

# **Evolução das Desigualdades de Oportunidades Educacionais no Ensino Médio Brasileiro\***

Resultado de pesquisa finalizada

GT 25 – Educação e Desigualdade Social

Betina Fresneda

## **Resumo:**

O objetivo deste artigo é examinar as mudanças da desigualdade de oportunidades educacionais quantitativas e qualitativas no ensino médio brasileiro durante um período de mais de 20 anos de intensa expansão educacional. Foram utilizados dados das PNADs para estimar as chances de entrada e conclusão do ensino médio a partir de coortes de jovens, além das chances de frequência na rede privada de ensino médio. Os resultados não indicam mudanças significativas nas desigualdades de oportunidades educacionais para as transições no ensino médio. Observou-se ainda que a estratificação entre a rede pública e privada no ensino médio está cada vez mais marcada pela desigualdade de seus respectivos alunos, reforçando a dualidade de desempenho que caracteriza essas duas redes de ensino.

**Palavras-chave:** Expansão Educacional. Desigualdade Educacional. Ensino Médio.

\* O IBGE não se responsabiliza pelas opiniões, informações, dados e conceitos contidos neste artigo, que são de exclusiva responsabilidade dos autores. Todas as informações utilizadas cuja fonte seja o IBGE respeitaram rigorosamente o sigilo estatístico a que a Instituição está sujeita.

## **1. Introdução**

No cerne do modelo da escola moderna se encontram os ideais de igualdade inicial e de meritocracia que legitimam as desigualdades nas sociedades democráticas entre cidadãos formalmente iguais. Independentemente dos limites e controvérsias que envolvem esse modelo de justiça social, esses ideais foram mobilizados ao longo do século XIX como uma saída para a superação das hierarquias sociais baseadas no nascimento e na hereditariedade. Se a qualificação formal se tornou uma condição *sinequa non* para aceder às posições sociais mais valorizadas, o alongamento considerável da educação nos países ocidentais avançados, especialmente na Europa e nos Estados Unidos, nos últimos vinte anos, exerceu efeitos incertos e controversos sobre as desigualdades escolares.

Uma parcela cada vez maior passou a ter acesso a níveis de ensino antes restritos à camada mais privilegiada da população. Paradoxalmente, a origem socioeconômica não reduziu significativamente sua influência sobre as trajetórias escolares, isto é, o efeito das características dos pais nas chances de escolarização dos filhos permaneceu estável durante um longo período de expansão escolar (Jonsson, 1996; Raftery & Hout, 1993; Shavit & Blossfeld, 1993). Apesar de o processo de expansão educacional no Brasil ser incipiente se comparado com esses países, tendências similares foram encontradas para o caso brasileiro, sendo que em ocasiões de intensa recessão econômica, conforme foi observada na década de 80, as desigualdades de oportunidades educacionais ficaram ainda mais acentuadas. (Fernandes, 2005; Guimarães & Rios-Neto, 2010; Mont'Alvão, 2011; Ribeiro & Torche, 2010; Ribeiro,

2009, 2011; Souza, Ribeiro, & Carvalhaes, 2010; Torche, 2010; Valle Silva & Souza, 1986; Valle Silva, 2003).

O ensino médio é considerado uma etapa avançada do sistema educacional brasileiro, pois somente a partir da década de 1990 o país garantiu acesso universal ao ensino fundamental. Consequentemente, alcançaram-se níveis satisfatórios de frequência ao ensino médio apenas recentemente e a conclusão desse nível ainda está longe da universalização. Essa situação faz com que o ensino médio seja considerado um momento crucial da trajetória escolar, no qual o estudante e as famílias se deparam mais frequentemente com a escolha de seguir estudando ou entrar no mercado de trabalho. Além disso, de acordo com dados do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (Pisa) de 2009<sup>1</sup>, o Brasil é um dos 26 países analisados com maior desigualdade de desempenho entre a rede pública e privada, ficando atrás apenas do Catar, Quirguistão e Panamá. Essa dualidade é um aspecto relevante do sistema educacional brasileiro na medida em que os alunos de origem mais privilegiada que frequentam a rede privada acabam tendo mais chances de ingressar nas melhores universidades, que, nesses casos, são em geral públicas e gratuitas.

