

**Associação Nacional de Pós-graduação e Pesquisa em Ciências Sociais
GT08 - Educação e sociedade**

**A evolução das desigualdades de oportunidades educacionais em Minas Gerais:
uma análise das transições escolares entre 1989 e 2009.**

Marcos Arcanjo de Assis
Rogério Jerônimo Barbosa
Bruno Lazzarotti Diniz Costa

**36º Encontro Anual da Anpocs
21 a 25 de outubro de 2012
Águas de Lindóia**

A evolução das desigualdades de oportunidades educacionais em Minas Gerais: uma análise das transições escolares entre 1989 e 2009.

Marcos Arcanjo de Assis¹

Rogério Jerônimo Barbosa²

Bruno Lazzarotti Diniz Costa³

1. Introdução

O debate sobre as dimensões, os determinantes e os mecanismos que produzem e reproduzem as desigualdades sociais nas sociedades modernas têm enfatizado a educação, sua distribuição, acesso e qualidade como um elemento analítico central. A educação seria uma variável interveniente na mobilidade social e das chances de vida de um indivíduo. Por outro lado, a educação é também colocada em relevo como uma engrenagem potencial para a intervenção nas desigualdades, ou seja, como política pública de redução das distâncias sociais. Neste contexto, cabe questionar como a democratização das oportunidades educacionais e a mudança das características socioeconômicas e demográficas de fato alteraram a forma como se estrutura e se distribui a educação atualmente.

Há pelo menos duas formas de abordar a relação entre educação e desigualdades: (i) é possível investigar os retornos proporcionados em termos de posições no mercado de trabalho e prospectos de retornos no curso de vida ou então (ii) focalizar as desigualdades de oportunidades educacionais (DOE), que dizem respeito a como as condições socioeconômicas de origem influenciam o acesso e realização da escolarização. Este estudo pretende contribuir para melhor compreensão desse último ponto, tratando especificamente a evolução das desigualdades de oportunidades educacionais no estado de Minas Gerais.

O objetivo deste trabalho é analisar como as DOE operam entre distintos grupos do estado nos últimos 20 anos, evidenciando os efeitos da origem social associados às chances de se progredir no sistema educacional, tanto do ponto de vista do acesso à escolarização quanto do ponto de vista do fluxo escolar. A partir da análise, pretende-se apresen-

¹ Bacharel e licenciado em Ciências Sociais pela UFMG e mestre em Administração Pública pela Fundação João Pinheiro. É Gestor de Projetos da Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão (SEPLAG) do Governo de Minas Gerais. Contato: marcosaassis@gmail.com.

² Bacharel em Ciências Sociais pela UFMG e mestre em Sociologia pela USP. É pesquisador do Centro de Estudos da Metrópole (CEM) e do Centro Brasileiro de Análise e Planejamento (Cebrap). Contato: rogerio@cebrap.org.br.

³ Bacharel em Ciências Sociais pela UFMG, mestre e doutor em Sociologia pela mesma universidade. É pesquisador e docente da Fundação João Pinheiro. O autor agradece a Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo apoio recebido. Contato: bruno.diniz@fjp.mg.gov.br.

tar modos de se estudar as desigualdades de oportunidades educacionais através dos modelos de transições escolares desenvolvidos por Robert Mare (1980;1981). Pretendemos, enfim, perceber se a não realização de uma transição diz respeito acesso e/ou a atraso escolar. A linha dos estudos sobre transições escolares, toma a escolarização como uma sequência de transições entre níveis de escolaridade, entre as quais incide um conjunto de fatores que condicionam as probabilidades de sucesso, bem como a trajetória escolar dos indivíduos. O modelo logístico de progressão escolar foi amplamente replicado em estudos semelhantes (VALLE SILVA & HASENBALG, 2002; VALLE SILVA, 2003; FERNANDES, 2005; RIBEIRO, 2009; GUIMARÃES & RIOS-NETO, 2010; ASSIS, 2012) e também aplicado neste trabalho. No entanto, ao interpretarmos os modelos logísticos, adotamos a estimação de perfis hipotéticos das probabilidades preditas e o cálculo de efeitos por *first differences*⁴. Com essa estratégia, mostramos que é possível distinguir efeitos de origem associados a desigualdades propriamente de oportunidades (i.e., no acesso ou nas condições de permanência no sistema) daqueles efeitos que são, na realidade, relacionados ao atraso escolar e à defasagem idade-série.

Esses dois efeitos estão sempre associados em estudos realizados com população ainda em idade escolar. Deste modo, argumentamos que os estudos nesta área podem receber uma contribuição através do caminho aqui proposto. Pretende-se, com essa opção de análise dos resultados, solucionar limites metodológicos do modelo de Mare e que ainda não foram tratados com atenção na literatura especializada.

A escolha do estado de Minas Gerais como caso de análise não implica nenhum tipo de restrição para as conclusões mais gerais que apresentaremos – de ordem substantiva e metodológica. Minas possui grande extensão territorial e inúmeros contrastes, que decorrem do fato de ser o estado com maior número de municípios, com expressiva variedade geográfica, diversidade cultural e condições socioeconômicas. Essas características, entre outros fatores, fazem persistir, no estado, desigualdades de toda ordem.

O texto se estrutura em cinco seções, além dessa introdução e das considerações finais. Na primeira, contextualizamos brevemente as reformas educacionais promovidas no Brasil e em Minas Gerais nos últimos 40 anos, com o intuito de se perceber, quando da análise dos resultados do modelo, possíveis influências dessas reformas na dinâmica das desigualdades de oportunidades educacionais no estado. Em seguida, discutimos o

⁴ A metodologia deste trabalho será apresentada adiante.

modelo analítico das transições escolares, discorrendo sobre os seus aspectos técnicos e sobre as explicações para as tendências gerais encontradas nos estudos que o aplicaram. Na terceira parte do texto, revisamos as pesquisas brasileiras inspiradas no modelo de Mare (1980) com o objetivo de elencar os pressupostos a serem observados pelo estudo. Na quarta seção apresentamos brevemente a metodologia e os modelos que utilizamos. Na última seção interpretamos os resultados do estudo, diferenciando tendências de desigualdade de acesso às transições (desigualdade na progressão escolar) de situações nas quais as diferenças de origem estão associadas a atraso escolar.

2. Reformas educacionais no Brasil e em Minas Gerais

O grupo por nós estudado é a população residente em Minas Gerais nos períodos de 1989, 1999 e 2009 e que possuía entre 6 e 19 anos de idade. Ou seja, trata-se indivíduos que entraram na escola entre 1976 e 2003, um escopo de tempo bastante amplo e durante o qual ocorreram importantes intervenções e reformas que alteraram o formato do acesso à educação. Cabe aqui fazer um breve histórico dessas mudanças.

Durante a segunda metade do século XX, o Ministério da Educação implementou um conjunto de reformas no escopo de expandir e modificar a educação primária e secundária do país. A primeira sobre a qual vale à pena tratar, tendo em vista o grupo estudado, é a reforma educacional desenvolvida em 1971, que estendeu o ensino obrigatório⁵ de quatro para oito anos (RIBEIRO, 2009).

Os novos governadores de estado eleitos democraticamente, em 1982, nas primeiras eleições diretas desde o regime militar, desenvolveram políticas de expansão da educação pública primária e secundária e planos de construção e reforma de instituições educacionais. Na década de 1990, ocorreu mais uma reforma educacional, culminada com a promulgação da Lei de Diretrizes e Bases da Educação de 1996 (LDB nº 9394-96). O ensino médio passa a ser considerado como a última etapa da educação básica, ampliou-se a oferta de educação para jovens e adultos e a gestão dos sistemas de ensino foi descentralizada, imprimindo responsabilidades e competências entre os entes federados (CASTRO, 2007)⁶. A lei atribui como dever do estado a oferta gratuita e obrigatória do

⁵ Os níveis obrigatórios eram o primário e o secundário inferior, que foram hoje o que denominamos ensino fundamental.

⁶ Com a nova lei, compete prioritariamente aos municípios a organização e gestão da educação infantil (creche e pré-escola) e do ensino fundamental (neste caso com a ajuda do estado). Aos estados, cabe auxiliar os municípios a garantir o ensino fundamental e, oferecer com prioridade, o ensino médio.

ensino fundamental (incluindo a população que não acessou o sistema na idade regular) e a extensiva universalização da obrigatoriedade e gratuidade do ensino médio. Essa reforma estabeleceu também a obrigação de ofertar a educação básica noturna e determinou diretrizes para a modalidade de educação especial, destinada aos portadores de necessidades especiais (BRASIL, 1996).

Especificamente no caso de Minas, os programas educacionais visaram enfrentar principalmente o atraso escolar / defasagem idade-série. No início da década de 1990, o governo estadual desenvolveu o Programa de Qualidade Total em Educação (PQTE). A meta do Programa era aumentar 18% no número de alunos que alcançava a 5ª série sem atraso escolar e reduzir as taxas de repetência no Ensino Fundamental (PEDROSA e SANFELICE, 2005). Durante a gestão de 1995 a 1998, o Plano Decenal de Educação para Todos⁷ em Minas Gerais implementou, como prioridade o sistema de ciclos e progressão continuada no ensino fundamental. Com isso, a reprovação dos alunos só poderia ocorrer ao fim de cada ciclo (MENEZES, 2002). Em 1998, com o objetivo de reduzir as taxas de distorção idade-série, adotou-se o Programa Aceleração da Aprendizagem, destinado a grupos de estudantes que apresentavam problemas de fluxo escolar (em especial classes noturnas). Durante a gestão de 2003 a 2006, ampliou-se o ensino fundamental para nove anos, antecipando a diretriz federal que estabelecia a matrícula obrigatória das crianças a partir de seis anos de idade. O novo ensino fundamental também é regido pelo sistema de progressão continuada. Essa mesma diretriz foi aplicada ao ensino médio. Além disso, estabeleceu-se que cabe às escolas implementar estratégias para evitar a retenção escolar, denominadas de estudos orientados e estudos independentes durante o ano letivo e ao final dele (AUGUSTO, 2005).

Assim, à medida que a pressão pelo acesso e cobertura do ensino, especialmente o fundamental, foi se tornando menos intensa, as principais iniciativas no estado focaram a melhoria do fluxo, da progressão e da permanência dos alunos, com mudanças nos critérios das políticas voltadas para a correção do atraso e redução da retenção. Apenas ao longo da década de 2000 é que a preocupação com a qualidade, medida pelos testes pa-

⁷ O Plano Decenal de Educação para Todos foi um documento elaborado em 1993 pelo Ministério da Educação (MEC) destinado a cumprir, no período de uma década (1993 a 2003), um rol de diretrizes políticas de investimento na melhoria e recuperação da educação básica no país. Para mais informações ver: <http://www.educabrasil.com.br/eb/dic/dicionario.asp?id=91>.

dronizados de proficiência, começa a ocupar lugar mais central nos debates políticos e nas intervenções educacionais.

