seriam apropriados para o estudo da desigualdade de oportunidades educacional, já que resultavam em efeitos sobre-estimados. Esta sobre-estimação era decorrente do fato de que estes trabalhos desconsideravam o efeito da expansão do ensino sobre a mudança na desigualdade de oportunidade educacional. De acordo com Mare (1979, 1980), pensar qual é a dispersão da escolarização formal em uma população e saber, a partir dessa dispersão, como cada grupo está situado em relação ao seu resultado educacional traduziria a influência das origens sociais sobre a desigualdade educacional. Assim, a expansão do ensino pode servir como atenuante do processo de seleção social na aquisição da educação formal.

Mare substituiu a variável resposta até então empregada na literatura, o número de anos estudos completos, por um conjunto de taxas de progressão por série. Isso significou trabalhar com transições específicas, por exemplo, a probabilidade de um aluno prosseguir para uma série somente se ele tiver concluído a série exatamente anterior. Para Mare, essa inovação possibilitou que essa taxa não fosse influenciada pelos variados graus de dispersão da escolarização formal na população. Outros pontos que Mare trouxe em destaque é que esse novo método facilitou comparar estimativas entre coortes distintas e analisar diferentes processos escolares, seja derivado das características da família ou de políticas públicas, ao longo do tempo e por estágios. Com a análise podendo ser dividida, diminutivamente, por série e por período, seria possível se averiguar o que influenciou mais cada fase e cada tempo.

A partir das contribuições de Mare, iniciou-se um intenso debate e vários trabalhos foram realizados, inclusive no Brasil. O primeiro, feito em 1986 por Silva e Souza, analisou a PNAD de 76 através da progressão por série e do modelo logístico de reposta. No entanto, os dados dessa pesquisa se limitaram as pessoas que já haviam, em tese, finalizado seus estudos, sendo a análise realizada para os indivíduos com idade entre 20 a 64 anos, divididas em 9 coortes. Os resultados mostraram que a educação do pai apresentou um comportamento significativo estatisticamente e declinante ao longo das transições escolares. Ademais, a raça/cor teve grande impacto na primeira transição. Esses autores destacaram também o efeito de variáveis de oferta. Para medir essa característica de infraestrutura, a variável escolhida foi o “nascer em área urbana” e se mostrou significativa na ordem de 68% de chances a mais de concluir a 1ª série do ensino fundamental em relação aos que nasceram em área rural.

Fernandes (2001) buscou relacionar os efeitos do processo de industrialização ocorrido no Brasil sobre a estratificação educacional. Para tanto, a autora investigou o efeito das origens sociais, em especial o da raça do indivíduo, sobre quatro transições escolares. A base de dados utilizada pela autora foi a PNAD 1988, a qual possui um suplemento para análise da estratificação social, e sua amostra se constituiu por pessoas com 25 anos ou mais. A autora utiliza nos modelos de transições escolares variáveis de background social, como a educação do pai e seu status ocupacional. As evidências do seu estudo revelaram que a maioria das medidas de origem social mostrou um padrão decrescente da mais baixa para a mais alta transição escolar, exceto gênero e raça, e, desta forma, a industrialização pode ter reduzido a desigualdade de oportunidades pelo efeito da educação e status ocupacional dos pais. Porém, sua análise inter-coortes revelou uma estabilidade na desigualdade de oportunidades, seja esta última medida pelas origens socioeconômicas ou pela raça.

Silva e Hasenbalg (2002), em outro artigo sobre estratificação educacional, utilizaram-se dos dados da PNAD de 1999. A amostra era de jovens entre 6 e 19 anos de idade que, para os autores, são os limites, sendo o mais baixo de entrada, impulsionado pelas mulheres que iniciam mais prematuramente a educação formal e o mais alto, 19 anos, é considerado por eles a idade que ainda não saiu da família de origem, portanto, esses jovens ainda moram na casa dos pais. Os resultados encontrados foram que a 1ª série, ainda que 97% das crianças estejam na escola, é um gargalo já que quase 20% dos indivíduos não completam essa transição. A escolaridade do chefe da família mostrou comportamento declinante ao longo das transições escolares, tal como previsto por Mare. A região onde mora, se reside em área urbana, assim como o sexo do pesquisado, positivamente para o sexo feminino, aumentam a desigualdade de oportunidade educacional até a 4ª série e apresenta comportamento declinante para as próximas. Duas variáveis se apresentam como sem um padrão. A raça/cor do respondente parece funcionar como um processo de seletividade que, quando mais avançada é a transição, maior é o peso de ser negro. A renda familiar tem comportamento semelhante. Não influencia nas três primeiras transições, mas, a partir de então, aumenta seu efeito sistematicamente, portanto, a partir da quarta transição, a renda passa a cada vez mais influenciar a probabilidade de se concluir cada transição.

Rios-Neto, César e Riani elaboraram dois trabalhos (2002 e 2003) utilizando-se de dados do Censo Escolar em uma abordagem de modelo de transições escolares, mas com a análise sendo realizada através de modelos hierárquicos. Os autores avançaram explicativamente por associarem à

probabilidade de progressão na carreira escolar fatores de origens sociais (educação da mãe, posição de ocupação do pai e grupo de ocupação do pai) e de oferta escolar, tendo como base para este último a UF de residência. No primeiro estudo (2002), os dados de oferta utilizados foram salário dos professores, sua escolaridade média e a razão professores/alunos no ensino fundamental. A população investigada foi os indivíduos com idade entre 7 e 14 anos. Os resultados apontaram que as origens sociais tem maior controle explicativo sobre a progressão da 1ª série e constataram que há um efeito substitutivo da escolaridade materna pela do professor, também para a 1ª série. Isso indica maior maleabilidade do poder público de influenciar na educação das famílias menos favorecidas quanto às origens sociais. No segundo trabalho, Rios-neto, César e Riani (2003), ainda utilizando dados do Censo Escolar e com a abordagem hierárquica, investigaram o efeito substitutivo da escolaridade da mãe, aquele encontrado no estudo anterior, e verificaram outras variáveis de oferta, por exemplo, tamanho do município e da classe e o percentual de escolas no município com biblioteca e laboratório de informática. Isso para averiguar o peso das características de background familiar sobre os atributos da escola e a comunidade. Percebeu-se que os fatores de origens sociais tem maior poder explicativo, mas os fatores escolares e da comunidade também contribuem para a progressão por série. Outro ponto desse estudo é que a comunidade e a família influenciam mais decisivamente a probabilidade de progressão para 1ª série do que para 5ª. Nesta última, o professor exerce maior importância.

Silva (2003) propôs uma investigação acurada sobre o efeito da expansão do ensino sobre desigualdade educacional brasileira. Nesse estudo ele define o termo estratificação social como sendo “à relação entre as características de origem socioeconômica dos alunos na entrada do sistema escolar e as características individuais observáveis na saída” (p. 105) e chega a resultados de que não houve uma democratização do sistema escolar, mas sim, um deslocamento da seletividade para as transições mais elevadas do ensino, o que, de acordo com ele, privilegiou os grupos que já tinham vantagem, sexo feminino e residentes em áreas distintas do Nordeste. Para essa pesquisa, o grupo selecionado foram os indivíduos com idade entre 6 e 19 anos. O autor utilizou os microdados da PNAD nos períodos de 1981, 1990 e 1999. Algumas variáveis apresentaram resultados animadores, enquanto outras mostraram a perversidade do sistema educacional. O efeito de nascer em área rural ou urbana declinou em todo o período, o que sinaliza, segundo o autor, que os custos e a acessibilidade à educação declinaram durante o período. Já o efeito da variável raça/cor aumentou ao longo das transições. Quando a análise é realizada por período o resultado é uma redução nos efeitos das origens sociais na transição escolar, mesmo resultado observado na variável renda *per capita*. Isso demonstra um efeito positivo da expansão do ensino no Brasil, que, segundo o autor, se deve a redução dos custos diretos e do aumento da acessibilidade.

Ribeiro (2009) contribuiu para a literatura com a análise da estratificação educacional no Brasil utilizando a Pesquisa de Padrões de Vida (PPV/IBGE), realizada em 1996 e 1997. O autor analisou a probabilidade de se completar cinco transições escolares entre várias coortes e controlou por variáveis familiares: educação do pai e da mãe, ocupação do pai, cor, região e situação de residência. O autor conclui que o Brasil não se diferencia muito dos demais países em termos da evolução temporal na desigualdade de oportunidades educacional, uma vez que houve pouca mudança entre coortes na estratificação educacional. Contudo, Ribeiro argumenta que a hipótese da desigualdade persistente de Raftery e Hout (1993) não é inteiramente aplicável ao caso brasileiro, uma vez que houve um declínio do papel da educação da mãe e da ocupação do pai nas probabilidades de

se completar as primeiras transições escolares. Nas transições tardias, as evidências de Ribeiro corroboram a hipótese de Raftery e Hout, por exemplo, ao mostrarem que houve um aumento dos efeitos na educação da mãe sobre a probabilidade de entrada na universidade.

Guimarães e Rios-Neto (2010) buscaram contribuir para o entendimento da desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil, identificando a magnitude das relações entre as origens sociais e a probabilidade de progredir na escala educacional entre 1986 e 2008. A autora empregou o conceito de probabilidade de progressão por série no nível individual mediante a estimativa de modelos logísticos de transições escolares. Os resultados do artigo revelaram que homens possuem menores chances de progressão escolar em relação às mulheres, assim como os negros, os residentes em áreas rurais e os não residentes em regiões metropolitanas, e que estas diferenças não são neutras em relação à progressão estudada: constatou-se que estes diferenciais tendem a decrescer ao longo da carreira escolar. Outra evidência importante foi que, no caso da raça/cor e situação/área de residência, houve com a expansão educacional uma redução na vantagem dos brancos e dos residentes em regiões metropolitanas ou urbanas. Os autores verificaram ainda que os efeitos da educação e ocupação do chefe declinam sobre as primeiras transições escolares em 1986 e 2008. Pode-se depreender, portanto, que as políticas educacionais de universalização ao acesso no sistema de ensino e no Ensino Fundamental foram eficazes na redução da desigualdade de oportunidades medida por estas variáveis.

Torche (2010) avaliou o efeito de mudanças na estratificação educacional em quatro países latino-americanos: Brasil, Chile, Colômbia e México. A autora utilizou modelos de regressão multinomial ordenados para estimar duas quantidades de interesse: a probabilidade não condicional de atingir um determinado nível educacional e a probabilidade condicional de transitar de uma série escolar para outra. A autora mostra que seus resultados foram similares entre países e sugere que houve uma equalização das oportunidades nos primeiros estágios da carreira escolar como resultado de uma saturação para as classes mais favorecidas. Contudo, em relação à desigualdade nas oportunidades educacionais nas transições mais tardias, a autora mostrou que houve um aumento no efeito das origens sociais, exceto no Chile. A autora especula que este aumento pode ter sido decorrente de uma redução na demanda dos pobres pelo nível superior de ensino num contexto de crise econômica, bem como da incapacidade do sistema de ensino superior ampliar a oferta de vagas.