O objetivo deste artigo é, portanto, apresentar uma análise da evolução da desigualdade de oportunidades educacionais (DOE) quantitativa e qualitativa no ensino médio para os jovens brasileiros, tanto de acesso a esse nível quanto dos resultados alcançados por aqueles que nele ingressaram. Dessa forma, investigam-se de forma inédita as chances de conclusão do ensino médio a partir de coortes de jovens. Esse trabalho foi organizado em seis seções, incluindo essa introdução. Na segunda seção, constará uma breve contextualização das principais reformas educacionais brasileiras ocorridas após os anos 1970 e um resumo dos resultados empíricos de estudos realizados para o Brasil. Em seguida, na terceira seção, elaboram-se uma resenha das hipóteses teóricas que se debruçaram mais profundamente sobre as causas das mudanças temporais da DOE. A quarta seção conterá a descrição dos dados e o método utilizado. Em seguida, apresentar-se-ão os resultados na quinta seção. Finalmente, a sexta seção retomará os principais pontos desenvolvidos ao longo do capítulo.

## **2. Políticas educacionais e evidências empíricas para o Brasil**

A expansão educacional brasileira é resultado das principais reformas que incidiram sobre o sistema educacional, desde a década de 70, associadas a uma situação demográfica favorável que, a partir da década de 1990, diminuiu em quase um milhão de pessoas a população em idade escolar (Valle Silva, 2003). Elas podem ser agrupadas em quatro conjuntos de políticas educacionais relativamente articulados em função do seu contexto político e social (Franco, Alves, & Bonamino, 2007)

O primeiro conjunto de medidas, estabelecido pela lei n. 5.692/71, tornou compulsório o ensino de 1º grau, abrangendo o primário e o ginásial, ampliando de quatro anos para oito anos a escolaridade obrigatória. A segunda onda de políticas educacionais foi resultado da renovação dos quadros técnicos a partir da vitória da oposição ao governo militar nas primeiras eleições gerais para cargos executivos em 1982. O período foi caracterizado pelo crescimento das matrículas de 5ª a 8ª série, majoritariamente atendida pelas redes estaduais. Em relação ao orçamento, ocorreu uma evolução a partir da Emenda Calmon em 1983, atualizada pela constituição, que vinculou 18% do orçamento da União à educação e 25% dos orçamentos de Estados e municípios, além de instituir o salário-educação destinado exclusivamente à rede pública de ensino fundamental.

A terceira geração de políticas educacionais foi caracterizada, em termos gerais, pela universalização do acesso ao ensino fundamental. Para esse resultado, contribuiu, em especial, a criação do FUNDEF, em 1996, que determinou que o financiamento de estados e municípios

---

<sup>1</sup>Acesso setembro de 2012 <<http://www.pisa.oecd.org/dataoecd/6/43/48482894.pdf>>

dependesse do número de alunos matriculados no ensino fundamental e estipulou um piso por aluno, permitindo melhorias na redistribuição dos recursos e aprofundamento da municipalização. O apoio do MEC a programas de correção de fluxo a partir da década de 1990, visando reduzir os efeitos perversos e excludentes da reprovação em larga escala, também foi uma medida importante de democratização escolar. Em relação ao monitoramento da qualidade do ensino, foi feito um aprimoramento metodológico do SAEB.

Em termos gerais, no quarto conjunto de políticas, foi dada continuidade e aprofundamento às políticas anteriores. Com a criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (FUNDEB), colocado em vigor em 2006 pela nova Lei de Diretrizes e Bases da Educação, foi possível ampliar o FUNDEF, que passou a incluir a educação infantil e o ensino médio (tanto na modalidade regular quanto de jovens e adultos). Em 2006, a obrigatoriedade do ensino fundamental foi ampliada de 8 para 9 anos e, no ano seguinte, o Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE) deu clara ênfase ao ensino fundamental e definiu metas para a melhoria da qualidade a partir do Indicador de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB). Recentemente, destacou-se a aprovação da Emenda Constitucional (EC) nº 59 em 2009, que amplia progressivamente a obrigatoriedade da educação básica para a faixa de 4 a 17 anos, implicando no aumento significativo do número de vagas.

Todos esses conjuntos de políticas educacionais ampliaram o acesso à educação, especialmente nos níveis educacionais iniciais, fazendo com que a desigualdade de oportunidades educacionais (DOE) caísse ao longo das primeiras etapas do percurso escolar. Evidências nesse sentido foram encontradas pela maioria dos estudos empíricos que investigaram mudanças nas chances de transição escolar de forma condicional, isto é, considerando-se a cada transição apenas as pessoas cujo nível de escolarização anterior havia sido completado com sucesso. Além disso, esses estudos verificaram que as mulheres aumentaram sua vantagem nas chances de escolarização em relação aos homens ao longo do tempo, ao passo que as vantagens dos jovens de cor branca permaneceram relativamente estáveis e elevadas ao longo das gerações.