Esta breve revisão é útil por ilustrar três pontos importantes do debate educacional. Em primeiro lugar, ressaltar-se o caráter multidimensional da desigualdade educacional e das políticas para seu enfrentamento. Em segundo lugar, a importância que acesso, progressão e permanência, foco deste trabalho, vêm tendo para as políticas educacionais. Finalmente, é preciso ressaltar, como o fazem Valle Silva e Hasenbalg (2000), que é problemático atribuir as mudanças no estoque, estratificação ou mobilidade educacional exclusiva ou mesmo principalmente ao *êxito* ou *fracasso* de políticas educacionais. Em um país, como o Brasil, que atravessou intensas transformações econômicas, demográficas e sociais, parte importante da melhoria do acesso e da longevidade educacional, bem como da redução das desigualdades na área deve ser atribuída às mudanças estruturais da sociedade brasileira no período, como urbanização, queda da fertilidade, aumento da escolaridade dos pais, entre outros fatores. Deste modo, a breve revisão dessas políticas aqui tem uma função ilustrativa e informativa, mas não possibilita sua aplicação direta à leitura dos resultados das seções posteriores. Para isso, seria necessário pesquisar e avaliar os efeitos de cada política educacional em específico.

3. Modelo para o estudo das transições escolares

Aplicaremos aqui o modelo de realização educacional proposto por Robert Mare (1980). Segundo esta abordagem, a progressão escolar pode ser concebida como uma série de transições entre séries e níveis de ensino. Os estudantes possuem diferentes probabilidades de avançar nesse sistema, a depender de características individuais e familiares. O modelo de transições escolares de Mare consiste na aplicação de regressões logísticas para cada transição escolar, com o objetivo de distinguir o peso de cada fator explicativo sobre as probabilidades de concluir as etapas escolares.

As pesquisas que aplicaram esse método observaram de forma bastante consistente o grande peso de dimensões socioeconômicas e de fatores adscritos (como raça e gênero) na determinação das chances de sucesso na progressão escolar – os achados são abundantes, tanto na literatura internacional (MARE, 1980 e 1981; RAFTERY e HOUT, 1993; SHAVIT e BLOSSFELD, 1993; LUCAS, 2001) quanto na produção brasileira (VALLE SILVA, 2003; FERNANDES, 2005; GUIMARÃES & RIOS NETO, 2010; RIBEIRO, 2009 e 2011; MONT'ALVÃO, 2011; ASSIS, 2012).

O modelo logístico de transições escolares permite ainda verificar se os efeitos dos determinantes da escolarização têm peso maior para um nível de estudo do que para outro, se cada transição teria seu próprio padrão de efeitos (RIBEIRO, 2009: 38). Em outras palavras, se a origem social tem impactos diferentes em transições diferentes segundo custos, benefícios e probabilidades de realização também diferentes, dependendo da transição a ser concluída (VALLE SILVA & HASENBALG, 2002).

Uma implicação decorrente do efeito das dimensões socioeconômicas é a crescente seletividade de classe: a cada patamar de escolaridade, o contingente de indivíduos diminui. Quanto mais elevada for a transição educacional a ser enfrentada, menor a subpopulação restante. E esse grupo se tornará cada vez mais homogêneo, do ponto de vista das características que proporcionam tal seletividade⁸. Esses achados são consistentes também com as expectativas das teorias da reprodução⁹.

Outro resultado comum encontrado tanto nos estudos internacionais quanto nacionais é o padrão de efeitos declinantes das características de origem sobre as chances de se progredir ao longo das transições escolares (SHAVIT e BLOSSFELD, 1993). Um exemplo: a importância da renda ou da escolaridade dos pais seria muito maior para a determinação do acesso inicial à educação ou para o sucesso nas primeiras séries escolares – mas teria efeito mais reduzido sobre as probabilidades de avanço nos níveis mais elevados. O próprio Mare elaborou uma hipótese sobre essa tendência, apontando uma limitação no seu modelo. O autor afirmou que a seletividade escolar seria influenciada por diversas variáveis intervenientes, que teriam peso diferencial em cada ciclo de ensino (p.ex.: habilidade, motivação, aspirações etc.) Trata-se de características geralmente não captadas pelas fontes de dados utilizadas nas pesquisas de desigualdades de oportunidades educacionais, que configuram então uma heterogeneidade não mensurada – contrapeso à homogeneidade crescente que resulta da seletividade nas subpopulações que obtiveram sucesso a cada nível. Em outras palavras, os efeitos de origem são suavizados devido

⁸ “Assim apenas características comuns daqueles que foram bem sucedidos em transições anteriores afetará a estimação da probabilidade de se passar a uma transição específica” (FERNANDES, 2005: 26).

⁹ Bourdieu e Passeron (1977) estabelecem que as instituições educacionais funcionariam antes como mecanismos de dominação de classe. O rendimento escolar dos alunos estaria condicionado pelo volume de capital cultural detido por suas famílias. Os membros das classes superiores, além de terem acesso à melhores instituições, seriam socializados nos valores e na cultura dominante, recompensados no ambiente escolar e teriam maior domínio das regras vigentes na escola. Os professores, através de seus comportamentos e do uso de formas de classificação social dominantes, operariam como instrumentos desse processo de reprodução. O acesso à educação pelos mais pobres incorreria sempre em barreiras de acesso e de permanência no sistema de ensino. O fracasso escolar, os baixos níveis de desempenho acadêmico e o abandono dos estudos seriam consequências desses mecanismos de reprodução de classe.

à ação das variáveis intervenientes. Logo, a origem não está presente como um “efeito”, mas sim como um fator gerador de um “viés de seleção” na composição dos grupos que completam as transições.

A teoria da Desigualdade Maximamente Mantida (Maximally Maintained Inequality - MMI, cf. RAFTERY e HOUT, 1993) é comumente utilizada para a explicação das tendências de declínio dos efeitos das condições socioeconômicas sobre as transições. Segundo ela, ao longo do tempo, as classes mais altas universalizam para si o acesso aos níveis mais elevados de ensino. Somente depois que a classe mais alta goza do privilégio desse monopólio da universalização, ou seja, atinja um nível de saturação naquela transição (próximo a uma taxa de 100% de conclusão), é que esses níveis mais elevados comecem a se universalizar para as classes mais baixas, enfraquecendo os impactos das características de origem nas transições mais elementares. A MMI se aplica melhor como interpretação para análises ao longo do tempo ou entre coortes.

4. Estudos sobre transições escolares no Brasil

O primeiro estudo brasileiro sobre transições escolares foi realizado por Valle Silva e Souza (1986). Usando dados da PNAD de 1976, os autores estudaram oito transições, desde completar a 1ª série até a consecução da universidade. O estudo se restringiu às pessoas com idade entre 20 e 64 anos e analisou o efeito de cinco variáveis de background social sobre as chances de realizar as transições (ocupação e escolaridade do pai, local de nascimento [rural/urbano], situação de migração e raça). De forma geral, os autores também encontraram o padrão de coeficientes declinantes, contudo, a variável ocupação do pai não apresentou este comportamento, sendo mais importante para completar um nível educacional do que para iniciá-lo. Ou seja, havia peso crescente do status socioeconômico nas chances de se realizar com sucesso as transições mais elevadas.

Valle Silva e Hasenbalg (2002) utilizaram dados da PNAD de 1999 para estudar nove transições educacionais relativas à entrada no sistema até a conclusão da 8ª série, para jovens de 6 a 19 anos. A análise mostrou que os efeitos das variáveis de origem socioeconômica não apresentaram um padrão unívoco de declínio ao longo das transições. A única variável que apresentou queda de efeito consistente com a hipótese da seletividade foi a escolaridade do chefe do domicílio. A situação e o local de moradia apresentaram maiores efeitos nas transições intermediárias, diminuindo nas séries mais elevadas. A vantagem das mulheres em relação aos homens nas chances de progressão escolar es-

teve sempre presente, mas foi maior nas primeiras transições e diminui ao longo da passagem pelo sistema. O comportamento de duas variáveis chamou atenção. Em primeiro lugar, a renda domiciliar *per capita* apresentou efeito forte no acesso à escola, mas então sua importância cai significativamente até a 4ª série – e volta a subir novamente até a última transição. Esse achado converge com o encontrado por Valle Silva e Souza (1986), que apontaram a relevância da renda familiar para a realização das transições mais altas. Em segundo lugar, a raça mostra efeito crescente ao longo das transições, o que é bastante discrepante do esperado pelos estudos correntes.

As barreiras da raça nas chances de progressão escolar foram estudadas detidamente por Fernandes (2005). A autora realizou uma análise de coortes, a partir da PNAD de 1988, cobrindo um período de mais de 80 anos. Consonante com outros estudos, suas análises apontaram padrões decrescentes de influência de algumas variáveis, da mais baixa para a mais alta transição escolar. Mas o efeito da raça apresentou um padrão diferente: sofreu diminuição inicial nas primeiras três transições, mas passa a ser crescente da terceira em diante. A autora conclui que “as tendências dos efeitos entre as coortes apontam para uma estabilidade de um padrão altamente seletivo na distribuição e aquisição de educação” (FERNANDES, 2005: 52). Ou seja, não obstante os intensos processos de industrialização e expansão educacional, as desigualdades de oportunidades educacionais por raça retraíram muito pouco.

Valle Silva (2003) examina a estratificação educacional em três pontos diferentes no tempo: 1981, 1990 e 1999 e para três transições (completar um ano; completar o ensino primário e concluir a 8ª série). A fonte de dados também foram as PNADs daqueles anos – e a população de estudo, as crianças e adolescentes de 6 a 19 anos de idade. Como nos outros estudos, os autores observaram que há exceções ao padrão declinante, destacando-se o caso da renda familiar *per capita*. Os autores afirmam também que os diagnósticos da MMI, no caso do Brasil, se aplicam apenas para a 1ª transição. Os efeitos declinantes nessa transição indicam que o ponto de saturação foi atingido para os grupos mais privilegiados.

Ribeiro (2009) realizou um estudo detalhado de períodos e coortes com o objetivo de observar como as desigualdades de oportunidades educacionais se alteraram no correr da segunda metade do século XX. Para isso, utilizou dados da Pesquisa de Padrões de Vida - IBGE, coletados em 1996 e 1997, e estimou modelos para sete coortes nascidas entre 1932 e 1984 e para cinco transições (desde a entrada no sistema até a realização de

um ano de educação superior). Os resultados da análise dos efeitos de background ao longo das transições revelaram que, inesperadamente, os habitantes da região sul tinham menos chances de completar as transições avançadas do que os da região norte, sugerindo que o filtro real para esses últimos são as primeiras transições. Observou-se o declínio dos efeitos de se viver em zona urbana até os 15 anos e da educação do pai ao longo das transições. Constatou-se também que o efeito da variável raça declina ao longo das transições da educação básica, voltando a crescer para a conclusão de um ano de universidade. Cabe ressaltar que os efeitos de classe encontrados foram maiores do que os de raça. Os resultados da análise entre coortes apontaram poucas mudanças nos padrões de desigualdade educacional no Brasil entre as coortes estudadas. De modo geral, observou-se declínio das desigualdades nas transições mais elementares a partir da década de 1970. Em relação às transições intermediárias, detectou-se pouca mudança: a expansão do ensino secundário levada a cabo pelas reformas educacionais não foram acompanhadas pelo aumento da oferta de vagas no ensino superior, a competição neste nível de ensino cresceu aumentando a importância de características de origem para se competir com vantagem por uma cadeira na universidade. O autor indica que esses resultados são consistentes com a hipótese da MMI.