Como visto, são vários os trabalhos realizados que testaram as hipóteses de Mare para o caso brasileiro. De uma maneira geral, os resultados apontam melhorias na desigualdade de oportunidades educacionais nos primeiros estágios da carreira escolar. Por outro lado, as evidências revelam que há entraves nas oportunidades educacionais nas transições mais tardias, especialmente pelo aumento do efeito das características familiares (como sexo e raça/cor). Mas será que diferentes estruturas familiares são impactadas de forma distinta pela estratificação educacional? Esta é a pergunta central à qual se destina responder este artigo.

4. FONTE DE DADOS E METODOLOGIA

Há no Brasil um sistema de pesquisas domiciliares formado pelo Censo Demográfico e pela Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD), que tem por objetivo coletar e produzir informações sobre aspectos gerais da população, contagem, trabalho e rendimento, educação, habitação, entre outros, para subsidiar pesquisas sobre desenvolvimento socioeconômico nacional e apontar possíveis gargalos das **políticas sociais**. Estas pesquisas fornecem dados populacionais com periodicidade anual, a cada dez anos com o Censo, que cobre toda a população nacional, e a PNAD, que ocorre todos os anos, paralisando apenas nos anos de realização do Censo demográfico, mas que, como o próprio nome indica, somente pesquisa uma parcela da população. Apesar disso, a PNAD consegue ser estatisticamente representativa para o Brasil e, desde 2004, é estatisticamente representativa de todo o território nacional, inclusive, as áreas rurais de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá (IBGE, 2009).

Para este trabalho foi escolhida a PNAD devido ao fato de que ela apresenta um número maior de pontos no tempo, dada a sua periodicidade anual, além de contar com todas as variáveis explicativas que se considerou importantes pela bibliografia, sendo uma das principais a raça. Desta forma, os pontos no tempo considerados foram: 1986, 1999 e 2008. A atenção pedida por Riani e Golgher quanto às várias mudanças metodológicas já ocorridas na PNAD (2004), foi realizada e não se constatou nenhuma modificação que pode atrapalhar a análise. A variável raça somente começou a ser coletada a partir de 1986. Quanto aos cortes temporais, eles se justificam por uma questão de historicidade: em 1986 podem-se visualizar as características presentes no processo de redemocratização nacional e antes da implementação da Constituição Federal de 1988, na qual se encontra uma preocupação explícita com o acesso à educação; 1999 é uma fase de implementação de políticas com grande expansão do ensino, o que já configura a possibilidade de medir a segunda hipótese de Mare, e em 2008 se espera a consolidação de algumas políticas adotadas ao longo da década de 90 e nos anos 2000.

4.1. O método de Probabilidade de Progressão por Série

Confeccionado a partir do método Razão de Progressão por Parturição utilizada usualmente na análise demográfica, a Probabilidade de Progressão por Série (PPS) parte do mesmo princípio. No método de razão de progressão por parturição, deseja-se “estimar a fecundidade e o seu padrão a partir da informação de parturição (número de filhos tidos nascidos vivos) de uma determinada coorte de mulheres (grupo de mulheres no mesmo intervalo etário)” (RIOS-NETO, 2004, pg. 145). No método PPS, ao invés de filho, leia-se séries. O resultado é a possibilidade de se calcular anos médios de estudos concluídos, bem como realizar projeções de cenários futuros para a escolarização e decompor a variação dos anos médios de estudo nas contribuições das diversas séries escolares (RIOS-NETO, 2004).

A escolha desse método deveu-se ao fato de que este instrumental ser baseado na análise de coortes. Neste artigo, porém, utilizamos coortes hipotéticas, já que a PNAD não é um painel longitudinal. Ademais, o método PPS aproxima-se do modelo tradicional proposto por Mare, o

chamado de “taxa de progressão por série” (1979 e 1980). No entanto, ao contrário de Mare, Rios-Neto apresentou a escolarização como um acúmulo de progressões, não se limitando à análise da frequência em uma determinada série. Isso faz com que a amostra diminua ao longo das progressões e possibilite visualizar quais séries são mais importantes quanto ao desenvolvimento da escolaridade de uma população (RIOS-NETO, 2004).

Formalizando o método PPS, considere que, para uma determinada coorte, tem-se a definição a seguir:

$$e_k = \frac{P_{k+1}}{P_k} \quad (1)$$

Onde P_{k+1} são as pessoas na coorte que concluíram pelo menos a série $i + 1$, P_k são as pessoas que completaram pelo menos a série k e e_k é a probabilidade de progressão propriamente dita da série k para a série $k + 1$. Para exemplificar as informações até aqui fornecidas, considere e_0 . Ela representa a probabilidade de um indivíduo de uma determinada coorte ter um ano de estudo completo, sendo que ele não tinha escolaridade. Portanto, todas as pessoas que tenham pelo menos um ano de estudo (podendo ter 2, 3 e assim por diante) serão divididas pelo total de pessoas que tenham pelo menos 0 ano de estudo, ou seja, toda a população pesquisada.

A partir desse raciocínio, tem-se:

$$e_{0,1} = e_0 \quad (2)$$

$$e_{0,2} = e_0 \times e_1 \quad (3)$$

...

$$e_{0,k} = e_0 \times e_1 \dots \times e_{k-1} \quad (4)$$

Sendo e_0 a probabilidade de sair do estágio de 0 ano de estudo e possuir um ano de estudo completo, e_1 a probabilidade de passar de 1 ano completo para dois anos de estudos completos e e_k a fórmula genérica para representar a probabilidade de progressão tendo $k-1$ anos de estudos completos chegar a k anos de estudos também completos. Essa é variável dependente do modelo.

Para cada progressão por série e tipo de família investigado, associou-se o modelo de regressão logístico de resposta binária a seguir:

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_k \beta_{jk} \times X_{ijk} + \sum_m \beta_{jm} \times X_{ijm} \quad (5)$$

Onde p é a probabilidade de progressão de uma série escolar para a posterior; i, j, k e m são indexadores respectivamente de: o indivíduo, a transição escolar, as variáveis da família e os atributos individuais. Desta maneira, cada variável é controlada, não influenciando nos resultados dos atributos que estão sendo investigados.

Portanto, os resultados foram obtidos para 12 transições, de 0 para 1 ano de estudo até concluir o primeiro ano do ensino superior, tendo concluído o ensino médio, para 3 períodos – 1986, 1999 e 2008 – e duas estruturas familiares distintas, famílias nucleares e conjugais e monoparentais femininas, além do universo das famílias, para fins de comparação.

4.2. Amostra, filtros e variáveis

Antes de iniciar o segundo capítulo, faz-se importante esclarecer uma importante singularidade deste trabalho. Guimarães e Rios-Neto (2010) realizaram um trabalho semelhante a este, investigando o efeito das origens sociais sobre as transições escolares no Brasil em três períodos: 1986, 1999 e 2008. Para isso, os autores utilizaram uma amostra de filhos com idade entre 7 e 29 anos. Eles ressaltaram, contudo, que a seletividade na amostra poderia afetar as estimativas do modelo na medida em que os filhos que permanecem na casa dos pais até os 29 anos podem ser muito distintos do restante em termos de suas características observáveis e não observáveis, já que poucos filhos permanecem na casa dos pais até esta idade. Contudo, Guimarães e Rios-Neto justificaram que tal escolha seria mantida, pois aos 29 anos, haveria mais chances de que o indivíduo pudesse ter de fato concluído as transições escolares, em especial a transição para o Ensino Superior, bem como citam evidências na literatura de um aumento nas décadas recentes no número de filhos adultos que vivem com os pais, como decorrência de elevadas taxas de desemprego e da permanência por mais tempo na escola.

A partir do trabalho de Guimarães e Rios-Neto, este artigo buscou avançar incorporando, além da discussão sobre a estratificação educacional em arranjos familiares específicos, uma delimitação nova do intervalo etário: 7 aos 20 anos. A escolha desta faixa de idade visou minimizar o problema da seletividade dos filhos adultos que vivem com seus pais. Optei por esta estratégia por acreditar que tal escolha não parece ser muito punitiva em termos da conclusão da carreira escolar, posto que a última transição investigada seria a conclusão do primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu com sucesso a 3^a série do Ensino Médio. Na idade ideal, um indivíduo concluiria esta transição aos 18 anos e, optando-se por um limite superior de 20 anos, estar-se-ia incorporando uma medida de defasagem.

Por fim, este artigo buscou contribuir para a literatura na medida em que os resultados são comparados em termos dos efeitos marginais do modelo logístico, e não dos coeficientes, tal como propõem Raftery e Hout (1993). De acordo com os autores, o efeito das variáveis explicativas sobre a chance de progressão varia se a quantidade de sucessos ou fracassos na amostra for elevada (p. 37). De forma análoga, Cameron e Heckman (1998) argumentaram que os coeficientes do modelo logístico não possuem interpretação substantiva. Desta forma, este trabalho avalia os resultados em termos dos efeitos marginais estimados em relação à média das características socioeconômicas em cada uma das transições. Para as variáveis indicadoras, o efeito marginal foi avaliado na mudança discreta de 0 para 1.

O grupo selecionado como amostra desse trabalho constituiu-se pelas pessoas em idade escolar, ou seja, de 7 anos, para todos os períodos selecionados, essa é considerada a idade ideal mínima para o indivíduo estar exposto à 1^a série do fundamental, a 20 anos, idade provável de conclusão da carreira escolar e na qual a maioria dos indivíduos ainda podem não ter sido expostos à fatores externos como, morar sozinho, administração da casa e família, entre outros.

O grupo de variáveis independentes é o mesmo utilizado no artigo de Guimarães e Rios-Neto (2010) e, como eles mesmos apresentam, “este procedimento é adotado usualmente nos estudos empíricos aplicados ao Brasil” (p. 16). Cabe ressaltar que o único atributo não utilizado foi o sexo do chefe, pois quando se realizou a análise descritiva das estruturas familiares, percebeu-se uma polarização. Uma vez que as famílias monoparentais femininas são, por definição, chefiadas por mulheres, em algumas transições escolares as famílias nucleares e conjugais o resultado foi praticamente o contrário apenas tinham chefes do sexo masculino, como se demonstra pelas Tabelas 1, 2 e 3.

TABELA 1

Sexo do chefe dos promovidos e não promovidos para famílias nucleares na 1^a e 5^a série do Ens. Fundamental, 1^a série do Ens. Médio e para o Ens. Superior (%). Brasil, 1986

Sexo do Chefe	e0		e4		e8		E11	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Masculino	99,77	99,77	99,77	99,82	99,64	99,9	100,00	100,00
Feminino	0,23	0,23	0,23	0,18	0,36	0,1	0,00	0,00
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 1986.