Inicialmente, esses estudos indicaram estabilidade da DOE para todas as transições (Fernandes, 2005) ou uma tendência declinante do efeito das características de origem somente nas chances de se completar a primeira 1ª série do ensino fundamental (Valle Silva, 2003). Estudos posteriores mostraram que ocorreu queda da DOE tanto para os quatro primeiros anos de estudo (Guimarães & Rios-Neto, 2010; Ribeiro, 2009) quanto para a conclusão do ensino fundamental. (Marteletto, Gelber, Hubert, & Salinas, 2012; Ribeiro, 2011; Torche, 2010). A maioria não encontrou tendência de queda da DOE para as transições no ensino médio, considerado uma etapa avançada do sistema educacional brasileiro. Esses resultados sugerem um possível deslocamento da seletividade escolar para os níveis mais elevados. O quadro 01 resume os resultados desses estudos, focando no efeito da variável que mede o capital cultural da família de origem nas chances condicionais de transição educacional.

A estratificação entre as redes de ensino pública e privada é um tema que foi incorporado em análises recentes da DOE para o Brasil. Frequentar escola privada apresenta efeito crescente ao longo das transições até a entrada na universidade, aumentando em quatro vezes as chances de completar o ensino médio e em quinze vezes as chances de ingressar na universidade em comparação com o ensino público (Ribeiro, 2011). Somado a isso, as chances de frequentar o ensino médio privado estão cada vez mais desiguais, pois jovens cujas mães eram menos escolarizadas tinham mais chance de frequentar a rede privada em 1982 do que em 2007 (Marteletto et al., 2012). Ocorreu um acentuado incremento das variáveis que medem as características de origem (educação do chefe e renda familiar *per capita*) nas chances de concluir o ensino médio na escola privada, ao passo que houve decréscimo do efeito dessas variáveis para a conclusão do ensino médio na escola pública (Mont'Alvão, 2011).

### 3. Hipótese teóricas para mudanças na DOE

As tendências da estratificação educacional são interpretadas à luz de teorias sobre mudanças temporais da DOE. De forma resumida, a teoria da industrialização sugere que a crescente racionalidade econômica, promovida pelo desenvolvimento industrial e pela burocratização, levaria à redução da associação intergeracional entre origem e destino mediada pela educação. Assim, as características herdadas ou atribuídas (“*ascriptive*”), como nível socioeconômico da família de origem, cor ou raça e sexo, cedem lugar às características meritocráticas ou adquiridas (“*achievement*”), isto é, aquelas associadas ao desempenho e à motivação sancionadas pelo sistema escolar. Como consequência, ocorreria a queda das desigualdades escolares. (Blau & Duncan, 1967; Parsons, 1970; Treiman, 1970). Por sua vez, os teóricos da reprodução não vislumbraram possibilidades de superação das desigualdades educacionais nos níveis não universalizados (Boudon, 1973; Bourdieu & Passeron, 1964, 1970; Bowles & Gintis, 1976; Collins, 1979). O principal argumento é que o sistema escolar confere êxito aos filhos das classes mais privilegiadas cujos códigos culturais e linguísticos provenientes do seu contexto familiar (capital cultural) coincidem com aqueles que são cobrados na escola, legitimando desigualdades herdadas. Somado a isso, os alunos de origem menos privilegiada interiorizam as probabilidades desiguais de sucesso escolar, conformando seus projetos educacionais e reproduzindo sua desvantagem educacional (Bourdieu & Passeron, 1964, 1970).

Por sua vez, para Boudon (1973), que adotou a teoria da escolha racional, o capital cultural herdado, refletido na escolaridade dos pais, seria determinante das desigualdades educacionais em um primeiro momento, isto é, ela faria parte de um efeito primário que atua no desempenho educacional e que tende a se reproduzir. Por outro lado, as chances de dar continuidade à trajetória escolar dependeriam também da estrutura de custos e benefícios com a qual as famílias se deparam os chamados efeitos secundários. Variações na estrutura de custos e benefícios que afetam a decisão das famílias levariam a distintos níveis de desigualdade educacional, independentemente das desigualdades de desempenho. A separação feita entre efeitos primários e secundários possibilitou a compreensão das variações no grau de estratificação educacional encontradas entre países e entre distintos sistemas educacionais, abrindo perspectivas, se não de eliminação, de redução dessas desigualdades, tanto em termos de acesso quanto de resultado escolar (Breen, Luijckx, Müller, & Pollak, 2005). Porém, ficou claro que, quanto mais desigual for a sociedade, mais irrealista será a missão do sistema escolar de reduzir a estratificação educacional, evidenciando os limites do papel da escola (Dubet, Duru-Bellat, & Véréttout, 2010; Dubet, 2010; Erikson & Jonsson, 1996).