Os estudos revisados acima apontam que, de modo geral, os efeitos das variáveis de origem declinam durante a passagem pelas primeiras transições, mas recrudescem as transições intermediárias ou mais elevadas, principalmente aqueles associados à raça, renda e ocupação e renda dos pais. Essa revisão dos estudos mais recentes sobre a progressão escolar no Brasil é relevante para o estudo específico sobre Minas Gerais, compreendido neste trabalho. É uma forma de situar o estado na dinâmica dos efeitos das características de origem sobre a realização educacional de sua população. A partir desses estudos, algumas ideias principais podem ser definidas com o objetivo de se observar a sua aplicação para o caso deste estudo:

- a) Em geral, os efeitos das características de origem nas chances de progressão escolar decrescem ao longo do tempo apenas para as transições elementares;
- b) A variável renda tem um efeito significativo ao longo do tempo e mais expressivo nas transições mais elevadas.
- c) A variável raça permanece desenhando barreiras para a escolarização da população.

5. Modelo de análise

Os estudos de transições educacionais dependem da disponibilidade de dados sobre as variáveis de origem socioeconômica (características ocupacionais e educacionais dos pais, por exemplo). Porém, nas fontes estatísticas brasileiras, são raros os bancos de dados que contenham essas informações para a população adulta – nas PNADs, por exemplo, são apenas as edições de 1973, 1976, 1982, 1988 e 1996 que as disponibilizam. A solução encontrada por muitos pesquisadores é restringir o estudo ao grupo etário que ainda está em fase escolar e que vive no mesmo domicílio que seus pais – deste modo, é possível atribuir as características socioeconômicas dos progenitores aos indivíduos. Essa foi a solução encontrada, por exemplo, por Valle Silva (2003) e Guimarães e Rios-Neto (2010).

Essa estratégia, no entanto, desconsidera o fato de que as crianças e adolescentes daquela faixa etária estão, em grande medida, matriculadas nas séries do sistema de ensino e que podem concluir com atraso algumas transições escolares. Ou seja, argumentamos que parte dos efeitos de desigualdade identificados pelos coeficientes de regressão não estão ligados às “desigualdades persistentes”, mas sim *transitórias*, que são devidas ao atraso escolar ou a interrupções não definitivas da escolarização¹⁰.

Os modelos de transição são bem delineados para a população adulta, que finalizou seu ciclo de escolarização e que, por isso, em sua grande maioria, não retornará à escola para alcançar outras transições (obviamente, esse quadro-requisito apenas é cumprido em graus). Deste modo, os coeficientes expressam *estados* de desigualdade que se devem às características de origem – e que muito pouco provavelmente se resolverão no correr do curso de vida de indivíduos já adultos. Mas, no caso da população de menores idades, esse pressuposto não se sustenta em muitos casos – e, assim, o efeito dos coeficientes traz imbricados o efeito do atraso escolar e o efeito das chances de completar as transições.

Propomos aqui um método para traçar essa distinção. Como em Valle Silva (2003), o grupo aqui analisado é a população que possuía de 6 a 19 anos. Tomaremos os anos de 1989, 1999 e 2009. Utilizamos dados das PNADs e da Pesquisa por Amostra de Domicí-

¹⁰ Note-se que a distinção, ainda que relevante, não significa a completa independência entre os dois tipos de desigualdade. Por exemplo, o atraso escolar aumenta o custo de oportunidade do investimento educacional das famílias, custo este que é significativamente mais alto para as famílias em piores condições socioeconômicas, que têm menos recursos para substituir a renda advinda do trabalho de seus membros ou a sua contribuição para as tarefas domésticas.

lios de Minas Gerais (PAD-MG, Fundação João Pinheiro [2009] ¹¹). As PNADs nos fornecerão um panorama das desigualdades de oportunidades educacionais em Minas Gerais no correr do período analisado. A PAD, apesar de contemplar apenas um ponto no tempo, nos permite examinar mais detidamente o estado das desigualdades regionais dentro do estado -- deste modo, contemplamos parte da heterogeneidade não medida pela outra pesquisa.

Para a especificação das variáveis explicativas, seguimos, em grande parte, o modelo de Valle Silva (2003). Deste modo, os determinantes da realização educacional, podem ser divididos em três grupos: a) recursos socioeconômicos e familiares (escolaridade do pai, chefia do domicílio e renda domiciliar per capita); b) características adscritas (sexo, raça) e c) características locais (situação censitária [urbano/rural], mesorregiões de Minas Gerais).

O conceito de transições escolares será operacionalizado como segue:

- Primeira Transição (T1) = completar um ano de escolaridade
- Segunda Transição (T2) = completar o fundamental I, dado que se completou um ano de escolaridade
- Terceira Transição (T3) = completar o fund. II, dado que se completou o fund. I
- Quarta Transição (T4) = completar o médio, dado que se completou o fund. II

Aplicamos um modelo de regressão logística para cada transição, em cada um dos anos estudados. As variáveis dependentes (transições) foram codificadas como indicadoras binárias (0 ou 1), que informam se o indivíduo completou com sucesso uma dada transição escolar, uma vez que teve sucesso em completar a transição anterior.

Os tópicos a seguir descrevem as variáveis independentes e as expectativas sobre o seu significado e comportamento nos modelos.

Bloco I – Variáveis que representam características Individuais

X1 – Sexo: pode expressar desigualdades de gênero na realização das transições. A variável foi codificada com 0 = mulher e 1 = homem.

¹¹ A Pesquisa por Amostra Domiciliar de Minas Gerais (PAD – MG) foi realizada em 2009 pela Fundação João Pinheiro em 308 dos 853 municípios de Minas Gerais. Seu objetivo principal é fornecer subsídios para o desenho e monitoramento das políticas públicas do estado através da produção de informações socioeconômicas. Foram aplicados 18 mil questionários domiciliares, o que produziu um banco de dados com um total de 54.577 casos. Recentemente, foram lançados os primeiros resultados da PAD/MG realizada em 2011. Para mais informações ver: www.fjp.mg.gov.br.

X2 – Cor: variável dicotômica com a seguinte codificação: 0 = não-brancos (cor preta, parda e indígenas) e 1= brancos (cor branca e amarela).

X3 e X4– Idade e Idade ao quadrado: São as principais variáveis de controle -- ambas contínuas. A variável idade tem uma relação de tipo quadrática com a variável dependente (parábola com concavidade voltada para baixo), visto que as chances de completar uma transição aumenta com o passar dos anos de vida até chegar num pico máximo, quando então tende a diminuir.

X5 – Semestre de nascimento, codificada como X5 = 0 pessoas nascidas no primeiro semestre e X5 = 1 pessoas nascidas no segundo semestre. Sua inclusão no modelo se justifica pelo fato de que, no sistema educacional, a matrícula em uma determinada série leva em consideração a data de nascimento dos estudantes. Estudantes nascidos no primeiro semestre geralmente começam o ano letivo antes de terem completado a idade correta para cursar determinada série, uma vez que a completam quando estão cursando-a. Dessa forma, o semestre de nascimento pode ter efeitos nas chances de realização das transições. Trata-se apenas de uma variável de controle, sem significado substantivo para as análises. E ainda que não revele efeito estatisticamente significativo sobre as variáveis dependentes, reduz o viés nos outros coeficientes de regressão¹².

Bloco II – Variáveis que representam características locais/espaciais

X6 – Situação Censitária: Variável dicotômica, na qual 0 corresponde à zona rural e 1 às áreas urbanas.

X7– Região de Moradia – Nas análises realizadas com a PNAD, esta variável diz respeito a aquelas pessoas que vivem na região metropolitana do estado de Minas, tendo sido codificada 0 para pessoas que vivem no interior e como 1 para pessoas vivem na região metropolitana.

Bloco III – Variáveis que representam recursos familiares

X8 -- Capital Cultural – Escolaridade do Chefe. Esta variável é mensurada em termos de anos de escolaridade completos. Pressupõe-se que níveis elevados de escolarização do chefe da família possibilitam a vivência de “clima educacional” que auxilia a aprendizagem dos filhos. Neste caso, as crianças e jovens podem dispor de recursos co-

¹² Cf. Kellstedt e Whitten (2009) e Wooldridge (2002).

mo domínio linguístico, e acesso a informações, os quais quando incorporados, funcionam como elementos facilitadores na relação ensino-aprendizagem.

X9 – Capital econômico: renda domiciliar *per capita*. Recursos econômicos pode ser utilizados para custear o processo de escolarização dos filhos, além de afastá-los da necessidade de trabalhar. É medida em R\$ 100,00¹³.

X10 – Capital Social: Sexo do responsável pelo domicílio (0 = masculino; 1 = feminino). Mulheres, de modo geral, assumem a responsabilidade por domicílios em condições desfavoráveis: contextos de desemprego masculino, invalidez, aposentadoria, ou doença; ou então a família se tornou monoparental, devido a divórcios, separações ou viuvez. Nem todos esses aspectos são mensurados pelas características socioeconômicas – o que justifica a inclusão desta variável separadamente. Além disso, a mulher tradicionalmente é ainda responsável pelas tarefas domésticas -- o que contribui para o substancial aumento de suas horas trabalhadas, reduzindo o tempo disponível para a convivência entre a responsável pelo domicílio e seus filhos (o que pode ter implicações sobre o desempenho escolar). Ou seja, a chefia feminina, não promove necessariamente "empoderamento". O "sexo do chefe pode estar refletindo a presença de *trade-offs* importantes para a determinação da trajetória escolar dos filhos" (GUIMARÃES e RIOS-NETO, 2010: 17).

X11 – Capital Social: Número de Filhos. O efeito comumente esperado desta variável sobre a progressão escolar é negativo, ou seja, quanto mais filhos houver na família, menores as chances de concluir as transições (SILVA e HASENBALG, 2002). Isso tanto pelo fato de que os pais podem ter que dividir seu tempo entre todos os filhos, como também porque a fecundidade pode representar um indicador de vulnerabilidade.