TABELA 2

Sexo do chefe dos promovidos e não promovidos para famílias nucleares na 1^a e 5^a série do Ens. Fundamental, 1^a série do Ens. Médio e para o Ens. Superior (%). Brasil, 1999

Sexo do Chefe	e0		e4		e8		e11	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Masculino	97,74	97,79	97,68	97,96	98,28	97,71	97,9	97,36
Feminino	2,26	2,21	2,32	2,04	1,72	2,29	2,1	2,64
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 1999.

TABELA 3

Sexo do chefe dos promovidos e não promovidos para famílias nucleares na 1^a e 5^a série do Ens. Fundamental, 1^a série do Ens. Médio e para o Ens. Superior (%). Brasil, 2008

Sexo do Chefe	e0		e4		e8		e11	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Masculino	97,64	98,3	98,61	98,4	98,8	98,44	98,69	99,03
Feminino	2,36	1,7	1,39	1,6	1,2	1,56	1,31	0,97
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 2008.

Em todos os períodos e nas progressões estudadas, o sexo do chefe era predominante, acima da marca de 97% em todos os casos, chegando a 100% para o Ensino Superior no ano de 1986. Por esse motivo, associado ao sexo do chefe nas famílias monoparentais femininas, não se analisou essa variável.

Os atributos individuais investigados foram: sexo; raça/cor, (brancos versus negros); residência em área rural ou urbana, em região metropolitana ou não, sendo as duas últimas variáveis fundamentais para averiguar a infraestrutura educacional. Eles servem como varáveis de controle para

o modelo. As características de *background* familiar investigadas foram a raça do chefe; status ocupacional do chefe, compreendendo três categorias, tipo alto, classificação elaborada por Machado, Oliveira e Carvalho (2004) como sendo a ocupações de tipo superior e médio, as ocupações baixas correspondem as do tipo manual e, por último, os inativos. Por fim, tem-se o número de irmãos (GUIMARÃES E RIOS-NETO, 2010). Essas variáveis são as que, aparentemente, Mare atribuiu como sendo indicadores de origem social e elas que foram analisadas pelo prisma das hipóteses desse mesmo autor.

Para maior esclarecimento, o estudo dessas variáveis é importante por elas serem usualmente escolhidas e por serem de grande discussão em trabalhos sobre estratificação educacional, porém, a principal contribuição desse estudo é averiguar a relação das origens sociais em diferentes contextos familiares.

5. RESULTADOS

As análises que são retratas aqui têm a característica de explorar o comportamento dos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre as chances de progressão escolar em diferentes contextos familiares, de forma a verificar qual seria o tipo de família menos (mais) vulnerável à desigualdade de oportunidades educacionais. Serão interpretados os resultados dos modelos de transições escolares através dos coeficientes estimados segundo o modelo que inclui todas as variáveis citadas no capítulo anterior, ou seja, tanto os atributos individuais quanto os familiares, que refletem as características das origens sociais. Considerei este modelo como mais adequado e é exatamente o mesmo utilizado por Guimarães e Rios-Neto (2010).

Nos gráficos a seguir interpretamos os resultados das estimativas dos modelos de transição escolares, ou seja, o efeito de cada covariável (individual e familiar) sobre a chance de progressão. São dois os focos principais de interpretação: o primeiro é verificar se o comportamento dos coeficientes em um dado período declina ao longo das transições escolares (primeira hipótese de Mare); o segundo é testar em que medida, para uma dada transição escolar, o efeito da covariável declina ao longo dos períodos (1986, 1999 e 2008). Com esta estratégia buscamos dialogar com a literatura dos modelos de transições escolares, a qual tende a priorizar a análise substantiva dos efeitos das origens sociais.

Antes de se iniciar a análise propriamente dita, faz-se necessário explicar como a desigualdade de oportunidades educacional pode ser visualizada nos gráficos. Eles reportam os efeitos marginais estimados do modelo logit. A opção por reportar, tal como explicitou-se anteriormente, é que os efeitos marginais nos fornecem uma medida exata da variação na chance de progressão quando as variáveis explicativas aumentam em uma unidade. No caso das variáveis indicadoras (sexo, raça/cor), os efeitos marginais são calculados na mudança da categoria de comparação para a categoria de referência (homens em relação às mulheres; brancos em relação aos negros). Ao lado esquerdo de cada gráfico há uma escala dos efeitos marginais, e a curva que retrata estes valores ao longo das transições escolares pode estar totalmente acima do valor zero, totalmente abaixo de zero, ou oscila entre valores positivos e negativos. Com o intuito de facilitar a comparabilidade entre os efeitos, os gráficos foram construídos a partir de uma mesma escala. Para fins do teste das hipóteses deste artigo, o resultado

mais relevante do ponto de vista substantivo ocorre quanto os efeitos marginais se aproximam do zero. Neste caso, um efeito marginal de valor zero significa que há igualdade nas oportunidades educacionais e, portanto, quanto mais o resultado se desviar de zero, mais desigualdade há. Outro aspecto a ser destacado é que os gráficos que descrevem o universo das famílias tendem a se aproximar da soma dos resultados das famílias nucleares e conjugais com as famílias monoparentais femininas, o que nos fornece uma visão do todo. Quando se separam as estruturas familiares é que se tornam inteligíveis as particularidades de cada tipo de família.

A Figura 1 demonstra o efeito da variável sexo do indivíduo. Para o universo das famílias houve uma diminuição da desigualdade educacional segundo o sexo nas três primeiras transições ao passar dos anos. Já para as duas próximas transições, e3 e e4, aumentaram a desigualdade ao longo dos períodos. Nas outras transições há uma oscilação com tendência ao aumento da desigualdade em todos os anos, inclusive, com resultados muito parecidos para os anos de 1999 e 2008. Quando a análise é por estrutura familiar, algumas particularidades tornam visíveis. Em 2008, nas quatro primeiras transições, as famílias nucleares aproximam mais da igualdade de oportunidades educacionais, no entanto, ao seguir das transições, os resultados das famílias monoparentais femininas tendem a ser melhores, exceto para e8 e e9. Porém, o que mais se destaca nesse gráfico é que, com exceção das duas primeiras, todas as transições restantes tiveram resultados piores se comparado 1999 ao ano de 1986. Todos os gráficos reportam resultados negativos, o que corrobora com a literatura, já que as mulheres apresentam maiores chances de progressão do que os homens (Silva, 2003).

Na Figura 2 são reportados os efeitos marginais da raça/cor do indivíduo (branco) sobre as chances de progressão escolar. Entre 1986 e 2008, nota-se uma diminuição na desigualdade de oportunidades educacionais segundo a raça/cor nos primeiros estágios da carreira escolar, mas esta redução não se verifica nas transições mais tardias. Este resultado é válido para todos os tipos de famílias aqui analisados. Desde 1986, as estimativas da igualdade nas oportunidades educacionais segundo a raça tendem a ser melhores para as famílias monoparentais, sem conseguir muitos avanços para as transições mais elevadas. No geral, a literatura foi corroborada, com o desempenho dos brancos melhores em relação aos negros.

As Figuras 3 e 4 reportam o comportamento dos efeitos marginais dos fatores de infraestrutura educacional: residência em região metropolitana e residência em área urbana. Na primeira figura, os resultados de 1986 já indicavam pouca desigualdade, contudo em 1999 e 2008 ainda ocorreu uma melhora neste resultado. Em 2008 praticamente não há distinção em quem mora na região metropolitana ou não, e isso refletiu nas duas estruturas familiares, porém, a que teve maior impacto positivo foi a monoparental feminina, já que havia maior oscilação entre as transições e maior diferença entre os períodos. Em 1986, ela apresentava a primeira transição, a e4 e as últimas, e9, e10 e e11, com grandes discrepâncias em relação às outras transições. Em 1999 esses resultados se tornam mais homogêneos e em 2008 eles se aproximam do zero. As famílias nucleares já tinham resultados muito próximos da igualdade já em 1986 e aconteceu praticamente a manutenção dessa tendência. Entretanto, para as duas últimas transições e para os dois tipos de estrutura familiar, percebe-se a necessidade de melhoria nas oportunidades educacionais segundo a infraestrutura educacional. Comparando-se os dois fatores (área versus situação de residência), verifica-se que a residência em área urbana sempre teve maior impacto na estratificação educacional: em 1986, quem morava na área

urbana tinha maior chance de progressão do que quem morava na área rural, com exceção do e10. Em 1999, houve redução na desigualdade nas transições que normalmente tem maiores retenções, e0 e e4, e inverteu a polaridade de e10, portanto, morar em área urbana era, em todos os casos, melhor. Já em 2008, para e0 até e5 houve redução na desigualdade com resultados ao longo das transições favorecendo as famílias monoparentais. Os resultados até e5 são semelhantes entre as duas estruturas, mas, a partir de então, as chances de progressão de filhos de famílias monoparentais tendem a ser mais homogêneas.

Os próximos atributos a serem interpretados são os efeitos das origens sociais, ou seja, as covariáveis que remetem diretamente às características da família. O primeiro é considerado pela literatura como sendo o de maior relevância: a educação do chefe. Depois dele serão analisados a raça do chefe (branco em relação ao negro), ocupação do tipo baixa e alta (em relação ao chefe inativo), além do número de irmãos residentes no domicílio, respectivamente. Cabe lembrar que a covariável para o sexo do chefe, a qual também é considerada como de origem social, foi excluída da análise devido a censuras na amostra: famílias nucleares são de chefia predominante masculina em algumas transições, e as monoparentais são, em totalidade, de chefia feminina.

A Figura 5 traz os resultados do efeito marginal da educação do chefe para a estratificação educacional. A primeira hipótese de Mare não pode ser confirmada em nenhuma das estruturas, já que impacto das origens sociais não declina monotonicamente ao longo das transições. Em relação à segunda hipótese de Mare, sobre os efeitos numa dada série da expansão do ensino, verificou-se, para todas as estruturas familiares, a evolução foi positiva, sendo importante ressaltar que os picos que havia em e0, e4 e e8 tiveram sua magnitude reduzida no tempo. Isso significa um efeito positivo das políticas educacionais quanto à desigualdade de oportunidades educacionais medida por essa variável. Outro efeito que pode ser interpretado é a transferência da seletividade para o ensino superior, provável ponto de estrangulamento para a educação, com um aumento do efeito da educação do chefe em e11 entre 1986 e 2008. As famílias nucleares apresentaram menores níveis de desigualdades de oportunidades medidas pela educação do chefe nas primeiras transições, se igualando às famílias monoparentais já a partir de e4. Por outro lado, as famílias monoparentais demonstraram melhor desempenho se a comparação for feita entre períodos, 1986 e 2008, para as três primeiras transições. O efeito da estrutura familiar é evidente na análise dessa variável.