A partir de Boudon (1973), uma série de teóricos desenvolvem hipóteses para a compreensão das mudanças da DOE resultantes da alteração da estrutura de custos e benefícios que envolvem as escolhas educacionais em distintas conjunturas, períodos, gerações, países, etc. (Breen et al., 2005; Raftery & Hout, 1993; Shavit & Blossfeld, 1993; Torche, 2010). Neste artigo, foram testadas duas hipóteses que previram um padrão específico de evolução das desigualdades de oportunidades educacionais (DOE), isto é, as mudanças do impacto da origem socioeconômica em relação às chances de escolarização.

A primeira denominada Desigualdade Maximamente Mantida (*Maximally Maintained Inequality*- MMI), prevê uma tendência de estabilidade no efeito da origem socioeconômica durante um período de intensa expansão escolar até que ocorra a saturação da demanda da classe mais privilegiada, o chamado “efeito teto”, considerando que a estrutura de custos e benefícios permaneça relativamente inalterada (*ceteris paribus*) (Raftery & Hout, 1993). De acordo com a segunda hipótese, denominada Desigualdade Efetivamente Mantida (*Effectively Maintained Inequality*- EMI), a expansão do sistema educacional leva por um lado à redução da DOE quantitativa quando determinado nível se aproxima da universalização, mas, por outro, a um recrudescimento das desigualdades qualitativas que incidem sobre esse nível (Lucas, 2001).

Espera-se que, no presente artigo, a evolução da DOE para a conclusão do ensino elementar (quatro primeiros anos no ensino fundamental) confirme a tendência de queda já apontada em estudos anteriores. Por sua vez, as transições escolares relativas à entrada e à conclusão do ensino médio são etapas avançadas no sistema escolar brasileiro, não sendo esperada uma queda significativa da DOE, segundo a hipótese MMI. Devido à inexistência do “efeito gargalo”, indicado pelo crescimento sistemático das taxas de transição e pela melhoria das condições macroeconômicas de emprego e renda nos anos 2000, também não se espera um aumento da DOE durante o período. De acordo com a hipótese “EMI”, a expansão escolar quantitativa pode levar ao aumento das desigualdades qualitativas, que, no caso brasileiro, significaria uma maior dificuldade de acesso à rede privada.

#### 4. Dados e Metodologia

Utilizaram-se os dados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para os anos de 1982 e de 1986 a 2009, fonte abrangente e confiável que permite acompanhar o desenvolvimento socioeconômico do país.

Para a análise das transições escolares, foram selecionados dos jovens de 18 a 25 anos de idade ao longo dos 23 anos analisados (1986 a 2009). O limite inferior de 18 anos de idade foi adotado para selecionar os jovens que já haviam ultrapassado a idade mínima para completar o ensino médio (por volta dos 17 anos de idade). O limite superior de 25 anos de idade sinaliza a idade a partir da qual a acumulação de escolaridade passa a ser menos intensa, isto é, uma proporção pequena de jovens com mais de 25 anos de idade adquire escolaridade de nível médio. De fato, aqueles que ainda não haviam ingressado ou completado o ensino médio após os 25 anos de idade por repetência ou abandono têm poucas chances de fazê-lo (Gomes-Neto & Hanushek, 1994). Caso consigam, as desigualdades educacionais tendem a crescer com a idade (Marteletto et al., 2012).

A tabela 1, em anexo, ilustra esse ponto acompanhando o nível de escolaridade da coorte nascida em 1979. A proporção de pessoas com ensino médio completo e incompleto dessa coorte aumenta significativamente dos 18 aos 25 anos. Verifica-se um acréscimo de 21% e 58% na proporção das pessoas entre 20 e 25 anos de idade que ingressam e concluem o ensino médio, respectivamente. A partir dos 25 anos, o ganho de escolaridade de nível médio é menos intenso. É interessante notar o aumento do desvio padrão da média de anos de estudo com o aumento da idade, sugerindo que quanto maior a idade maior a tendência de desigualdade educacional. Logo, a exclusão da população acima de 25 anos na análise tem como consequência uma estimativa conservadora da desigualdade educacional para o restante da população.

Tende-se igualmente a gerar uma estimativa conservadora da DOE a partir da seleção dos jovens que ainda viviam no domicílio dos pais. Essa seleção foi necessária para acessar o efeito das características socioeconômicas da família de origem, implicando na perda da parte da população de jovens de 18 a 25 anos que já haviam saído da casa dos pais (apesar de esses jovens serem um grupo relativamente pequeno em relação ao total de jovens dessa faixa etária - em média 33% do total). Essa amostra pode levar a uma estimativa conservadora da DOE devido à maior homogeneidade das características da família de origem dos jovens filhos<sup>2</sup>. Entretanto, por se tratar de transições condicionais, o grupo selecionado para a transição no ensino médio já incorre em uma maior seletividade de seus membros, aproximando as taxas de transição condicionais para os dois grupos.