6. Resultados

Antes de apresentar os resultados dos modelos de regressão, registramos na tabela abaixo alguns dados descritivos sobre as variáveis explicativas das PNADs com um propósito apenas ilustrativo, sem relevância analítica¹⁴.

¹³ Todos os valores de renda foram convertidos e deflacionados para R\$ de 2009, através do uso do IPCA.

¹⁴ É importante destacar que as distribuições dessas variáveis, bem como sua mudança no tempo, não têm influência os níveis de associação estatística – ou seja, não afetam resultados das regressões. Associações estatísticas e coeficientes de regressão são independentes das distribuições marginais – univariadas (Mare 1980 e 1981).

Tabela 1 - Medidas descritivas das variáveis explicativas

	1989	1999	2009
Sexo - Proporção de homens	49,3%	50,5%	51,1%
Raça - Proporção de brancos	51,2%	46,7%	40,6%
Sexo do responsável pelo domicílio - Proporção de homens	84,2%	78,9%	66,2%
Número de filhos do responsável pelo domicílio	3,91	2,94	2,44
Proporção de indivíduos em reg. urbanas	77,8%	79,6%	82,0%
Proporção de indivíduos na reg. Metropolitana	44,1%	37,7%	34,2%
Proporção de indivíduos nasc. no segundo semestre	51,3%	49,9%	49,0%
Idade média	12,12	12,65	12,57
Anos de escolaridade do chefe do domicílio	4,09	5,02	6,35
Renda domiciliar per capita média (em R\$ de 09/2009)	R\$ 480,01	R\$ 361,60	R\$ 413,71

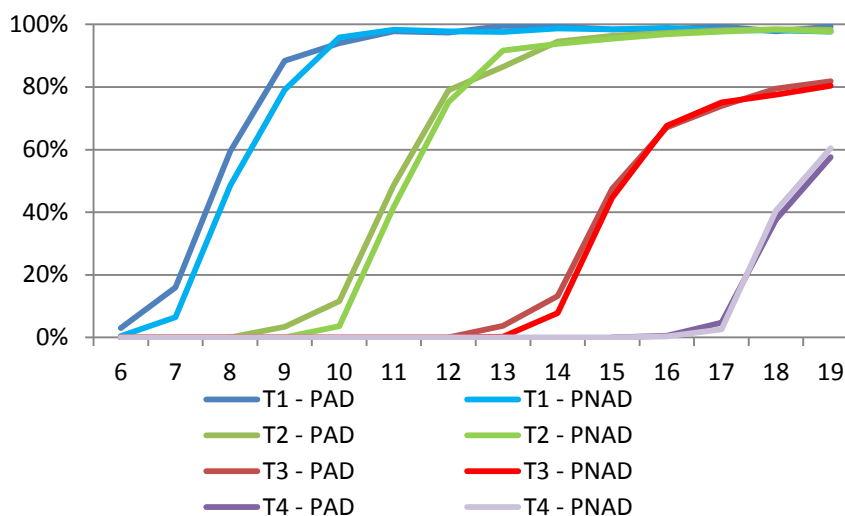
Fonte: PNAD (1989, 1999 e 2009). Elaboração própria.

O gráfico abaixo mostra a proporção de indivíduos que concluíram cada uma das quatro transições, por idade, apenas para o ano de 2009¹⁵, dado que completaram a transição imediatamente anterior. Observa-se que já houve universalização da 1ª e 2ª transições. Há, no entanto, um *gap* na conclusão da 8ª série: daqueles que conseguiram atingir com sucesso a marca dos quatro anos de escolaridade, apenas 81% passavam com sucesso pela T3 em 2009. O movimento delineado pela curva referente a essa transição evidencia uma suavização da inclinação na idade dos 16 anos, indicando que a consecução da T3 não caminha para a universalização. Num movimento diferente, a subpopulação que completa a T4 parece aumentar com a idade. No entanto, dado o limite etário do grupo estudado, não podemos inferir sobre as tendências de universalização dessa última transição.

O gráfico também mostra aspectos do atraso escolar. A universalização da primeira transição ocorreu somente entre os jovens de 12 anos de idade, quando a idade regular de conclusão do primeiro ano de escolaridade é entre os 6 e 8 anos. Na faixa dos 14 anos, idade correta para a conclusão da T3, apenas 13% havia passado por ela. Dos 80% que resistiram ao filtro seletivo do sistema na T3, 57,6% terminou o ensino médio.

¹⁵ Por motivos de espaço, restringimos esta apresentação descritiva apenas ao último ano da série. Mas essa limitação não compromete o teor do trabalho, que visa estudar o comportamento dos efeitos das variáveis independentes sobre as chances de transição. Como afirmado na nota anterior, distribuições univariadas não informam sobre esses efeitos estatísticos. Deste modo, a função da apresentação descritiva é apenas ilustrativa. Caso desejado, esses dados podem ser requisitados aos autores.

Gráfico 1- Proporção de pessoas entre 6 e 19 anos por idade que concluiu cada uma das transições por idade, Minas Gerais, 2009.

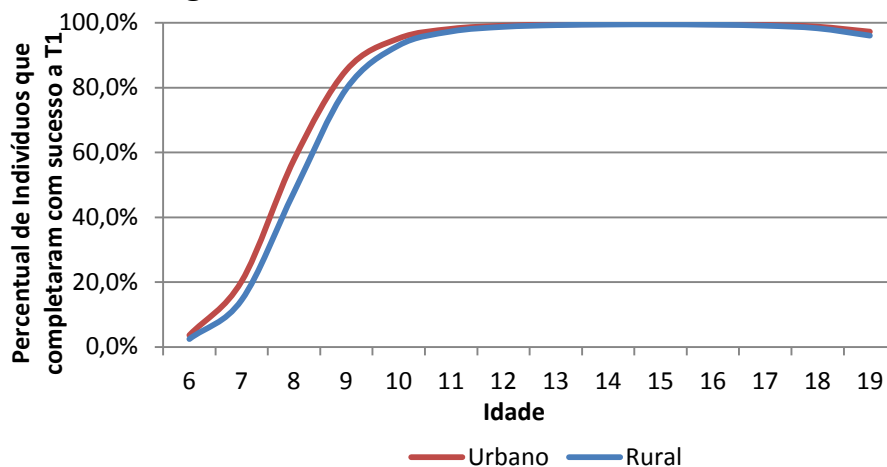


Fonte: PNAD-IBGE (2009) e PAD/MG (2009). Elaboração própria.

Os modelos de regressão logística permitem isolar e distinguir os condicionantes de sucesso para cada transição. Seus efeitos conjuntos produzem os dados da figura acima. Os resultados dos modelos serão analisados de através da leitura dos valores preditos das probabilidades de completar com sucesso cada transição – meio pelo qual será possível a distinção entre efeitos de atraso escolar e desigualdades de oportunidades que são persistentes. A forma convencional de interpretação, através dos efeitos dos coeficientes de regressão, é que impede a distinção entre desigualdades de oportunidades educacionais permanentes e efeitos do atraso escolar – por isso não é adequada no caso de um estudo que leve em consideração a população ainda em idade escolar. Os coeficientes e sua interpretação serão apresentados no Apêndice de Análise de Dados.

Os valores preditos são calculados através da substituição de valores nas equações de regressão. Para um determinado perfil individual composto pelo analista, obtém-se a probabilidade de pertencimento aos grupos da variável dependente. No nosso caso, obtemos as probabilidades ou proporções de sucesso nas transições. Essa estratégia foi adotada por Lucas (2001) e, no caso brasileiro, por Ribeiro (2009).

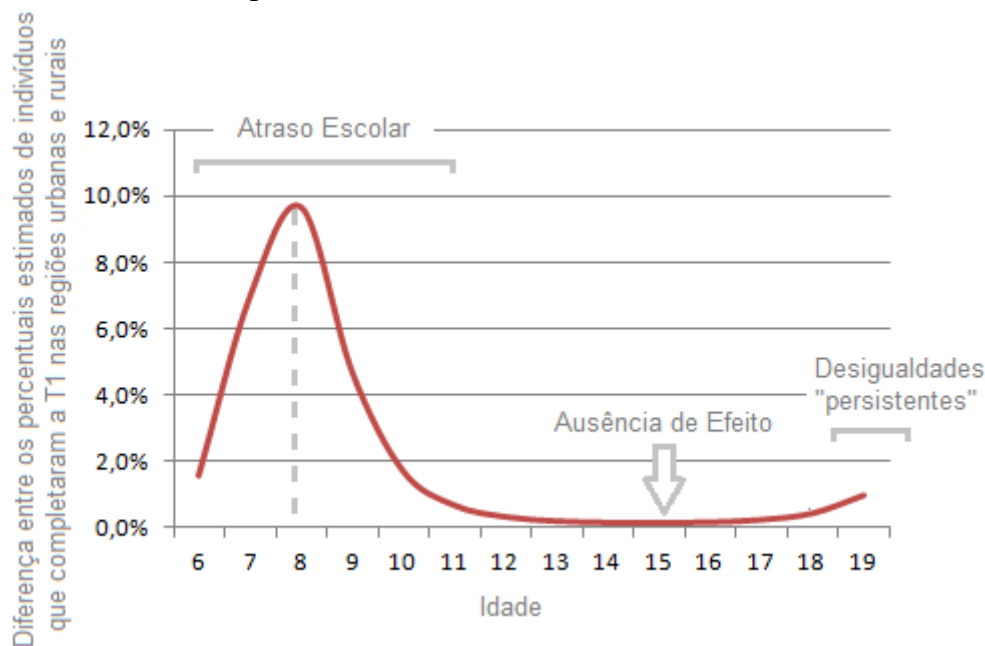
Gráfico 2 - Probabilidades previstas de conclusão da T1 para indivíduos de 6 a 19 anos, residentes em regiões urbanas e rurais, Minas Gerais, 2009.



Fonte: PAD/MG (2009). Elaboração própria.

O gráfico acima apresenta as probabilidades estimadas de concluir com sucesso a T1 para os indivíduos de 6 a 19 anos em 2009, residentes nas zonas urbana e rural. Para a estimação dos perfis previstos, todas as variáveis foram mantidas em seus valores médios (cf. Apêndice de Análise de Dados, Tabela A2), variando-se apenas a situação censitária (urbano/rural). Deste modo, *todas as diferenças entre as duas linhas se devem exclusivamente às diferenças entre urbano e rural*. Os resultados evidenciam que a desvantagem da população rural está associada ao atraso escolar. A primeira transição se universaliza para os indivíduos de ambas as situações censitárias. No entanto, até a faixa dos 12 anos, a curva do urbano está sempre acima da curva do rural. O gráfico a seguir apresenta a subtração dos valores que compuseram as duas curvas acima, indicando as diferenças entre atraso escolar e desigualdades de realização das transições. A diferença entre valores previstos é denominada *first differences*.

Gráfico 3 - Diferença entre as probabilidades previstas de completar a T1 para as zonas urbanas e rurais, por idade, Minas Gerais, 2009.