O efeito da raça/cor do chefe sobre a probabilidade de progressão na carreira escolar, analisado a cada período, tende a ser mais importante nas primeiras transições da carreira escolar do que nas posteriores, medida pela sua significância estatística. Este fato é consistente com a hipótese de seletividade de Mare, pois os sobreviventes nas transições tardias tendem a se constituir num grupo mais homogêneo do que nas primeiras transições. Em relação à segunda hipótese de Mare, os resultados podem ser visualizados através da Figura 6. Percebe-se que houve pouca melhora para as famílias de uma maneira geral, sendo que, em alguns casos, houve até um retrocesso: para o universo das famílias, as duas primeiras transições melhoraram em 1999 em relação a 1986, porém em 2008 retornou ao mesmo patamar de 1986. Por outro lado, de e2 a e6 houve uma pequena diminuição da desigualdade de oportunidades educacionais medida pela raça/cor do chefe, mas nas transições e8 e e9 se viu o contrário: de 1986 para 2008 aumentou o efeito da raça/cor do chefe para as chances de progressão nestas transições. Quando se analisa a particularidade de cada estrutura de família fica ainda mais difícil verificar se houve ou não avanço. Para as monoparentais femininas houve poucos

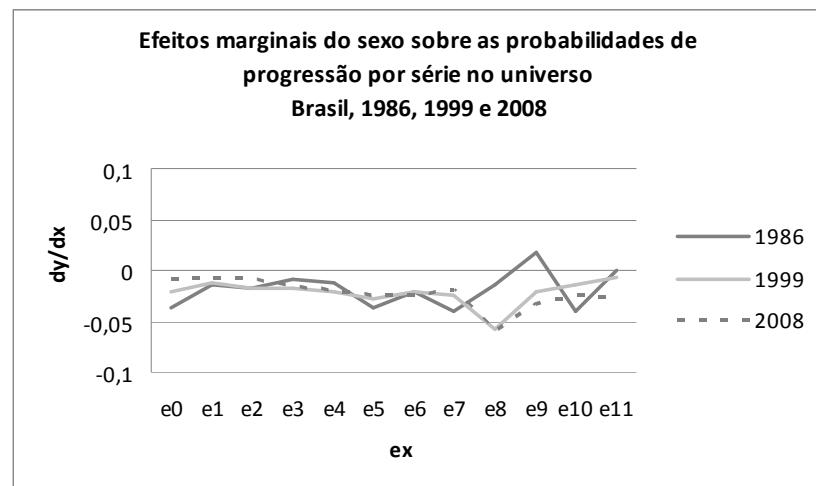
retrocessos, mas também poucos avanços, somente e3, e4, e7 e e9. Para as famílias nucleares ocorrem retrocessos de e6 até e9 e melhora apenas de e3 a e5.

Analisamos agora o efeito da ocupação do chefe do tipo baixa sobre a probabilidade de progressão por série (Figura 7). Em primeiro lugar, podemos verificar que grande parte dos coeficientes estimados é negativa, ou seja, os filhos de chefes com ocupações do tipo baixa tendem a ter menores chances de progressão escola. Em segundo lugar, apesar de declinar monotonicamente, a primeira hipótese de Mare não foi visualizada, já que no universo das famílias, a cada transição que se avança, maior é a desigualdade de oportunidade educacional. Isso para o universo das famílias e para as famílias monoparentais femininas, com exceção dos picos de e7, e10 e e11. Para as famílias nucleares há oscilações, tendo piores resultados em e1, e2, e7, e9 e e11. Em relação à segunda hipótese de Mare, os resultados são positivos para a maioria das transições quando se analisa o universo das famílias. Para as famílias nucleares houve melhorias em algumas transições, e0, e1, e4, e5, e8 e e9, por outro lado, nas transições e2, e6, e7, e10 e e11 se verificaram que não houve redução no tempo na desigualdade de oportunidades educacionais segundo a ocupação do chefe do tipo baixa. Nas famílias monoparentais há outro fato que chama a atenção na figura: em e0 ocorreu uma inversão com resultado mais desigual que em 1999, portanto, os inativos tinham melhores resultados em 1986, ocorreu um pareamento em 1999 e em 2008 os resultados passaram a beneficiar as pessoas de ocupação baixa.. Contrariamente à primeira hipótese de Mare, os resultados revelam que quando mais elevada é a série, maior é a desigualdade.

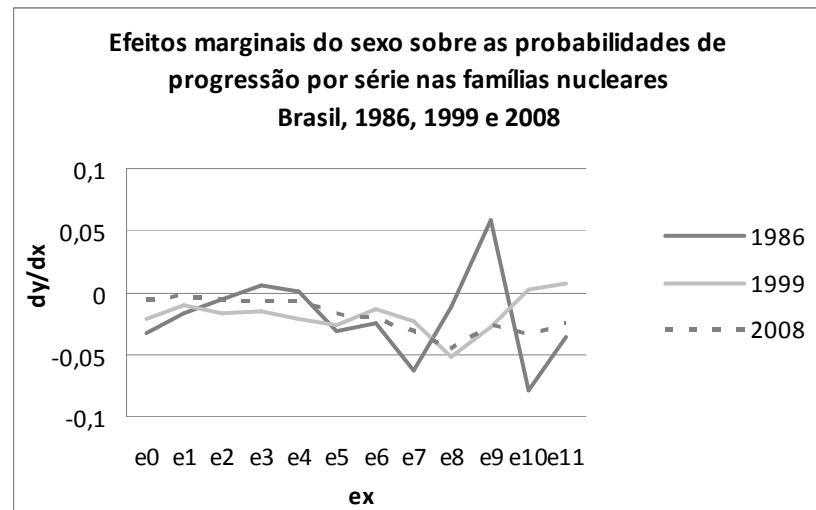
Passando-se à análise do efeito da ocupação do chefe do tipo alta sobre a trajetória escolar (Figura 8), os resultados são bastante semelhantes aos da análise anterior. A primeira hipótese de Mare não pôde ser verificada em nenhuma das estruturas familiares já que justamente na ultima transição, e11, os fatores da origem social tem maior influência, com exceção das famílias monoparentais. Nesse caso, a primeira hipótese de Mare não pode ser confirmada, apesar da primeira transição ser a que há maior desigualdade de oportunidades educacionais, as outras transições não declinam monotonicamente. Quanto à segunda hipótese de Mare, para o universo das famílias houve uma melhora com exceção de e7, e8 e e9 o que confirma essa hipótese de Mare. Nas famílias monoparentais feminina, assim como na ocupação tipo baixa, houve também uma inversão, passando de negativo em 1986 para positivo, mas saindo da situação de pouca influência das origens sociais em 1999. As famílias nucleares diminuíram a desigualdade educacional em todas as transições, o que confirma a segunda hipótese de Mare.

A última covariável *proxy* das origens sociais analisada é o número de irmãos residentes (Figura 9). Observamos pelo teste da segunda hipótese de Mare que houve equalização nas chances educacionais entre 1986 e 1999, porém entre 1999 e 2008 houve retrocesso em grande parte das transições escolares: entre 1986 e 2008, os resultados se igualam, com exceção das últimas transições, e9, e10 e e11. Para as famílias monoparentais, o número de filhos tem maior peso, principalmente, a partir de e6. Em relação às transições, sua elevação significa aumento na desigualdade, com exceção das três ultimas transições para as famílias nucleares. Contudo, a hipótese da seletividade ao longo das transições não pode ser confirmada uma vez que os efeitos não são declinantes. Ademais, os resultados obtidos para 2008 são bastante semelhantes àqueles obtidos em 1986. Portanto, a segunda hipótese desse autor também não pôde ser corroborada quando se considera o número de irmãos residentes como *proxy* para as origens sociais.

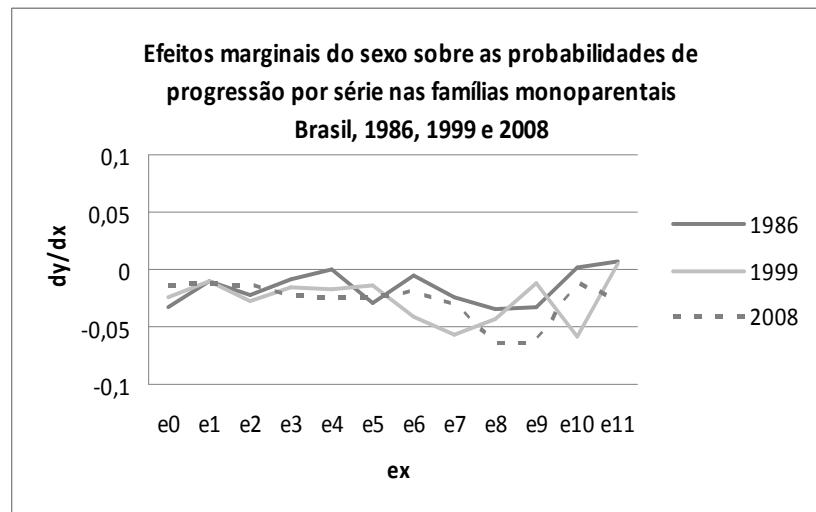
FIGURA 1
Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável sexo (homem)
Brasil, 1986, 1999 e 2008



Fonte: PNAD (IBGE).

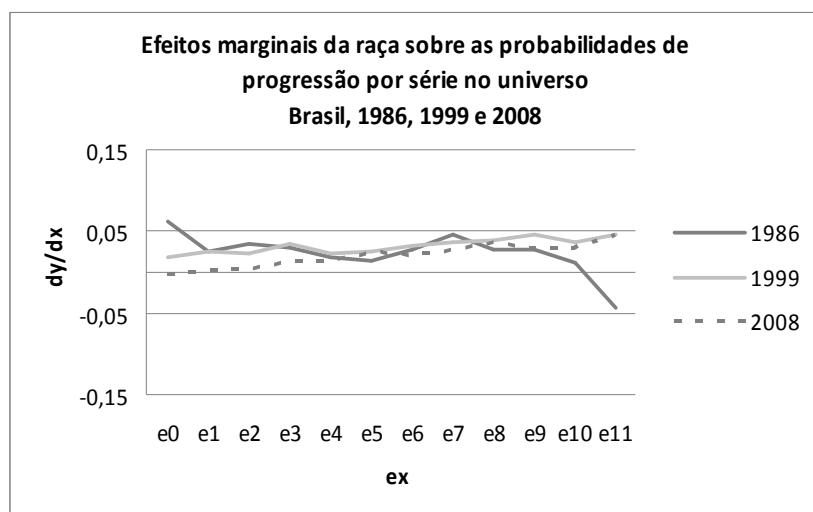


Fonte: PNAD (IBGE).