Com a finalidade de estimar os efeitos da situação socioeconômica de origem nas chances de transição condicionais, será adotado um modelo de regressão logística sequencial, comumente utilizado

---

<sup>2</sup>De fato, utilizando a PNAD de 1996 (ano para o qual as informações sobre origem social estavam disponíveis nos dois grupos – filhos e não-filhos), o efeito das características socioeconômicas de origem nas chances de transição educacional relativo à entrada e conclusão do ensino médio para os filhos foi menor do que para os não-filhos, sendo que essas diferenças entre os dois grupos não foram estatisticamente significantes.

nos estudos de desigualdades de chances educacionais via progressão escolar, também denominando “modelos de seletividade diferencial” (Mare 1980, 1981; Shavit e Blossfeld, 1993). Focalizar-se-á na passagem do fundamental ao ensino médio, isto é, nas chances de entrada no ensino médio dado que se tenha concluído o ensino fundamental (T1) e nas chances de conclusão do ensino médio dado que o jovem tenha ingressado nesse nível de ensino (T2). Além disso, com objetivo meramente comparativo, será apresentada a evolução da DOE para a conclusão dos quatro primeiros anos do ensino fundamental (T0).

Formalmente:

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \beta_0 + \sum_k \beta_{jk} X_{ijk} \quad (1)$$

Onde  $p_{ij}$  é a probabilidade observada para o indivíduo  $i$  de completar a  $j$ -ésima transição escolar (ingresso ou conclusão em determinado nível),  $X_{ijk}$  é o valor da  $k$ -ésima variável independente para aquele indivíduo naquela transição, e os  $\beta_{jk}$  são os coeficientes indicativos dos efeitos dessas variáveis sobre o logaritmo natural das chances desse indivíduo completar aquela transição.

As variáveis<sup>3</sup> incorporadas no modelo adotam, em grandes linhas as variáveis utilizadas por Silva (2003) e a classificação proposta por Ribeiro (2011) que identifica cinco dimensões: as condições econômicas da família do jovem, as características demográficas dos jovens, o capital cultural, o capital social disponível aos jovens filhos e o contexto regional do sistema escolar. A primeira dimensão foi medida por meio do status ocupacional do chefe<sup>4</sup> no domicílio onde o jovem era filho, usados como uma *proxy* da renda permanente e, logo, imune às variações bruscas de renda, especialmente recorrentes durante o período de inflação elevada. O status ocupacional foi codificado de acordo com o ISEI - *International Socio-Economic Index* (Ganzeboom, Treiman, & Graff, 1992) que ordena as ocupações levando em conta os valores médios de educação e renda. A opção pelo ISEI permite que se façam comparações com os estudos internacionais com alguns trabalhos anteriores (Ribeiro, 2011; Torche, 2010).

Em seguida, as variáveis de cor ou raça (base: brancos, excluindo-se indígenas e amarelos da classificação), sexo (base: mulheres) e idade controlam as características demográficas dos jovens. A terceira dimensão se limita às principais variáveis que afetam o capital cultural do jovem: educação do chefe no domicílio onde o jovem é filho<sup>5</sup>. A quarta dimensão procura captar aspectos da estrutura familiar que podem ser considerados *proxies* do capital social: número de irmãos e chefia feminina<sup>6</sup>. Por fim, tanto a região de residência (Sul, Sudeste e DF<sup>7</sup> vs. demais regiões) quanto a característica da área de residência (urbana vs. rural) serão usados como *proxies* das diferenças regionais do sistema escolar.

Com a finalidade de estimar a evolução do efeito da situação socioeconômica da família de origem nas chances de frequência nas distintas redes de ensino médio, utilizou-se um modelo de regressão logística com as mesmas variáveis independentes descritas acima. A variável dependente é uma variável binária que assume o valor “1” para a rede de ensino privada e “0” para a rede de ensino

<sup>3</sup> A estimação de uma sequência de modelos permitiu verificar que a versão mais completa, isto é, aquela que incluiu todas as variáveis propostas foi a mais adequada de acordo com o Teste de Wald e o teste da razão de verossimilhança.

<sup>4</sup> Denominou-se “chefe do domicílio” o indivíduo designado como pessoa de referência.

<sup>5</sup> Os anos de estudo do chefe foram considerados *proxy* do capital cultural da família, isto é, uma *proxy* do estoque de instrução familiar, como defendeu (Duru-Bellat & Kieffer, 2000).