Fonte: PAD/MG (2009). Elaboração própria.

É possível observar que a diferença na realização da T1 entre urbano e rural atinge o máximo entre os indivíduos que possuem 8 anos. Nessa idade, 57,9% dos indivíduos residentes nas localidades urbanas já completou a transição, enquanto nas localidades rurais essa proporção é de 47,8%; ou seja, há uma diferença de 10 pontos percentuais (como mostrado acima). Contudo, essa diferença se reduz rapidamente até chegar a um ponto em que praticamente se anula, na faixa dos 12 a 17 anos. A partir dos 18 anos de idade, surgem novamente vantagens para a zona urbana, provavelmente porque os indivíduos mais velhos da zona rural não foram completamente beneficiados pela expansão do sistema de ensino ou então tiveram, por razões diversas (socioeconômicas, inclusive), que deixar os estudos. Para esse último grupo pode-se falar de desigualdades de realização das transições. A interpretação dos coeficientes de regressão não permite perceber esse movimento, dando a entender que as vantagens do urbano com relação ao rural são uniformes entre os grupos etários. Esse é o ganho metodológico que pretendemos introduzir nos estudos de desigualdades educacionais através do uso de *first differences*. Para os fins deste paper, nem todas as variáveis utilizadas nos modelos de regressão serão descritas detalhadamente. Como nosso propósito é apresentar um método de leitura dos resultados do modelo, bastam algumas ilustrações que possam mostrar como o caminho aqui apresentado possibilita ganhos interpretativos em relação às abordagens tradicionais.

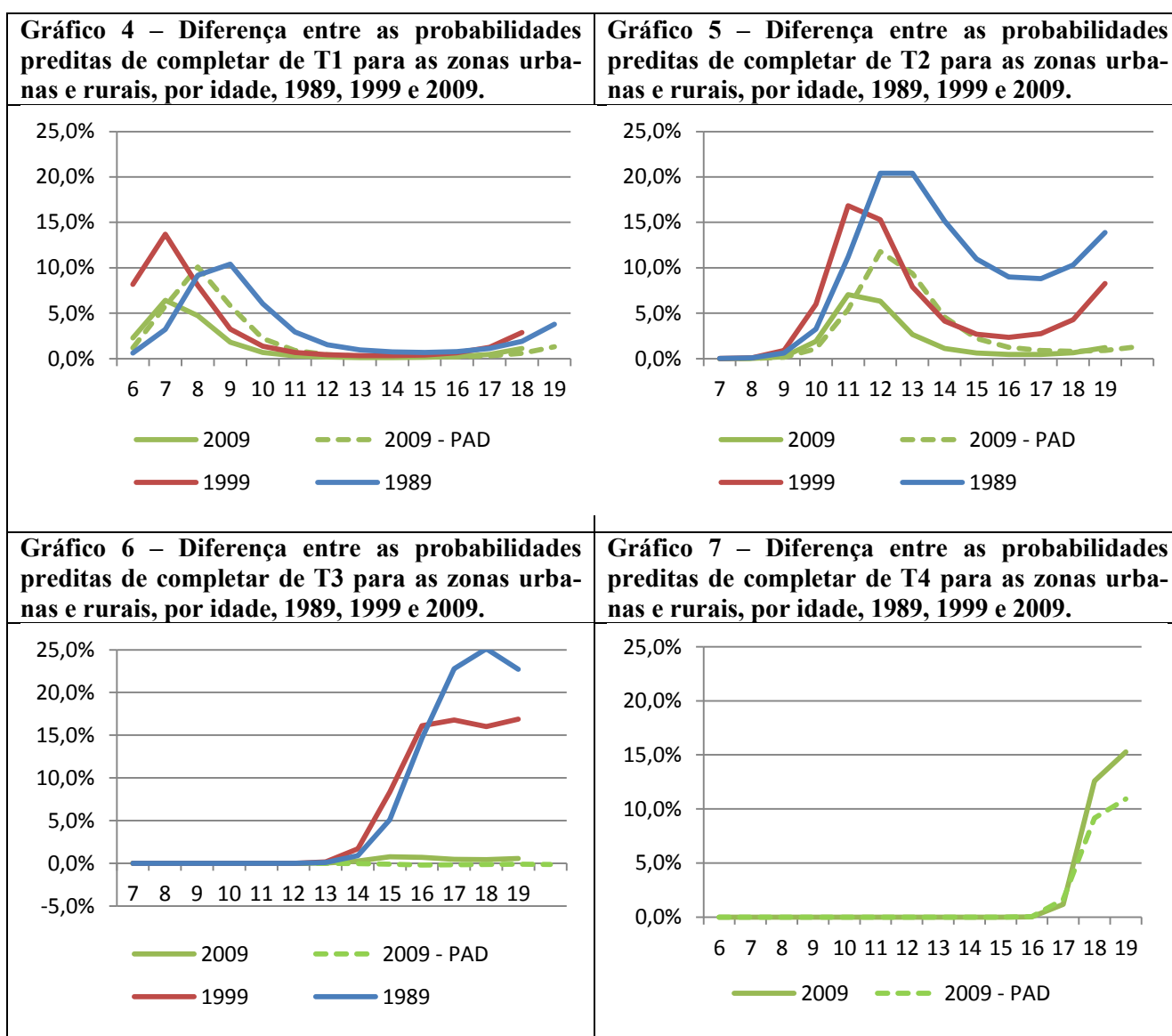
Os efeitos estudados serão os de situação censitária, sexo, raça e renda domiciliar per capita. Como se verá, os resultados da PAD 2009 convergem muito com os da PNAD 2009, indicando sempre as mesmas tendências. Os valores estimados através das duas amostras na maioria das vezes não são estatisticamente diferentes entre si. Isso mostra a robustez dos nossos modelos.

Passamos então à interpretação das diferenças entre urbano e rural. Na primeira transição, no ano de 1989, o pico de atraso escolar para a conclusão da 1ª série do ensino fundamental ocorria em torno dos 9 anos e observava-se um efeito de desigualdade permanente de realização dessa transição entre a população rural (Gráfico 4). Já em 1999, apesar de se observar um maior contingente de jovens das zonas rurais em atraso, o pico se dá aos 8 anos de idade e as desigualdades permanentes são eliminadas entre os jovens a partir de 12 anos de idade. *Esses resultados não seriam percebidos pela leitura única dos coeficientes de regressão, que crescem de 1989 a 1999, o que sugeriria um aumento das desigualdades de acesso (e não de atraso) associadas à situação censitária – o que, na realidade, não ocorre.* Logo, da década de 1980 para a de 1990, a desigualdade permanente se reduz substantivamente – provavelmente em função das políticas de expansão descritas acima. Por fim, nota-se que tanto as tendências de atraso quanto de desigualdade de realização das transições são menores em 2009¹⁶.

Na segunda transição, em 1989 e 1999, a população rural permanece experimentando desvantagens em relação à urbana (Gráfico 5). Porém as desigualdades de acesso (permanentes) se reduzem mais do que as de atraso. Em 2009, é notável a redução dessas duas formas de desigualdades. No entanto, quando o ponto máximo do atraso escolar é superado, a diferença entre urbano e rural ainda não chega a zero. A curva referente à T2 não toca o eixo horizontal e chega inclusive a esboçar uma acentuação nas idades de 18 e 19 anos. Para T3, em 1989 e 1999, nota-se um movimento da desigualdade “persistente” reduzindo-se intensamente no período (Gráfico 6). Noutras palavras, não há diferenças entre as populações urbanas e rurais quanto à conclusão do Fundamental II, uma vez que já se completou o Fundamental I. A queda dessa desvantagem do rural é muito

¹⁶ Esses resultados podem estar associados às políticas de progressão continuada realizadas no estado na década de 1990 e à própria LDB de 1996. No entanto, os modelos não permitem distinguir a fonte dessas mudanças. Cabe ressaltar que não temos parâmetros para diferenciar os efeitos das políticas federais das políticas estaduais. Além disso, como já ressaltado anteriormente, não há informações precisas sobre a implementação efetiva das políticas estaduais, sobre a avaliação de seus efeitos e sobre seu alcance.

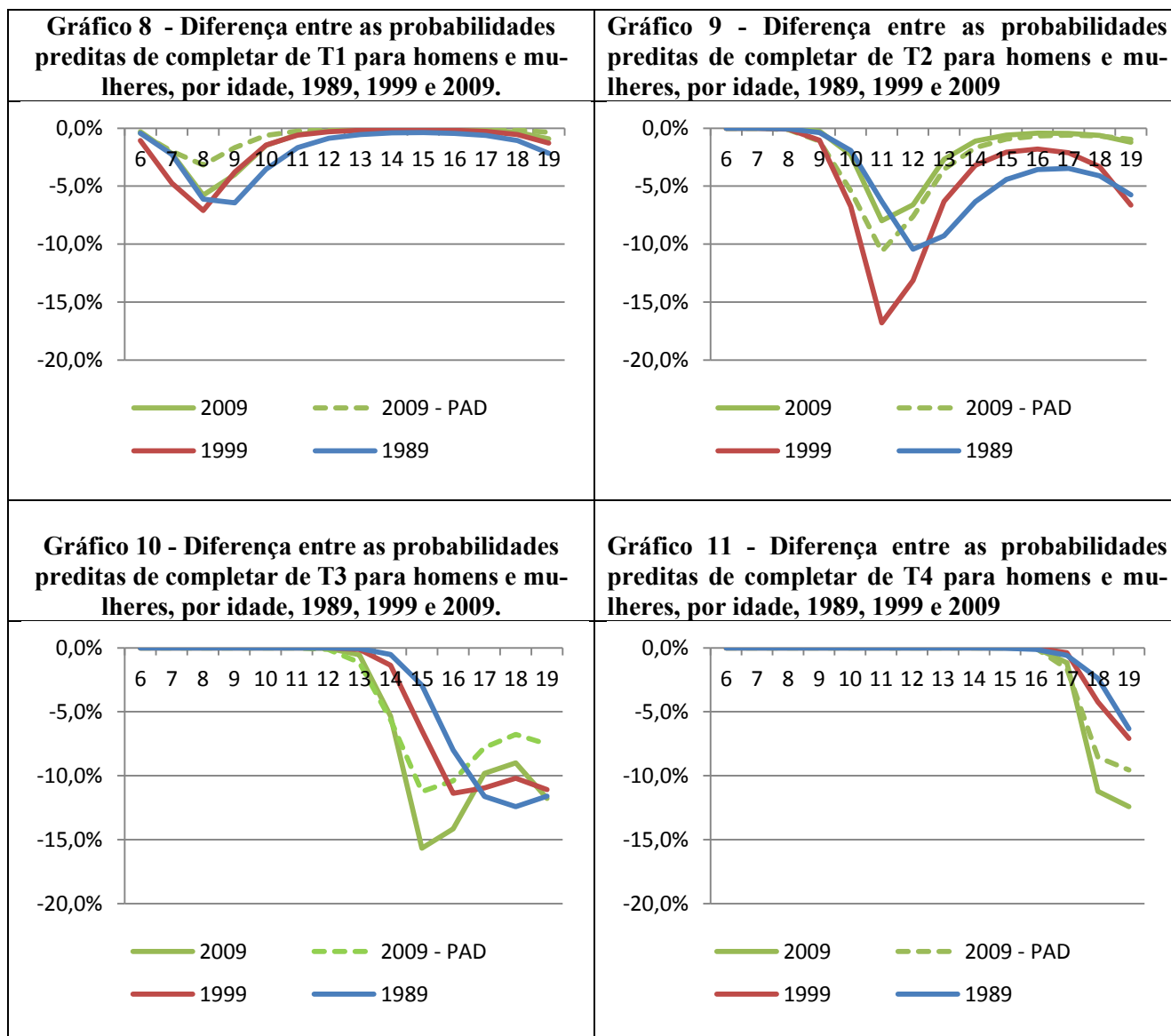
expressiva e foi captada do mesmo modo tanto pela PAD quanto pela PNAD¹⁷. No entanto, de forma consistente com expectativas da MMI, a queda das desigualdades nesse nível se fez acompanhar do aumento no nível seguinte, na T4 (Gráfico 7). Nos períodos anteriores (1989 e 1999), poucos estudantes das zonas rurais atravessavam todos os níveis de ensino se constituindo efetivamente como demanda para o ensino médio. Esse contingente reduzido, uma vez tendo transpassado todas as barreiras anteriores, já não encontrava dificuldades para a conclusão do Ensino Básico. Com a queda da seletividade do Ensino Fundamental, passa a existir uma demanda efetiva pelo ensino médio e assim, as vantagens do urbano passam a se evidenciar.