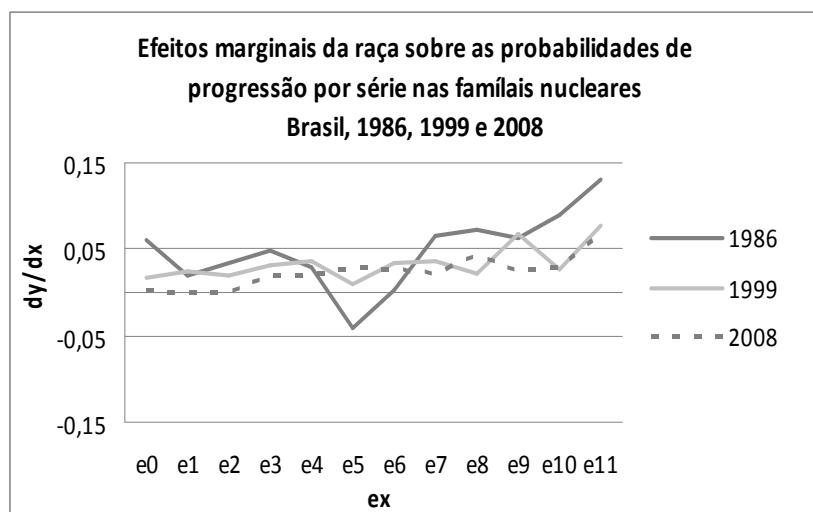


Fonte: PNAD (IBGE).

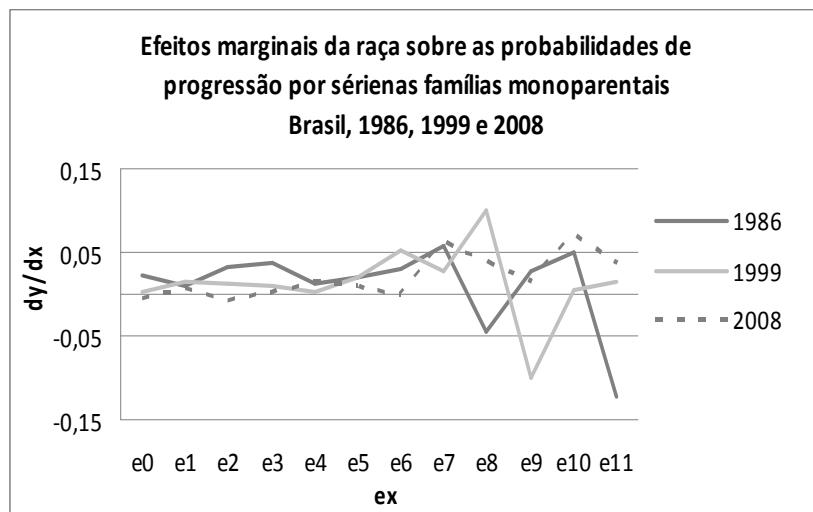
FIGURA 2
Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável raça (branco)
Brasil, 1986, 1999 e 2008



Fonte: PNAD (IBGE).



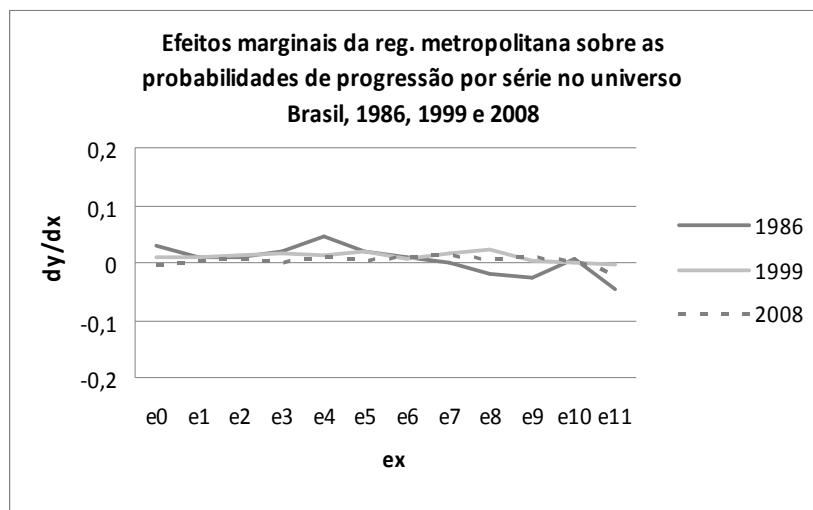
Fonte: PNAD (IBGE).



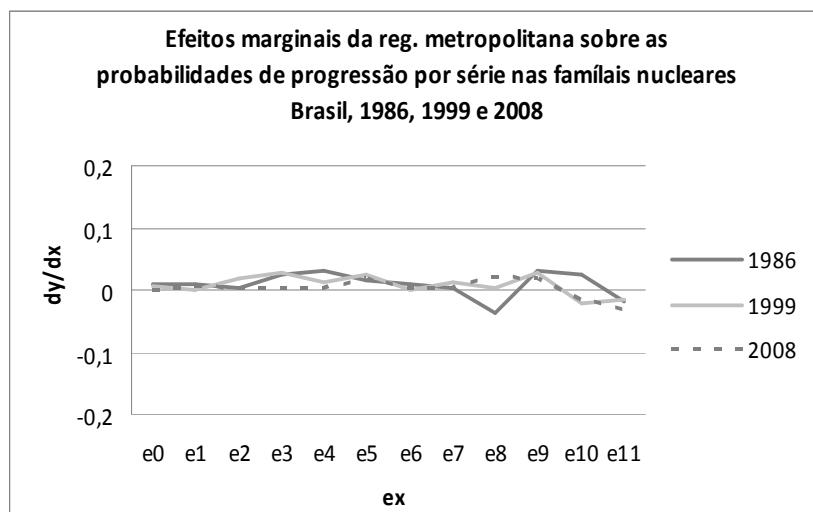
Fonte: PNAD (IBGE).

FIGURA 3

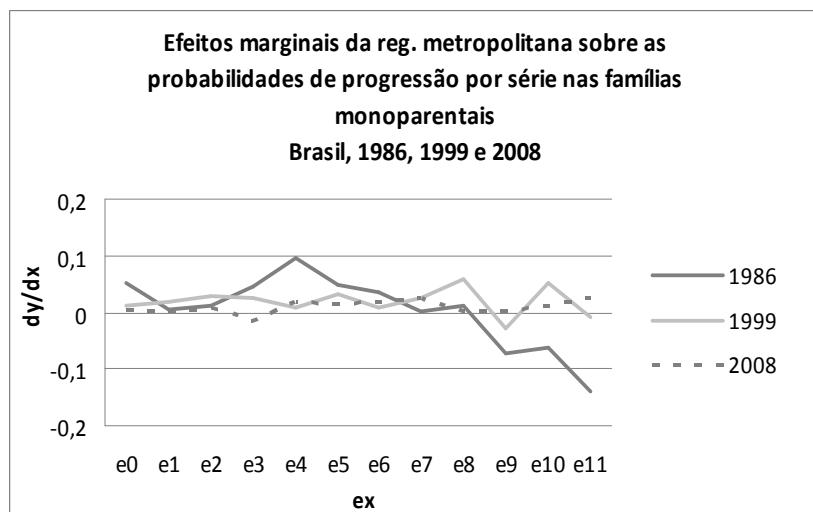
Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável residência em região metropolitana
Brasil, 1986, 1999 e 2008



Fonte: PNAD (IBGE).



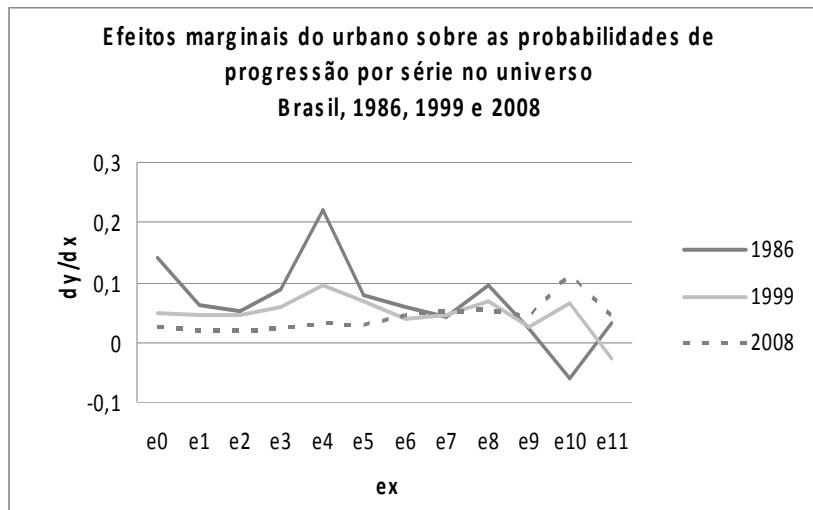
Fonte: PNAD (IBGE).



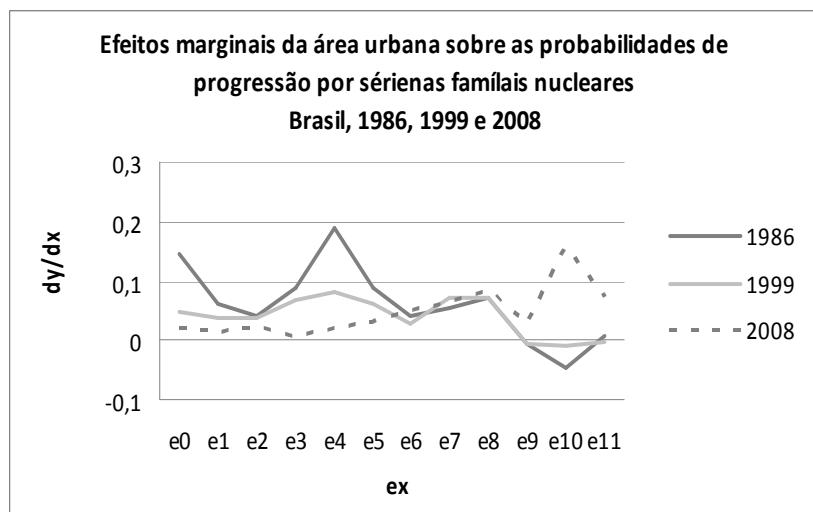
Fonte: PNAD (IBGE).

FIGURA 4

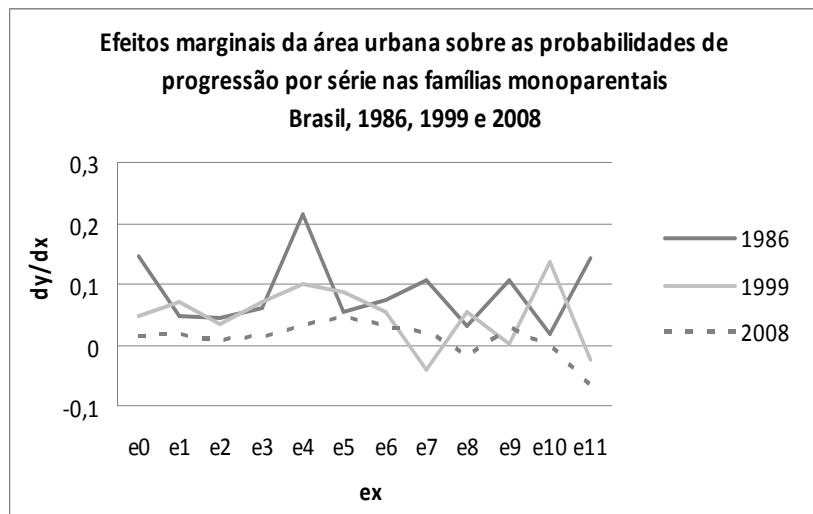
**Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável residência em área urbana
Brasil, 1986, 1999 e 2008**



Fonte: PNAD (IBGE).