<sup>6</sup> Essa variável foi utilizada em estudos anteriores (Marteleto et al., 2012; Mont’Alvão, 2011; Valle Silva, 2003), mas controla apenas em parte a estrutura familiar já que o número de famílias chefiadas por mulheres com cônjuge no domicílio têm aumentado nos últimos anos.

<sup>7</sup> O Distrito Federal (DF) foi incluído nas regiões de referência por se destacar tanto em termos de média de escolaridade quanto pelo elevado padrão de vida.

pública. Utilizando as PNADs de 1982 e dos anos 2000 (2001 a 2009), foram selecionados os jovens de 15 a 19 anos de idade que eram filhos no domicílio. Em anexo, o quadro 2 resume as variáveis utilizadas nas análises e as tabelas 2 a 4 sumarizam suas respectivas estatísticas descritivas.

## 5. Resultados

O gráfico 1, em anexo, evidencia o aumento crescente de escolarização dos jovens de 18 a 25 anos. A taxa de participação, nesse gráfico, se refere à proporção dos jovens que haviam concluído o ensino elementar, ingressado no ensino médio ou concluído esse nível em relação ao total da faixa etária selecionada. Durante o período analisado, houve uma elevação de 43 e de 38 pontos percentuais na taxa de participação para a entrada e conclusão no ensino médio, respectivamente. O acesso aos anos iniciais do ensino fundamental estava praticamente universalizado entre esses jovens no final do período. É interessante notar que, apesar de as principais reformas do sistema educacional brasileiro terem sido iniciadas no início da década de 1960, apenas em meados dos anos 1990 verificou-se um aumento contínuo de jovens que haviam entrado ou concluído o ensino médio. As taxas de transição condicionais, retratadas no gráfico 2, também evidenciam o incremento da proporção de jovens que haviam realizado as transições analisadas, considerando que eles haviam completado com sucesso as etapas anteriores (entrada no ensino médio, dado que concluíram o ensino fundamental (T1) e conclusão do ensino médio, dado que ingressaram nesse nível de ensino (T2)).

Os gráficos 3 e 4 mostram a distribuição dos estudantes de 15 a 18 anos no ensino médio por rede de ensino (pública e privada) e estrato de renda domiciliar *per capita*. Observa-se um quadro invertido para as duas redes: enquanto na rede pública a maioria dos estudantes pertencia aos 40% mais pobres, na rede privada a maioria dos estudantes pertencia aos 10% mais ricos. Ocorreu um aumento significativo da proporção de estudantes cuja renda familiar *per capita* pertencia aos 40% mais pobres na rede pública, enquanto que essa proporção praticamente não se alterou na rede privada. A visível democratização escolar do ensino médio público, que absorveu grande parte da demanda por esse nível, é um indício de que as chances de frequentar a rede privada se tornaram cada vez mais seletivas.

Os principais resultados obtidos pelo modelo de transição educacional para os indivíduos de 18 a 25 anos entre 1986 e 2009 em relação à conclusão dos quatro primeiros anos do ensino fundamental (T0) podem ser observados na Tabela 5, em anexo. Nesse caso, verifica-se uma tendência de arrefecimento do efeito das variáveis que medem as características socioeconômicas da família do jovem, especialmente da educação do chefe, isto é, da variável que mede o capital cultural do jovem e cujo efeito é mais intenso, conforme evidencia o Gráfico 1<sup>8</sup>. Em 2009, cada ano a mais de estudo do chefe aumentava em 18% as chances de os jovens filhos completarem com sucesso o ensino elementar. Esse valor era 35% em 1986, ou seja, um efeito duas vezes maior, significando uma queda lenta, mas consistente no efeito dessa variável. Esses resultados corroboram aqueles encontrados em estudos anteriores (Guimarães & Rios-Neto, 2010; Ribeiro, 2009, 2011). Além disso, a evolução da DOE para o ensino elementar é consistente com a hipótese “MMI”, isto é, tudo mais mantido constante, a saturação da demanda da elite leva à queda temporal da DOE, como era esperado no caso da conclusão dos quatro primeiros anos do ensino fundamental.

Por sua vez, a evolução temporal da DOE na entrada e conclusão do ensino médio não apresenta uma tendência de queda, como previsto pela hipótese MMI (ver Tabelas 6 e 7). A média entre 1986 e 2009 do efeito percentual dos coeficientes relativos à “educação do chefe” ficou em torno de 13% no

<sup>8</sup>Os gráficos exibem, ano a ano, os exponenciais dos coeficientes do modelo subtraídos de uma unidade e multiplicados por 100, resultando no valor percentual do efeito do coeficiente. Foram incluídos nos gráficos apenas os coeficientes significativos, com os seus respectivos intervalos de confiança. Além disso, foram adicionadas linhas lineares de tendência com o objetivo de facilitar a visualização das mudanças ao longo do período analisado.

caso da entrada no ensino médio e em cerca de 9% para a conclusão do ensino médio, de acordo com o Gráfico 2. A evolução do efeito da variável que indica o status ocupacional do chefe segue uma tendência similar àquela indicada pela variável “educação do chefe” para as duas transições, isto é, não exibe mudanças significativas durante o período analisado. O efeito dessa variável perde poder explicativo para a conclusão do ensino médio, como esperado no caso de transições mais avançadas (Mare, 1980, 1981).