¹⁷ Esse ponto ainda merece melhor investigação

O efeito da variável sexo segue um comportamento esperado e conhecido, de acordo com estudos de transições escolares. Os coeficientes são negativos nos três pontos do tempo a para quase todas as transições. Isso indica que as mulheres possuem vantagens sobre os homens para completar com sucesso os níveis de ensino. Em geral, nos três anos estudados, o efeito do sexo dos estudantes aumenta da T1 para as transições intermediárias (T2 e/ou T3), reduzindo-se novamente na T4.

Na T1 (Gráfico 8), observa-se que desde 1989 não há desigualdade na realização da transição entre homens e mulheres, visto que a curvas de todos os anos quase tocam o eixo X do gráfico – a diferença entre as probabilidades preditas é muito próxima de zero. A leitura dos coeficientes por si só apontaria vantagem constante das mulheres sobre os homens nos três pontos do tempo analisados.

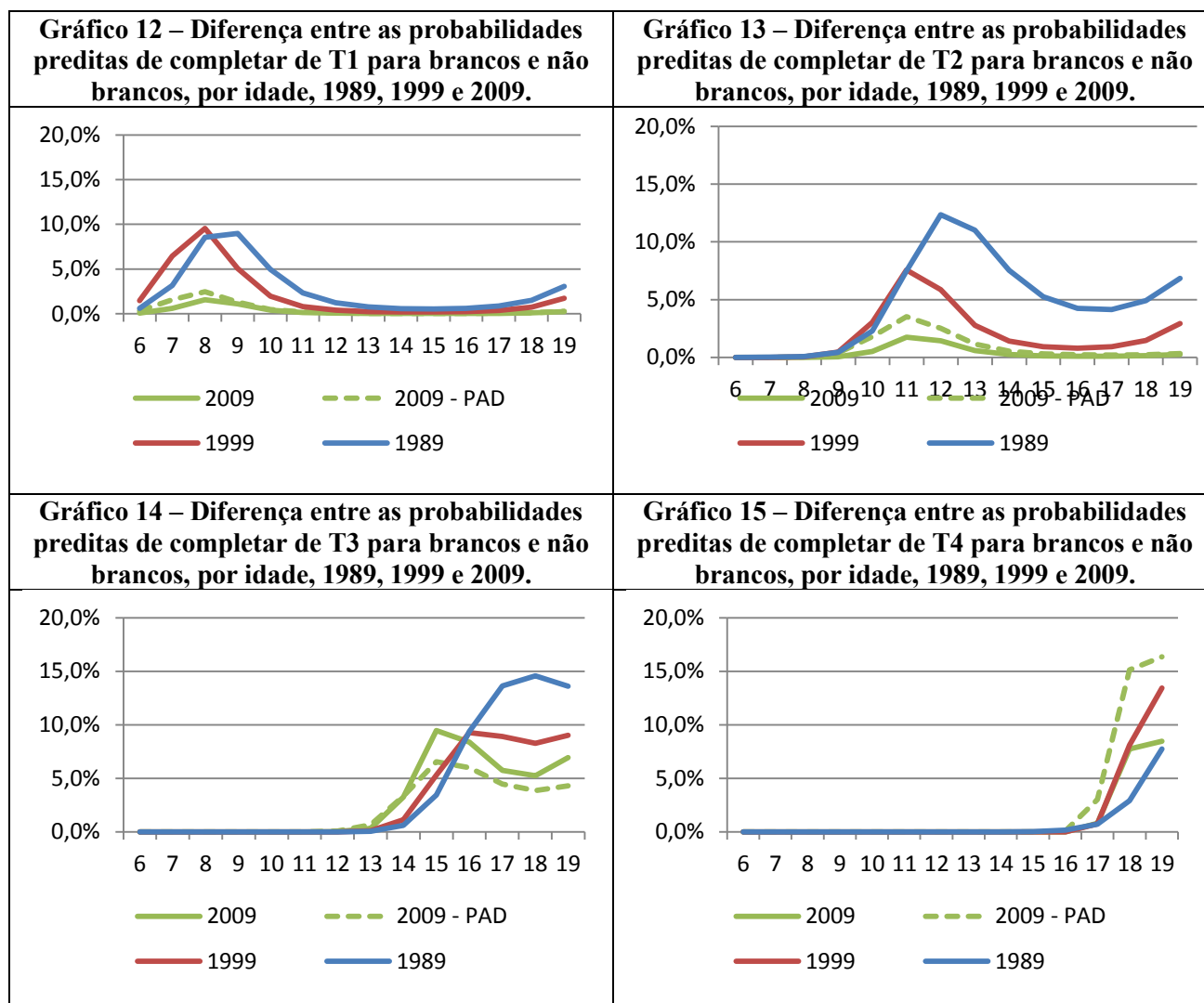


O gráfico da T1 também permite perceber que há uma tendência de atraso escolar que aumenta de 1989 para 1999, diminuindo novamente em 2009 (o que pode estar associado às políticas de correção de fluxo – embora não possamos afirmar isto com segurança). Em 1989, o atraso escolar dos homens é 6,1 pontos percentuais maior do que o das mulheres aos 8 anos de idade, em 1999 perfaz os 7,1 pontos percentuais e em 2009 5,8 pontos, mas praticamente desaparece a partir dos 11 anos. O movimento ascendente da curva nas idades mais elevadas sugere que, quanto mais velhos, menores as chances dos homens concluírem a 1ª série do ensino fundamental em relação às mulheres (desigualdades permanentes).

Na T2 (gráfico 9), observamos, na década de 1980, elevadas desigualdades permanentes. A mera leitura dos coeficientes de regressão (cf. Apêndice de Análise de Dados), daria a entender que na T2 teriam se ampliado as desigualdades de oportunidades educacionais por sexo entre 1989 e 1999. Na realidade, o que observamos é uma grande elevação do atraso escolar entre os homens – mas as desigualdades de acesso foram reduzidas. Os coeficientes dariam também a entender que em 2009 a DOE teria se ampliado – mas o que encontramos é que as desigualdades de acesso permaneceram constantes, ao passo que houve aumento do atraso escolar. Os dados da PAD/MG mostram o mesmo movimento entre as transições. Esse resultado difere do encontrado no estudo de Silva e Hasenbalg (2002), no qual a vantagem das mulheres, apesar de sempre presente, é mais expressiva nas transições iniciais. Difere também dos resultados do estudo de Silva (2003), onde se encontraram vantagens associadas ao sexo feminino, que se reduzem nas duas primeiras transições (1 ano e 4 anos) e se mantêm constantes daí em diante. Deste modo, em Minas Gerais, elas são crescentes até a T3 (em todos os anos estudados) e apresentam leve queda apenas na T4.

As características raciais já foram apontadas por diversos estudos como elementos relevantes para a determinação das desigualdades de oportunidades educacionais, mesmo em processo de expansão do sistema escolar (SILVA & HASENBALG, 2002, SILVA, 2003, FERNANDES, 2006; RIBEIRO, 2009). Para o caso mineiro, a leitura dos valores de *first difference* mostram redução da vantagem dos brancos em relação aos não brancos no período analisado para T1 e T2 (Gráficos 12 e 13). Porém, para o caso da T3, os coeficientes apontariam uma manutenção das desigualdades de acesso. O que ocorre, no

entanto, como vemos no Gráfico 14, é uma mudança qualitativa das desigualdades educacionais de raça: entre 1999 e 2009 elas passam a estar mais associadas ao atraso do que ao acesso. As diferenças raciais persistem, principalmente nas transições elevadas, corroborando os estudos que apontam as barreiras da cor na progressão escolar. PAD e PNAD apontam resultados levemente divergentes quanto à T4 (Gráfico 15). De acordo com a PNAD, os níveis de desigualdade raciais são menores em 2009 do que eram em 1999. A PAD nos leva a crer que as desigualdades raciais na T4 atingiram um nível sem precedente (o que estaria de acordo com a MMI – tendo em vista a baixa na seletividade dos níveis anteriores).