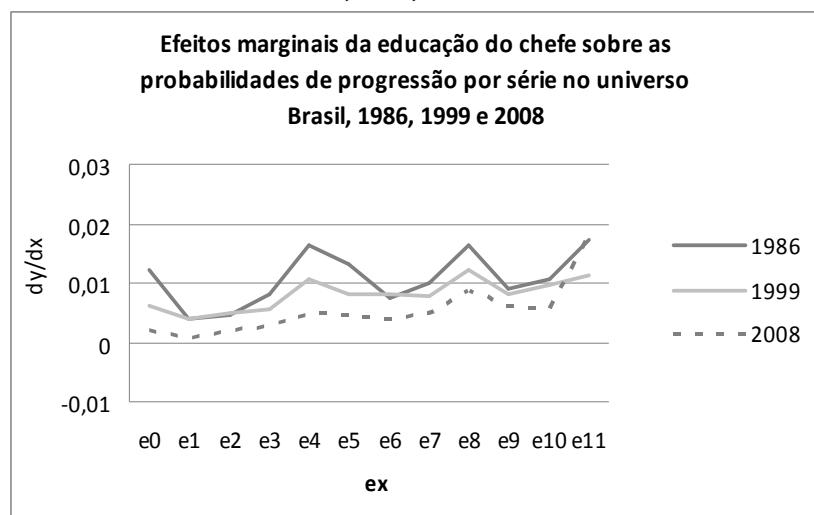
Fonte: PNAD (IBGE).



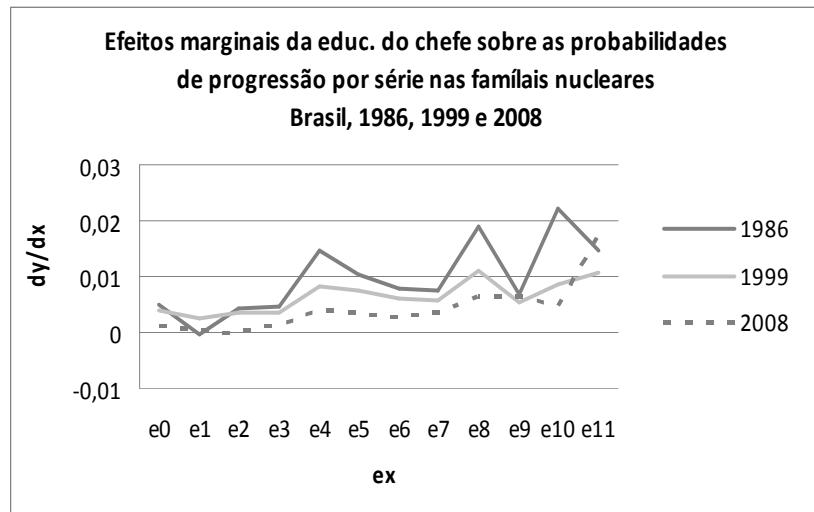
Fonte: PNAD (IBGE).

FIGURA 5

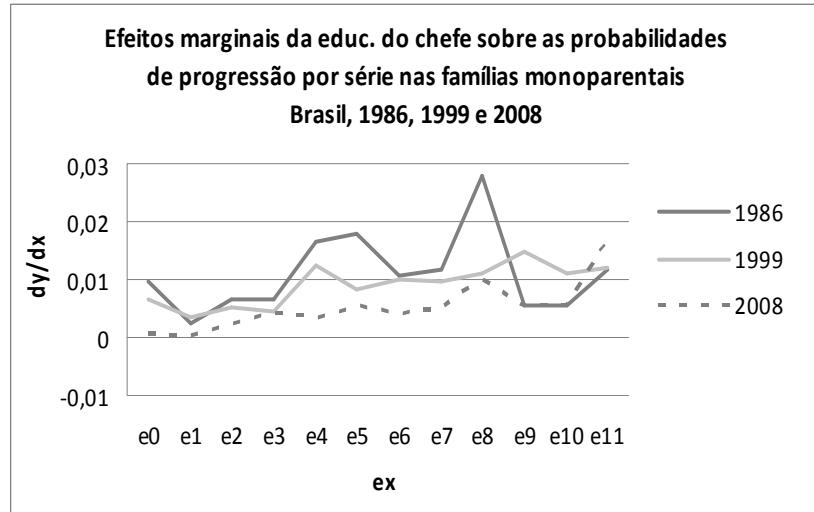
**Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável educação do chefe da família
Brasil, 1986, 1999 e 2008**



Fonte: PNAD (IBGE).



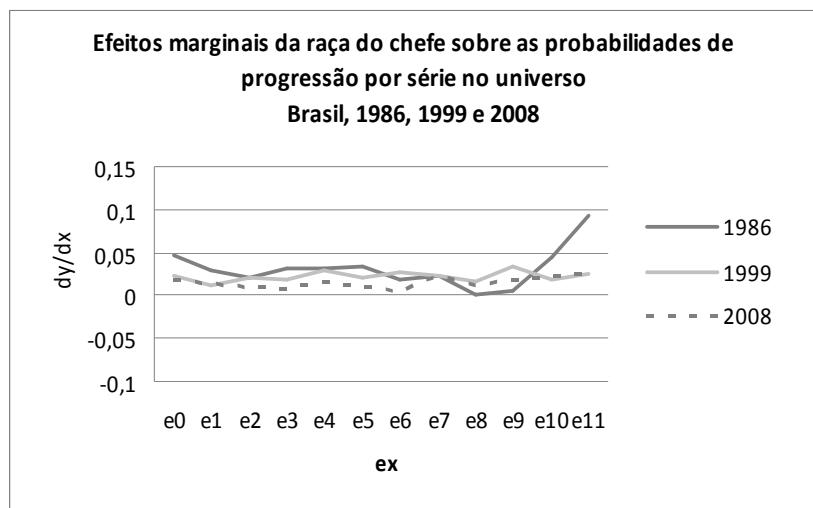
Fonte: PNAD (IBGE).



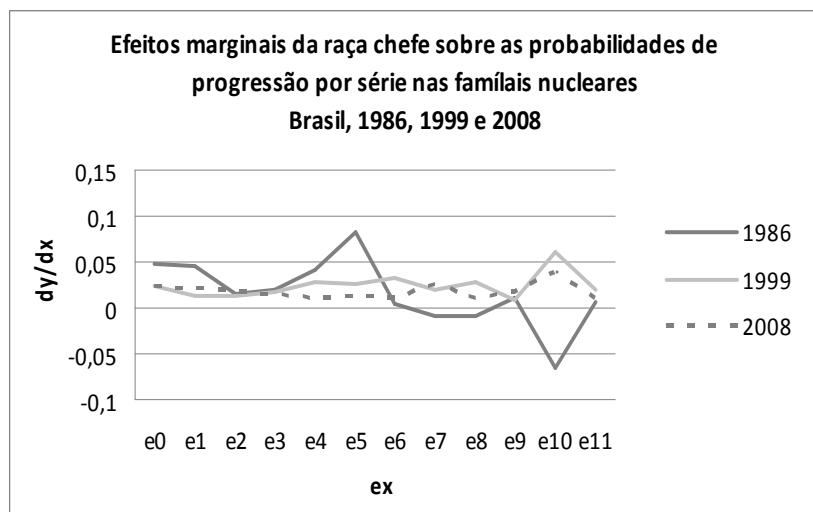
Fonte: PNAD (IBGE).

FIGURA 6

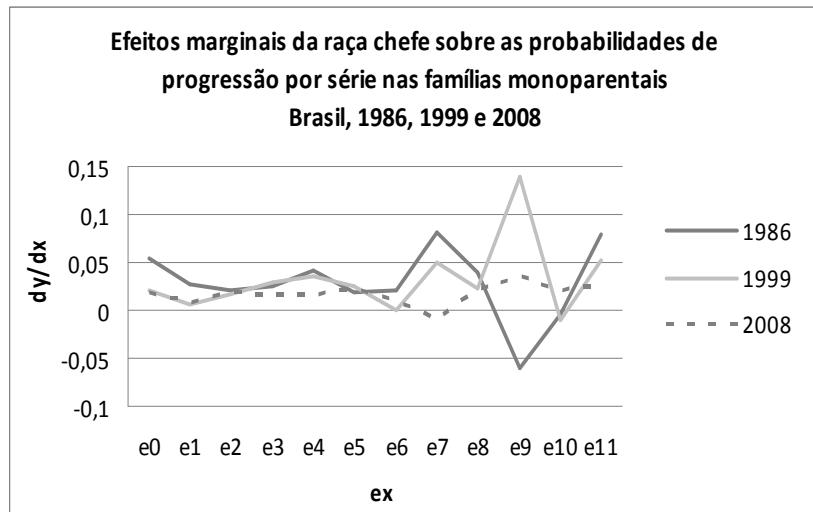
**Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável raça (branco) do chefe da família
Brasil, 1986, 1999 e 2008**



Fonte: PNAD (IBGE).



Fonte: PNAD (IBGE).



Fonte: PNAD (IBGE).

FIGURA 7

**Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável ocupação do chefe da família (status baixo)
Brasil, 1986, 1999 e 2008**