Ao longo das transições, tanto o efeito da variável educação do chefe quanto o da variável status ocupacional do chefe apresentaram tendência decrescente, isto é, confirmam a queda do efeito das características socioeconômicas de origem à medida que se avança na progressão escolar de acordo com a hipótese de seletividade diferencial (Mare, 1980, 1981). O Gráfico 3 evidencia a tendência de estabilidade temporal do efeito do capital cultural para as transições no ensino médio em comparação com a transição no ensino elementar.

O efeito estimado da variável que controla o sexo do jovem cai ao longo das transições e indica um aumento da vantagem das mulheres, especialmente para a conclusão do elementar. A vantagem feminina nas chances de transição e o incremento dessa vantagem ao longo das coortes já haviam sido encontrados em estudos anteriores (Fernandes, 2005; Marteleto et al., 2012; Ribeiro, 2009, 2011; Valle Silva, 2003). O aumento do contingente de jovens não-brancos que realizaram com sucesso as transições para o ensino médio não foi suficiente para atenuar significativamente o efeito dessa variável nas chances de transição condicional durante os vinte anos analisados. Isso porque o efeito da variável cor ou raça tende a persistir ao longo das gerações. Além disso, o efeito dessa variável não cai ao longo das transições, contrariando a hipótese de queda desse efeito para transições mais avançadas e confirmando a especificidade da variável cor ou raça para o caso brasileiro, já ressaltada por outros estudos (Fernandes, 2005; Ribeiro, 2009; Valle Silva & Souza, 1986; Valle Silva, 2003). A vantagem do jovem branco é, em média, mais significativa para a conclusão do que para a entrada no ensino médio, algo que não havia sido explorado em estudos anteriores.

Os resultados do modelo logístico relativo à frequência na rede privada de ensino médio estão de acordo com a hipótese “EMI”. Tanto o efeito do capital cultural da família de origem (medido por meio dos anos de estudo do chefe do domicílio no qual o jovem era filho) quanto do capital econômico (medido por meio do status ocupacional do chefe do domicílio no qual o jovem era filho) sofreram um acréscimo significativo entre 1982 e os anos 2000 nas chances de o jovem frequentar o ensino médio na rede privada. Verifica-se um aumento de 16 pontos percentuais entre o efeito da escolaridade do chefe em 1982 e a média desse efeito nos anos 2000, como pode ser visualizados no Gráfico 4. Esse resultado confirma aquele encontrado por Marteleto et al (2012), evidenciando a persistência da desigualdade qualitativa de oportunidades educacionais para a década de 2000, após o elevado incremento das mesmas a partir 1982. Do mesmo modo, os efeitos do status ocupacional do chefe apresentaram tendência crescente ao longo do período, elevando em quase quatro vezes seu efeito de acordo com o Gráfico 5. Esses resultados indicam que não ocorreu uma substituição da DOE quantitativa pela qualitativa no ensino médio brasileiro, levando a crer que esse seria um caso mais extremo da hipótese EMI no qual houve um aprofundamento das desigualdades qualitativas antes mesmo que as desigualdades quantitativas começassem a arrefecer.

A variável “sexo” não foi significativa para a maioria dos anos analisados, ou seja, ela afeta pouco as chances de o jovem cursar o ensino médio privado. Ser branco aumenta significativamente as chances de estudar no ensino médio privado e essa vantagem tende a crescer ao longo dos anos 2000, sendo um indício de piora da desigualdade educacional qualitativa em relação a essa característica.



## Conclusão

Este trabalho apresentou um quadro geral da evolução das desigualdades educacionais no Brasil durante um período de mais de 20 anos, concentrando sua análise nas transições educacionais relativas ao ensino médio. Os resultados corroboram em grande parte aqueles já encontrados em estudos anteriores, que indicam a persistência temporal da DOE para esse nível de ensino, levando em conta o efeito do capital cultural. Apesar de ter sido incluído um período mais recente, durante o qual as taxas de transição no ensino médio vivenciaram seu maior crescimento, a DOE não apresentou tendência clara de decréscimo, sugerindo a validade da hipótese “MMI” para o caso brasileiro.