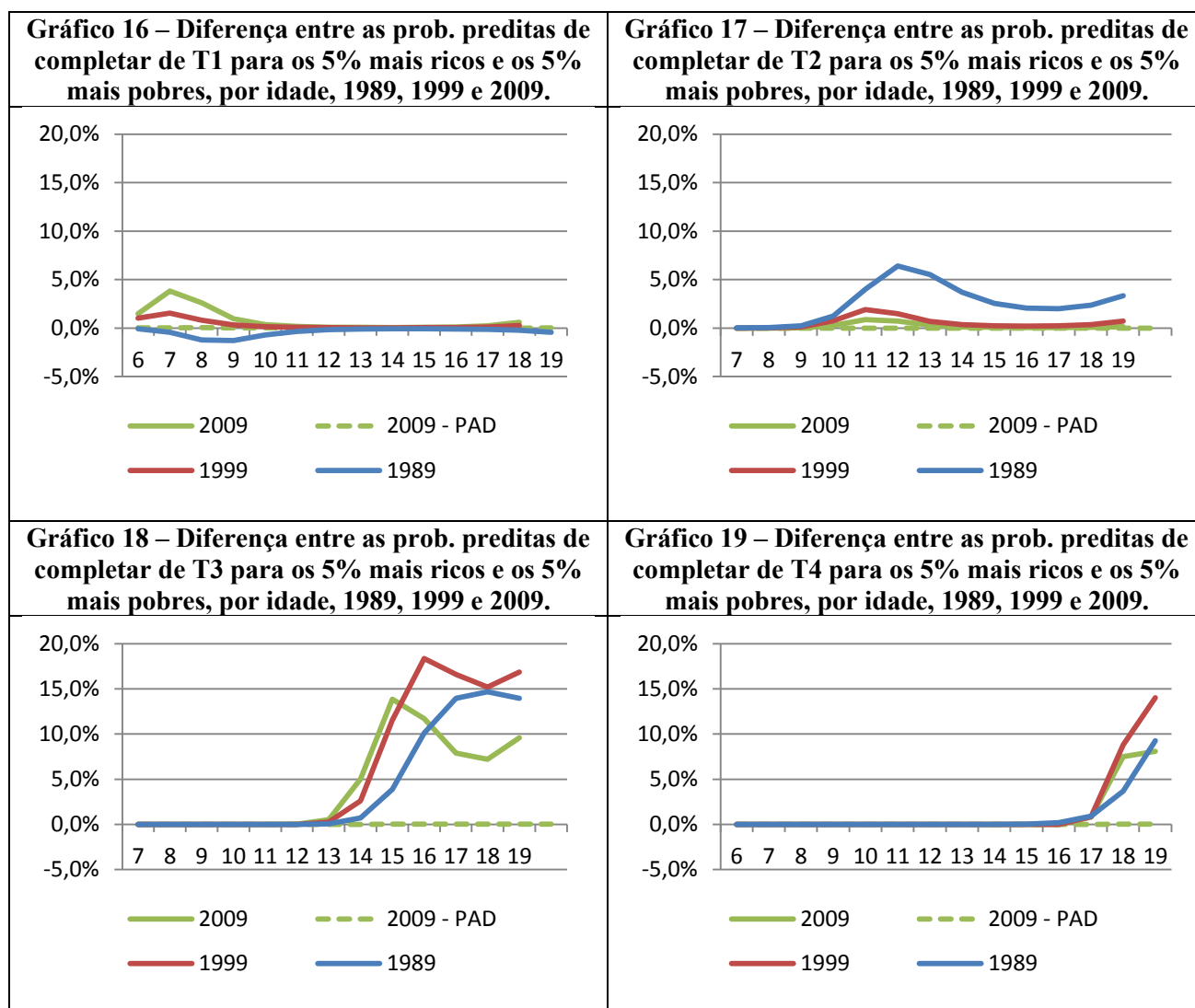
A variável renda domiciliar per capita (medida em R\$100) apresenta um comportamento inusitado – e não detectado anteriormente em outros estudos. Seus coeficientes,

quando significativos, são muito pequenos para as todas as transições e mais expressivos apenas na terceira transição no três pontos do tempo. Recorde-se que estudos brasileiros apontaram um efeito de crescimento do peso da renda para a realização das transições mais elevadas do sistema (SILVA & HASENBALG, 2002; SILVA, 2003). Observa-se que os valores dos coeficientes da variável renda são muito próximos de zero para todos os modelos aplicados¹⁸. Como forma complementar de testar o efeito, criou-se dois perfis que são idênticos em todas as categorias, com a diferença de que um deles possui a renda igual ao valor do 95º percentil e outro possui a renda igual ao valor do 5º percentil. Pode-se, deste modo, comparar as desigualdades de oportunidades de realização na forma de probabilidades preditas e utilizar a *first difference* para computar as diferenças nas transições entre extremos da distribuição de renda. Para T1 e T2 nenhum dos efeitos é estatisticamente significativo. Toda flutuação das linhas nos gráficos não é estatisticamente diferente de zero.. Através das PNADs observamos que há efeitos da renda sobre as probabilidades de conclusão da T3: o percentil 95 de renda possui vantagens tanto com respeito ao atraso quanto ao acesso. No entanto, essas desigualdades se alteraram qualitativamente: em 1999 elevaram seu patamar geral – constituindo um pico de atraso escolar na faixa dos 16 anos. Em 2009, os dois tipos de desigualdades se reduzem (os coeficientes de regressão mostram que em 2009 se retornou ao nível observado em 1989 – mas o que vemos é que os formatos se alteraram).

Os testes realizados com a PAD/MG revelam a ausência de efeito substantivo em todas as transições (apesar de que os coeficientes de regressão sejam significativamente diferentes de zero). Isso indica que PAD e PNAD convergem nos resultados para T1 e T2, mas divergem em T3 e T4. Essa discrepância de resultados requer ainda análise mais detida. Mas mesmo supondo que a PAD esteja correta ao não identificar desigualdades de renda, não é possível dizer que os recursos familiares de capital econômico não impactam as possibilidades de progressão escolar em Minas. Ora, uma leitura cuidadosa deste comportamento deve sempre vir acompanhada de uma discussão sobre a *qualidade*

¹⁸ Por se tratar de um resultado incomum, foram feitos testes com diferentes medidas da renda, tais como: renda domiciliar per capita medida em salários mínimos (R\$ 465) e também medida da forma convencional, como uma variável contínua aberta. Ademais, a variável foi inserida no modelo selecionando os casos de pessoas com renda zero e pessoas sem renda zero. Porém, para todos os testes verificou-se ausência de efeito. Dadas as informações relativas à qualidade de ajuste dos modelos (Cf. Apêndice de Análise de Dados), acredita-se também que esse resultado não está associado a limites do mesmo. Ainda assim, ressaltamos que esses resultados encontrados devem ser vistos com cautela. Estamos certos, no entanto, que não decorrem de efeitos ou de problemas de desenho amostral, uma vez que PAD e PNAD convergem muito nos resultados.

da educação obtida e também sobre o *desempenho escolar* dos jovens. A maior disponibilidade de recursos de capital econômico nas famílias possibilita o acesso a escolas privadas ou públicas, de melhor qualidade, não raro localizadas em regiões valorizadas. Noutras palavras, podem emergir desigualdades qualitativas dentro de um mesmo nível de ensino ainda que atraso escolar e oportunidades de acesso tenham peso reduzido. Há ainda que ressaltar que a condição socioeconômica não é mensurada apenas pela renda. Outros tipos de recursos (como capital cultural ou social) certamente estão muito associados ao capital econômico, mas possuem grande parcela de independência desse. Assim, quando se controla os efeitos da renda por esses outros recursos, a importância dessa, *stricto sensu*, diminui – sem que isso signifique a perda de importância das características de origem.



7. Considerações finais

Apresentamos neste *paper* uma discussão sobre as desigualdades de oportunidades educacionais e sobre as formas de estudá-la utilizando os modelos de transições escolares propostos por Robert Mare (1980 e 1981) e já muito replicados no Brasil. Esses modelos requerem a disponibilidade de variáveis de origem socioeconômica e *background* familiar, que raramente estão presentes nos bancos de dados de acesso público. A solução encontrada por muitos autores é abordar apenas a população de 6 a 19 anos, em idade escolar e que ainda reside com os pais. Deste modo, numa pesquisa domiciliar, é possível tomar as características dos pais residentes como indicadoras das dimensões necessárias para a análise.

Ocorre que tal estratégia é bastante problemática, tendo em vista que o grupo estudado está num contínuo processo de escolarização: muitas vezes a não consecução de uma determinada transição não diz respeito à falta de acesso à escola e às desigualdades permanentes de oportunidades, mas sim ao atraso escolar e a interrupções transitórias do processo de escolarização. Certamente esses últimos são também importantes tipos de desigualdade – mas que devem ser analiticamente separados para o uso dos modelos.

Nossa solução foi adotar a estimação de valores preditos e o cálculo de *first differences*, em substituição à leitura tradicional dos coeficientes de regressão. Esse caminho nos permitiu o uso dos modelos de Mare, tanto para tratar do que denominamos desigualdades permanentes de acesso, quanto das dinâmicas de atraso escolar. Mostramos que os resultados tradicionais podem ser problematizados e enriquecidos desta forma e que muitas vezes os coeficientes de regressão ocultam transformações nos padrões de desigualdade (que pode passar de problemas no acesso para problemas de atraso).

A análise de variáveis selecionadas mostrou que, em geral, durante o período de 1989 a 2009, ambos os tipos de desigualdade se reduziram nas duas primeiras transições. Na terceira (completar o Fundamental II) e na quarta (completar o Médio), isso não é necessariamente verdade. Observamos que, no caso das desigualdades por situação censitária, a queda da seletividade em T1, T2 e T3 gerou um contingente efetivo de elegíveis ao ensino médio e à sua conclusão – o que evidenciou limites da abrangência do sistema escolar no âmbito rural, frente ao urbano. Com respeito às desigualdades de gênero, confirmamos achados de outros estudos, que mostraram que o *gap* escolar favorece hoje as mulheres. Na T3, não vemos mostras da redução dessa desigualdade: ela apenas mudou

de forma, transformando-se principalmente numa questão de atraso. Na T4, a distância entre homens e mulheres parece aumentar (tanto pela PNAD como pela PAD). Em Minas, diferentemente do que Fernandes (2005) observou para o Brasil, encontramos consistente redução nas desigualdades em T1 e T2 – embora não tenha havido qualquer alteração substantiva para T3 e T4.

Com respeito à variável renda, o período de 1989 a 2009 trouxe uma queda substantiva das desigualdades para T1 e T2. As análises com a PNAD mostram, no entanto, que a barreira da terceira transição continua elevada e significativa – mas com expressivos sinais de alteração no tempo, que anteriormente não eram captados pelos coeficientes de regressão. Passamos de uma desigualdade de acesso para uma desigualdade majoritariamente de atraso. Na quarta transição, o quadro permanece constante. Os resultados obtidos através da PAD, no entanto, apresentam ausência de efeito da renda em todas as transições (divergindo então da PNAD para T3 e T4). Esse quadro deve ser ainda investigado do futuro. Mas ressaltamos que, ainda que as desigualdades de renda para acesso e atraso possam ter sido minimizadas (supondo que a PAD esteja correta), isso não implica ausência dos efeitos de background familiar. O status socioeconômico é sempre multidimensional: diz respeito à posição política, aos recursos em termos educacionais e culturais, além da força e amplitude das relações sociais nas quais um indivíduo ou uma família estão imbricados (seu capital cultural). Essas outras dimensões possibilitam vantagens diretas sobre as chances de transição, mas também inúmeros outros ganhos: melhor desempenho escolar, acesso à educação de melhor qualidade etc.