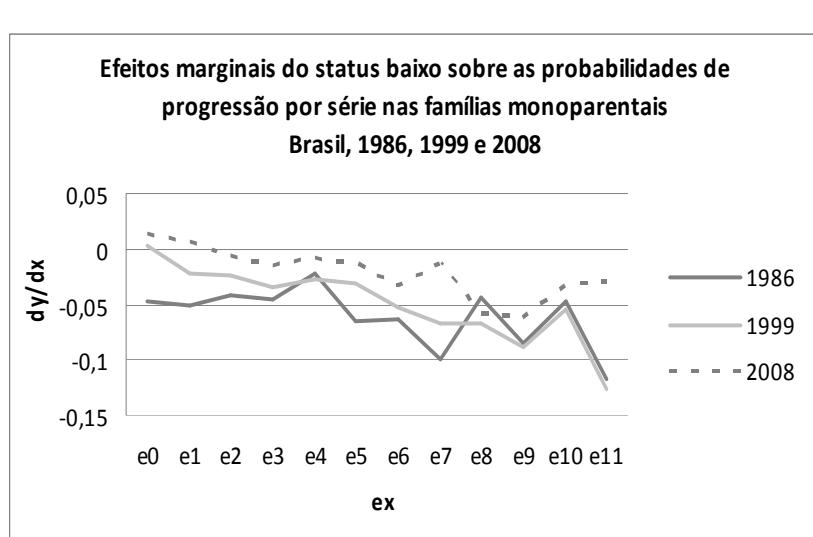
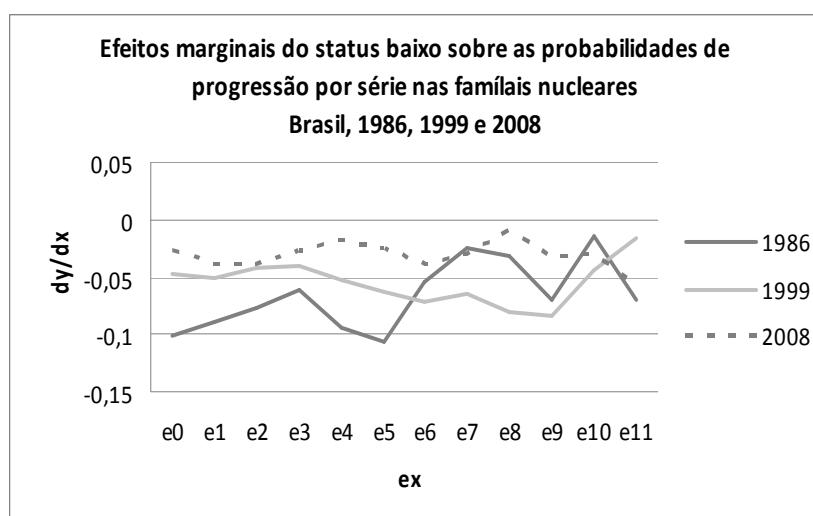
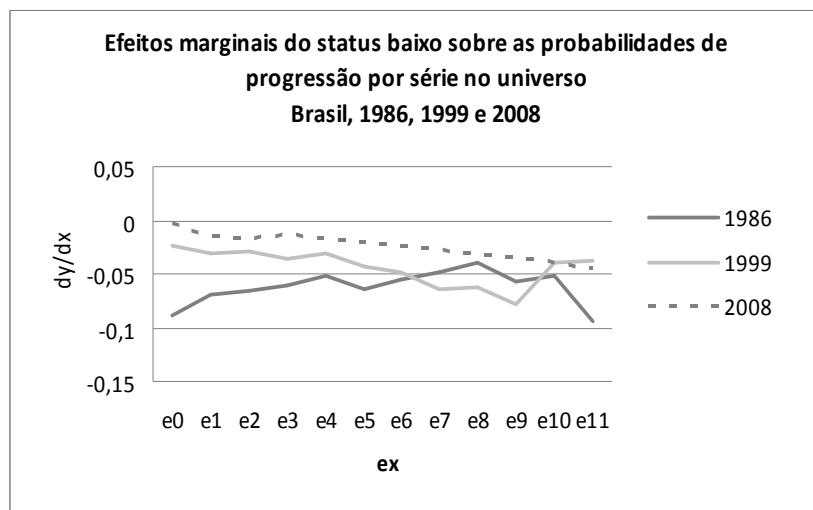
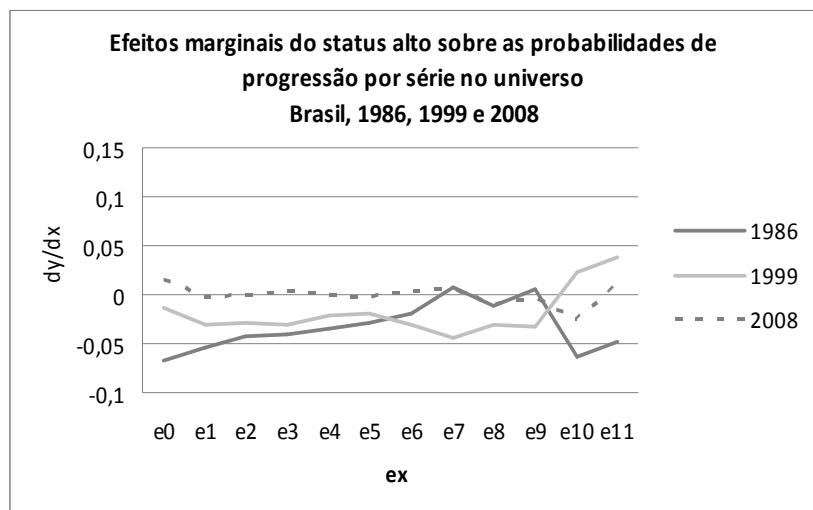
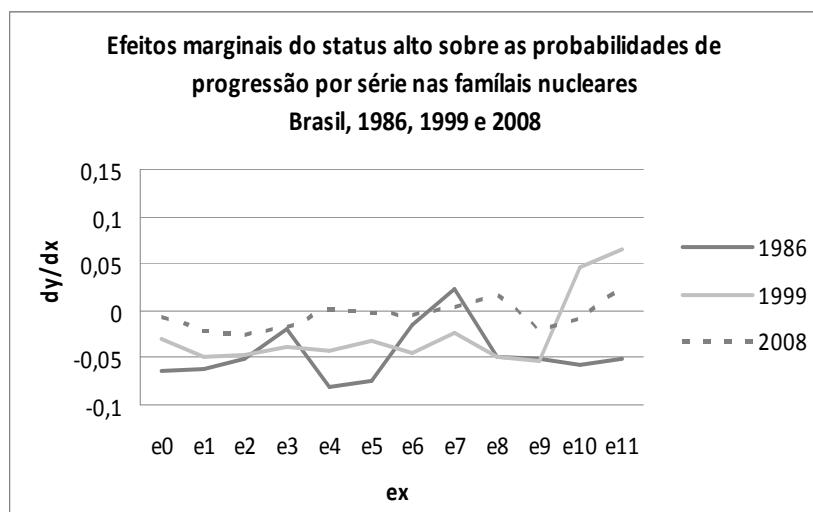


FIGURA 8

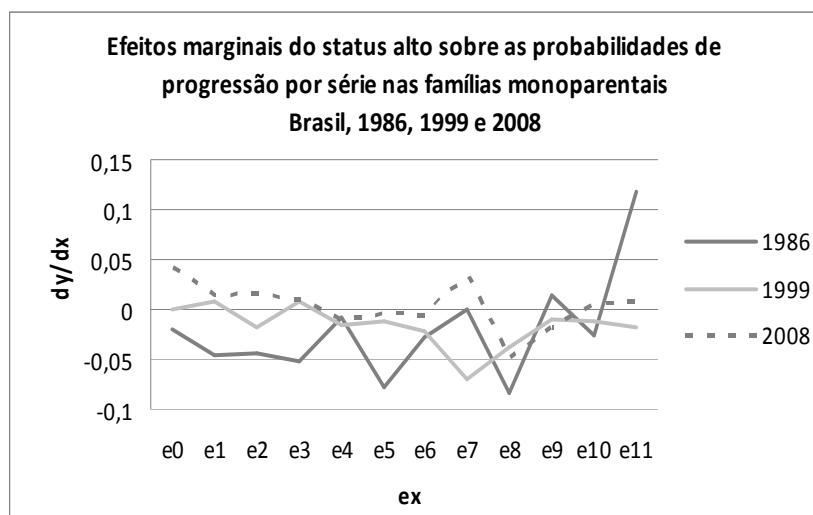
**Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável ocupação do chefe da família (status alto)
Brasil, 1986, 1999 e 2008**



Fonte: PNAD (IBGE).



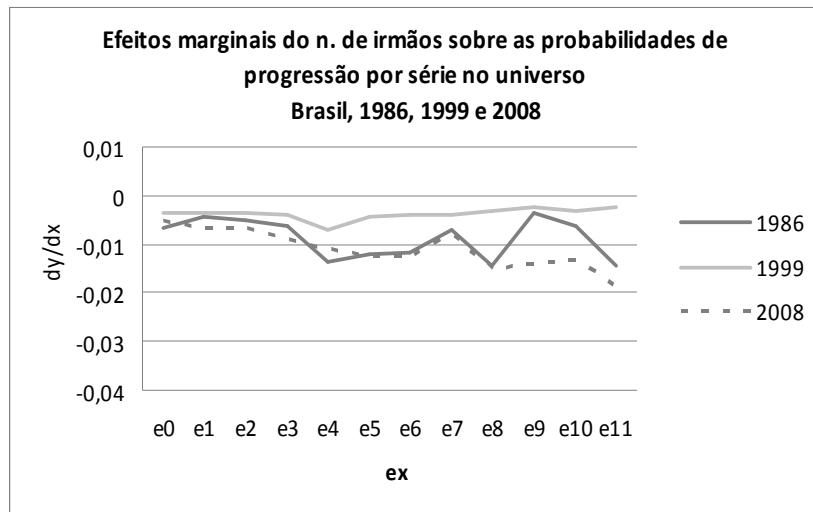
Fonte: PNAD (IBGE).



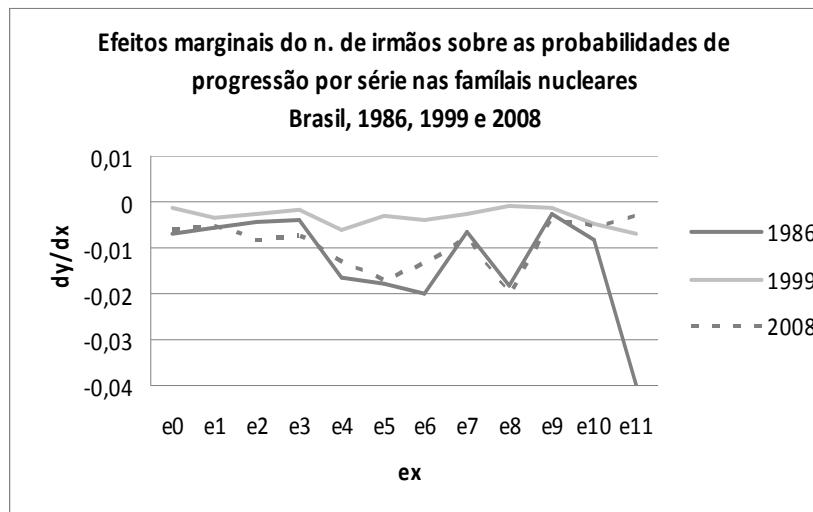
Fonte: PNAD (IBGE).

FIGURA 9

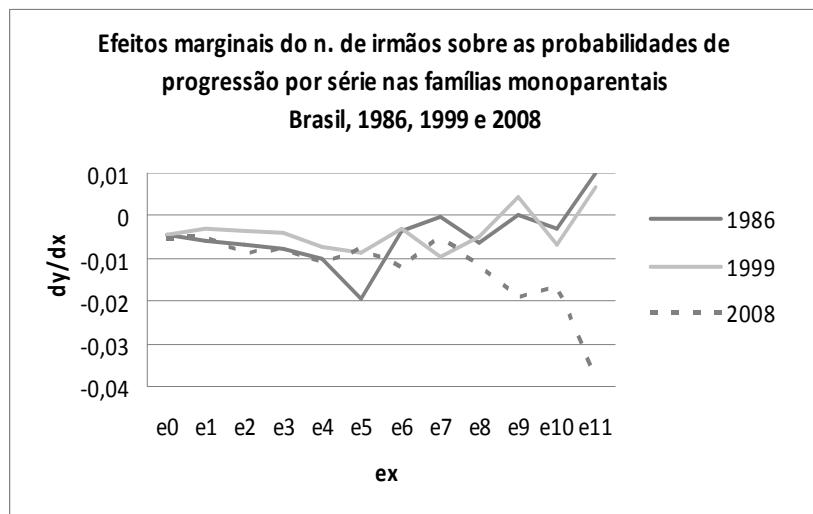
**Gráficos dos efeitos marginais estimados para a variável número de filhos da família
Brasil, 1986, 1999 e 2008**



Fonte: PNAD (IBGE).