Minas Gerais é um caso dentre outros que poderiam ser estudados – e que permitiriam igualmente a aplicação de nossa metodologia. Como afirmamos na seção de revisão sobre as reformas educacionais, um estudo como este não tem o poder de associar a mudança no estado das desigualdades aos efeitos positivos e negativos que poderiam decorrer de ações ou políticas públicas. Mas as reformas nos fornecem um panorama sobre a realidade à qual nos referimos e nos indicam os objetivos que os governos delinearam para si mesmos durante o período estudado. A ênfase nas medidas de correção de fluxo e progressão escolar ilustram muito bem esse tipo de prioridade. Nossas conclusões mostram que ainda há muito caminho a ser percorrido pelos gestores de projetos educacionais e por aqueles que reivindicam melhores condições de ensino. O modelo aplicado aqui mostra os pontos em que o atraso escolar ainda é um grande problema e onde desigualdades inexistentes foram erigidas. Deste modo, além dos ganhos analíticos, espera-

mos que nossos resultados possam também ter potencial estratégico para a melhoria das condições de educação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ASSIS, M. A. Educação e Desigualdade em Minas Gerais: um diagnóstico a partir das transições educacionais. Dissertação de Mestrado. Escola de Governo Paulo Neves de Carvalho da Fundação João Pinheiro, Belo Horizonte, 2012.
- AUGUSTO, M. H. O. G As Reformas Educacionais e o “Choque De Gestão”: a precarização do trabalho docente. In: **28ª Reunião a Associação Nacional de Pós-graduação em Educação (ANPED)**. Caxambú (MG). 16 a 19 de outubro de 2005..
- BOURDIEU, Pierre and JEAN-CLAUDE Passeron. *Reproduction in Education, Society and Culture*. London: SAGE Publications. 1977
- BRASIL, Ministério da Educação. **Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996**. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional.
- CASTRO, M. L. O. A Educação Brasileira nos dez anos da LDB. In: **Texto para discussão 33**. Consultoria Legislativa do Senado Federal: coordenação de estudos. Brasília, junho de 2007.
- FERNANDES, D. C. Estratificação educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras da cor. Prêmio IPEA 40 Anos – IPEA-CAIXA 2004 (Monografias Premiadas), Brasília, IPEA, 2005.
- GUIMARÃES, R. R. M.; RIOS-NETO, E. L. G. Desigualdade de Oportunidades Educacionais: seletividade e progressão por série no Brasil, 1986 a 2008. Trabalho apresentado no XVII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, realizado em Caxambu, MG de 20 a 24 de setembro de 2010.
- KELLSTEDT, Paul M. e WHITTEN, Guy D. *The Fundamentals of Political Science Research*. New York; London: Cambridge University Press, 2009.
- LUCAS, Samuel R. Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility and Social Background Effects. In: **The American Journal of Sociology**, vol. 106, no 6, 2001.
- MARE, R. Changes and Stability in Educational Stratification. In: **American Sociological Review**. vol. 46. n. 1 feb. 1981.
- MARE, R. Social Background and the School Continuation Decision. In: **Journal of the American Statistical Association** 75: 295-305. 1980.
- MENEZES, Ebenezer Takuno de; SANTOS, Thais Helena dos. "Sistema de ciclos" (verbete). In: **Dicionário Interativo da Educação Brasileira - EducaBrasil**. São Paulo: Midiamix Editora, 2002.
- MONT'ALVÃO, A. Estratificação Educacional no Brasil do Século XXI. In: **Dados – Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 54, n.1, 2011.
- PEDROSA, L. D.; SANFELICE, J. L. “Minas aponta o caminho”: o processo de reforma da educação mineira. In: **2º Seminário Nacional de Estado e Políticas Sociais no Brasil**. Cascavel (PR), 13 a 15 de outubro de 2005.
- RAFTERY, A. E.; HOUT, M. Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-1975. In: *Sociology of Education*, vol. 66, no 1, 1993.
- RIBEIRO, C. A. C. Desigualdade de Oportunidades Educacionais no Brasil: raça, classe e gênero. In: **Desigualdade de Oportunidades no Brasil**. Belo Horizonte: *Argumentvm*, 2009.
- RIBEIRO, C. A. Desigualdade de Oportunidades e Resultados Educacionais no Brasil. In: **Dados – Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, vol. 54, no 1, 2011.
- SHAVIT, W.; BLOSSFELD H-P. Persistent Inequality: A Comparative Study of Educational Attainment Thirteen Countries. In: **Boulder/San Francisco/Oxford**, Westview Press, 1993.
- VALLE SILVA, N. Expansão Escolar e Estratificação Educacional no Brasil, In HASENBALG, C. SILVA N. (Eds.), **Origens e Destinos: Desigualdades Sociais ao Longo da Vida**. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003.
- VALLE SILVA, N. V.; HASENBALG, C. Recursos familiares e transições educacionais. In: **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, p. 67–76, 2002.
- VALLE SILVA, N. V.; SOUZA, A. M.. Um modelo para a análise da estratificação educacional no brasil. In: **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v. 58, 1986.
- VILELA, E. COLLARES. A. C. M. Origens e destinos sociais: pode a escola quebrar essa relação? In: **Teoria e Sociedade**. Belo Horizonte. nº 17.2 - jul-dez. de 2009.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Boston: MIT Press, 2002.

Apêndice de Análise de Dados – Coeficientes de regressão

**Tabela A1 - Coeficientes dos Modelos de Transição Escolar
Minas Gerais, 1989, 1999 e 2009 – PNAD¹⁹**

	1989				1999				2009			
	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T3	T4
Constante	-20,281 ^x	-32,869 ^x	-87,151 ^x	-27,463	-20,316***	-38,452***	-87,349***	-326,956***	-22,823***	-41,658***	-90,264***	-370,325***
Sexo (masculino=1)	-0,282 ^x	-0,426 ^x	-0,521 ^x	-0,289	-0,291***	-0,699***	-0,467***	-0,354**	-0,237**	-0,348***	-0,669***	-0,509***
Raça (brancos=1)	0,395 ^x	0,505 ^x	0,613 ^x	0,354	0,392***	0,313***	0,38***	0,666***	0,065	0,076	0,4***	0,347**
Sexo do Chefe (masculino=1)	0,188	0,474 ^x	0,384 ^x	-0,39	0,159	0,342***	0,243***	0,432**	-0,025	0,199*	0,247**	-0,13
Nº de filhos do chefe	-0,104 ^x	-0,082 ^x	-0,056	0,006	-0,021	-0,121***	-0,041	-0,09*	-0,06	-0,11***	-0,07**	-0,059
Situação censitária (urbano=1)	0,443 ^x	0,881 ^x	1,167 ^x	-0,34	0,553***	0,737***	0,691***	-0,075	0,267*	0,317*	0,032	0,617***
Indicadora de Região Metropolitana (RMBH=1)	-0,002	-0,013	0,002	0,054	0,2**	0,159	-0,107	-0,339**	-0,209*	-0,112	0,231**	-0,467***
Indicadora do semestre de nascimento (2º semestre = 1)	-0,092	-0,092	-0,105	0,189	0,041	-0,084	-0,141*	-0,12	-0,139	0,036	0,112	0,24*
Idade	3,21 ^x	4,049 ^x	9,435 ^x	1,228	3,39***	5,147***	9,675***	34,25***	3,791***	5,519***	10,281***	38,975***
Idade ao quadrado	-0,108 ^x	-0,122 ^x	-0,262 ^x	0,009	-0,116***	-0,161***	-0,27***	-0,902***	-0,129***	-0,168***	-0,29***	-1,027***
Anos de estudo do chefe	0,166 ^x	0,178 ^x	0,164 ^x	0,084	0,056***	0,128***	0,114***	0,152***	0,085***	0,111***	0,098***	0,088***
Renda domiciliar per capita (em R\$ de 2009)	-0,003	0,015	0,035 ^x	0,024	0,005	0,006	0,06***	0,053***	0,013	0,003	0,047***	0,027*

*: Valor-P ≤ 0,10 (90% de confiança) / **: Valor-P ≤ 0,05 (95% de confiança) / ***: Valor-P ≤ 0,01 (99% de confiança)

**Tabela A2 - Coeficientes dos Modelos de Transição Escolar
Minas Gerais, 2009 – PAD-MG.**

	T1	T2	T3	T4
Situação Censitária (urbano/rural)	0,406***	0,485***	-0,008	0,440***
RP Rio Doce	-0,811***	-1,372***	-0,591***	-0,303
RP Zona da Mata	-1,152***	-0,934***	-0,395***	-0,359
RP Noroeste	-1,069***	-0,815***	-0,139	0,153
RP Central	-1,011***	-1,02***	-0,225	0,037
RP Sul	-0,473***	-1,119***	-0,41***	-0,122
RP Triângulo	-1,25***	-1,197***	-0,455***	-0,626***
RP Alto Paranaíba	-0,817***	-0,731***	-0,300	-0,34
RP Centro Oeste	-0,324	-0,844***	-0,414***	-0,173
RP Jequitinhonha	-0,434***	-0,835***	-0,305***	-0,137
RP RMBH	-0,94***	-0,85***	-0,148	-0,252
Sexo (Ref.: Feminino)	-0,129***	-0,429***	-0,467***	-0,389***
Cor (Ref.: Não Brancos)	0,100	0,142*	0,270***	0,675***
Idade	3,419***	4,212***	7,319***	27,268***
Idade x Idade	-0,116***	-0,124***	-0,202***	-0,711***
Escolaridade do Chefe	0,054***	0,083**	0,115***	0,088***
Renda domiciliar per capita (em R\$ 100)	0,000*	0,000	0,000***	0,000*
Sexo do Chefe do Domicílio (Ref.: Masculino)	-0,298***	0,098	0,232***	0,303***
Número de Filhos do Chefe do Domicílio	-0,057*	-0,096***	-0,139***	0,067*
Intercepto	-19,258***	-31,149***	-64,669***	-262,163***
Área sob Curva ROC	0,952	0,954	0,898	0,898
Percentual de Valores Corretamente Preditos				
Y=1	76,6%	81,2%	78,6%	91,6%
Y=0	97,5%	95,0%	86,3%	55,3%
Total	94,1%	91,0%	82,0%	83,8%
Total de casos (pessoas de 6 a 19 anos)	12.830			
Total de casos válidos por transição***:	11531	9698	6855	2986

¹⁹ Para o cálculo dos modelos de regressão foram utilizados pesos sem fator de expansão, que é dado pela seguinte expressão: $Peso\ ajustado = \frac{Peso\ expandido}{N} \times n$, onde N é o valor estimado para o total populacional (no caso da PAD, 19.272.158,643) e n é igual ao número de casos efetivamente observados na amostra (ou seja, 54.577). O peso sem expansão aplica as correções devidas à estratificação e pós-estratificação da amostra e não produz viés na significância estatística dos testes de hipótese. Nas PNADs de 1999 e 2009 aplicamos o desenho de amostragem complexa para o cálculo dos testes de significância