Fonte: PNAD (IBGE).



Fonte: PNAD (IBGE).

6. CONCLUSÃO

Neste estudo buscou-se contribuir para a literatura brasileira sobre a estratificação educacional através da análise dos efeitos das origens sociais na probabilidade de progressão por série, porém levando-se em consideração as diferentes estruturas familiares: o universo das famílias, compreendendo o conjunto de todas as famílias; as famílias conjugais e nucleares, formada por pai, mãe e filhos; e a família monoparental feminina, composta por famílias chefiadas por mulheres com ausência de companheiro masculino. Para isso, utilizou-se das hipóteses de Mare, as quais servem amplamente de base para vários estudos nacionais, como pode ser verificado na revisão de literatura aqui realizada.

As análises realizadas nesse trabalho se basearam na estimativa de modelos controlados por variáveis de controles individuais, como sexo e raça/cor do indivíduo, e atributos de infraestrutura, local de nascimento sendo área urbana ou rural e região metropolitana ou não. Ademais, coletou-se informações sobre as origens sociais medidas pela ocupação do chefe, escolarização do chefe, número de filhos e raça do chefe. A variável sexo do chefe não foi medida por ter havido uma polarização, famílias conjugais e nucleares foram predominantemente chefiadas por homens e famílias monoparentais femininas, por definição, era chefiada somente por mulheres. Para os atributos individuais e de infraestrutura evidenciou-se que: mulheres têm mais chance de progressão que homens, que os brancos têm maiores chances que os negros, e esta diferença aumenta ao longo das transições mais tardias. Nesse caso, já aparece a diferença da estrutura familiar quanto aos resultados. As maiores chances de brancos nas famílias monoparentais fica mais evidente a partir de e6, no caso das famílias nucleares inicia a partir de e2. A região metropolitana se mostrou sendo um fator com quase nenhuma desigualdade de oportunidades educacionais, o que aparece em todas as estruturas familiares. A área urbana houve melhorias em todas as estruturas familiares se compararmos entre os períodos, 1986, 1999 e 2008, mas ainda se apresenta melhor morar em área urbana do que em área rural.

O resultado dos efeitos das origens sociais sobre as transições escolares consideradas nesse estudo está resumido na tabela a seguir, no entanto, antes da análise é importante destacar que para a segunda hipótese de Mare foi levado em conta as séries que houve real expansão do ensino, ou seja, o ensino fundamental e o ingresso no ensino médio.

Na Tabela 4 resumimos as evidências do teste da hipótese de Mare para as variáveis proxy das origens sociais e as estruturas familiares.

TABELA 4

**Resumo das variáveis de origem social por tipo de estrutura familiar analisando as hipóteses de Mare.
Brasil, 1986, 1999 e 2008**

Variáveis	Universo		Famílias Nucleares		Famílias Monoparentais	
	1ª Hipótese	2ª Hipótese	1ª Hipótese	2ª Hipótese	1ª Hipótese	2ª Hipótese
Educação do Chefe	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Raça do Chefe	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Status Baixo	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Status Alto	Não	Sim	Não	Sim	Não	Não
Número de Irmãos	Não	Não	Não	Não	Não	Não

Fonte: PNAD (IBGE)

Como se pode perceber, as diferenças se comparado as estruturas familiares pela hipótese de Mare, são pequenas, se evidenciado apenas no resultado negativo para a segunda hipótese de Mare para as famílias monoparentais femininas no atributo ocupação do chefe do tipo alta, as outras estruturas tiveram resultados que confirmaram a hipótese. Como demonstra a tabela acima, a primeira hipótese de Mare, na qual afirma que o impacto das origens sociais declina monotonicamente ao longo das transições não pode ser confirmada em nenhuma das variáveis aqui selecionadas. Já a segunda hipótese de Mare, efeito positivo da expansão do ensino sobre as origens sociais, só não se evidenciou para a raça do chefe e para o número de irmãos. Apesar de pelo prisma das hipóteses de Mare os resultados serem parecidos, se a análise for feita particularmente por transições ficarão mais nítidas as diferenças apresentadas na seção anterior, o que justifica a importância de se estudar as estruturas familiares.

Outro ponto que é importante ser ressaltado é que a análise foi realizada em apenas três grupos, o que demonstra que não foi preocupação desse estudo qualificar o motivo que fez as famílias tradicionalmente nucleares e conjugais se transformarem em famílias monoparentais femininas. Estudos como Pong (1996 APUD BUCHMANN; HANNU, 2001) pode servir de exemplo que ampliar essa pesquisa e focalizar ainda mais as famílias seja importante para as políticas sociais. Em seu estudo, mulheres de mães divorciadas têm resultados piores que do que de mães viúvas, pois, essas recebem mais recursos do que as primeiras. Portanto, o próximo passo de pesquisa, poderia ser derivar as famílias monoparentais femininas em como que ela se formou, o que antecedeu ao seu processo de criar o filho sozinha.

Como coloca Medeiros, países em desenvolvimento - por mais que necessitam de uma intervenção maior do Estado para promover seu bem estar social, devido a piores condições de vida e trabalho, comparando aos países desenvolvidos, ainda não se dedica a estudar as estruturas familiares que são de suma importância para promover/focalizar suas políticas (MEDEIROS, 2005). Isso evidencia outro avanço deste artigo e espaço para se avançar mais, podendo com maior cuidado, deixar cada vez mais claro que tipo de família precisa de maior atenção.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ASTONE, Nan Marie; MCLANAHAN, Sara S.. Family structure, parental practices and high school completion. *American Sociological Association*, Washington, v. 56, n. 3, p.309-320, jun. 1991.
- ASTONE, Nan Marie; MCLANAHAN, Sara S.. Family structure, residential mobility, and school dropout: A research note. *Population Association of America*, Silver Spring, v. 31, n. 4, p.575-584, nov. 1994.
- BLANDEN, Jo; GREGG, Paul. Family income and educational attainment: a review of approaches and evidence for Britain. *Oxford Review of Economic Policy*, Londres, v.20, n. 2, p. 245-263, abr. 2004.
- BRASIL. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Síntese de Indicadores 2008*, Rio de Janeiro: IBGE, 2009.
- BUCHMANN, C.; HANNU, E. Education and stratification in developing countries: A review of theories and research. *Annual Review of Sociology*, v. 27, p. 77–102, 2001.
- FRANCO, C.; ALVES, F.; BONAMINO, A. Qualidade do ensino fundamental: políticas, suas possibilidades, seus limites. *Educ. Soc.*, v. 28, n. 100, p. 989–1014, 2007.
- FERNANDES, D. Estratificação educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras da cor. In: *Prêmio IPEA 40 anos*. Brasília: IPEA, 2001. p. 21–72.
- GUIMARÃES, R. R. de M., RIOS-NETO, E. L. G. *Desigualdade de oportunidades educacionais: seletividade e progressão por série no Brasil, 1986 a 2008*. Texto para discussão n. 385. Belo Horizonte: CEDEPLAR, Junho de 2010.
- HALPERN, D. F. *Public Policy, Work, and Families: The Report of the APA Presidential Initiative on Work and Families*. Washington, D.C.: American Psychological Association, 2004.
- HECKMAN, James J.; MASTEROV, Dimitriy V. *The Productivity argument for investing in young children*. Invest In Kids Working Group: Committee for Economic Development, Chicago, p.1-85, 24 jul. 2005.
- MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de; CARVALHO, N. F. Tipologia de qualificação da força de trabalho: uma proposta com base na noção de incompatibilidade entre ocupação e escolaridade. *Nova Economia*, v. 14, n. 2, p. 11–33, mai-ago 2004.
- MARE, R. Social background composition and educational growth. *Demography*, v. 16, n. 1, p. 55–71, Fevereiro 1979.
- MARE, R. Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 75, n. 370, p. 295–305, jun 1980.
- MARE, R. Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, v. 46, n. 1, p. 72–87, Fevereiro 1981.
- MEDEIROS, Marcelo. A Importância de se Conhecer a Família para a Elaboração de Políticas Sociais na América Latina. *Planejamento e Políticas Públicas*, número 22, dezembro de 2000.

PREFEITURA DE BELO HORIZONTE, Secretaria Municipal Adjunta de Assistência Social. *Projeto político educativo para entidades de abrigo: marco orientador das relações*. Belo Horizonte: PBH/SMAAS, 2008.

RIANI, J. de L. R., GOLGHER, A. B. Indicadores educacionais confeccionados a partir de base de dados do IBGE. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Ed.) *Introdução à Demografia da Educação*. Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2004. Cap.1.

RIANI, J. de L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil Escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, v. 25, n. 2, p. 251–269, jul/dez 2008.

RIBEIRO, C. C. Desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil: raça, classe e gênero. In: *Desigualdade de oportunidades no Brasil*. Belo Horizonte: Editora Argumentum, 2009. cap. 1.

RIOS-NETO, E. L. G. O método de probabilidade de progressão por série. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Ed.) *Introdução à Demografia da Educação*. Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2004. Cap.1.

RIOS-NETO, E. L. G.; CéSAR, C. C.; RIANI, J. de L. R. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 3, p. 243–272, dez 2002.

RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R.; CéSAR, C. C. *Mother's or teacher's education? Educational stratification and grade progression in Brazil*. Texto para discussão Cedeplar. Belo Horizonte, Maio 2003.

SANDEFUR, Gary et al. *Families, Social Capital and Educational Continuation*. Center For Demography And Ecology, Madison, v. 19, n. 99, p.1-41, 17 jul. 1999. Disponível em: <<http://www.ssc.wisc.edu/cde/cdewp/99-19.pdf>>.

SERAPIONI, M. O papel da família e das redes primárias na reestruturação das políticas sociais. *Ciência & Saúde Coletiva*, 10(sup): 243-253, 2005.

SILVA, N. do V. Expansão escolar e estratificação educacional no Brasil. In: SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. (Ed.). *Origens e Destinos: desigualdades sociais ao longo do ciclo de vida*. [S.I.]: Topbooks, 2003.

SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. Recursos familiares e transições educacionais. *Cad. Saúde Pública*, v. 18, p. 67–76, 2002. Suplemento.

SILVA, N. do V.; SOUZA, A. de Mello e. Um modelo para a análise da estratificação educacional no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, v. 58, p. 40–52, 1986.

TORCHE, FLORENCIA. Economic Crisis and Inequality of Educational Opportunity in Latin America. *Sociology of Education*, v. 83, p 85-110, 2010.