A vantagem das mulheres cresce ao longo das coortes, especialmente para a conclusão dos anos iniciais do ensino fundamental, e cai ao longo das transições. Por sua vez, os jovens brancos mantiveram sua vantagem relativamente estável ao longo do período analisado e, diferentemente do esperado, o efeito dessa característica não cai ao longo das transições educacionais. Esses resultados vão de encontro àqueles evidenciados por estudos anteriores (Fernandes, 2005; Marteleto et al., 2012; Ribeiro, 2009, 2011; Shavit & Blossfeld, 1993; Valle Silva, 2003).

Observou-se que as chances de frequência no ensino médio privado se tornaram cada vez mais desiguais, ou seja, o efeito das características de origem passou a ser mais determinante do tipo de ensino médio cursado. Além disso, foi incluída uma análise inédita das características de cor ou raça, evidenciando que a vantagem dos jovens brancos nas chances de frequência na rede privada de ensino médio cresceu significativamente durante o período analisado. A intensificação dessas desigualdades qualitativas do sistema educacional brasileiro é um indício dos sérios problemas de equidade que o permeiam. Isso significa que, no caso do ensino médio brasileiro, não ocorre uma substituição da DOE quantitativa pela qualitativa, levando a crer que esse seria um caso mais extremo da hipótese EMI no qual ocorre o aprofundamento das desigualdades qualitativas antes mesmo que as desigualdades quantitativas comecem a arrefecer.

Em linhas gerais, a persistência da desigualdade de chance educacional no ensino médio, independentemente da expansão desse nível de ensino, é um indício de que a estrutura de desigualdade que permeia as classes sociais tende a se reproduzir, levando em conta a manutenção relativa da estrutura de custos e benefícios entre as classes sociais. Dessa forma, as desigualdades escolares são um reflexo das desigualdades sociais e dificilmente a escola poderá reverter sozinha esse quadro a não ser que uma maior igualdade social seja promovida. Nas palavras de Erikson (1996),

“Large economic disparities between the different social classes result in a large amount of inequality of educational opportunities, while the decreasing income dispersions, the increasing economic prosperity and minor economic uncertainties (e.g. unemployment) contribute to fair opportunities within the educational systems.(p. 104)

## 6. Bibliografia

- Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley & Sons.
- Boudon, R. (1973). *L'Inégalité des Chances. La Mobilité Sociale dans les Sociétés Industrielles*. Paris: Armand Colin.
- Bourdieu, P., & Passeron, J. C. (1964). *Les Héritiers. Les Étudiant et la Culture*. Paris: Minuit.
- Bourdieu, P., & Passeron, J. C. (1970). *La Reproduction*. Paris: Minuit.
- Bowles, S., & Gintis, H. (1976). *Schooling in Capitalist America*. New York: Basic Books.
- Breen, R., Luijkx, R., Müller, W., & Pollak, R. (2005). Non-Persistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from eight European Countries. *American Journal of Sociology*, 114(5), 1475–1521.
- Collins, R. (1979). *The Credential Society: an Historical Sociology of Education and Stratification*. New York: Academic Press.
- Dubet, F. (2010). *Les Places et les Chances: Repenser la Justice Sociale*. Paris: Éditions du Seuil et La République des Idées.
- Dubet, F., Duru-Bellat, M., & Véréout, A. (2010). *Les sociétés et leur école : Emprise du diplôme et cohésion sociale*. Paris: Éditions du Seuil.
- Duru-Bellat, M., & Kieffer, A. (2000). La démocratisation de l'enseignement en France : polémiques autour d'une question d'actualité. *Population*, 55(1), 51–80.
- Erikson, R. (1996). Explaining Change in Educational Inequality: Economic Structure and School Reforms. In R. Erikson & J. O. Jonsson (Eds.), *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective* (pp. 95–112). Boulder, CO: Westview Press.
- Erikson, R., & Jonsson, J. O. (1996). *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder, CO: Westview Press.
- Fernandes, D. C. (2005). Estratificação Educacional, Origem Socioeconômica e Raça no Brasil: As Barreiras da Cor. In *Prêmio IPEA 40 anos – IPEA-CAIXA 2004: Monografias Premiadas* (pp. 23–72). Brasília: Ipea.
- Franco, C., Alves, F., & Bonamino, A. (2007). Qualidade de Ensino Fundamental: Políticas, suas Possibilidades, seus Limites. *Educação e Sociedade*, 28(100), 989–1014.
- Ganzeboom, H., TREIMAN, D. J., & Graff, P. de. (1992). A Standart International Socio-economic Index of Occupational Status. *Social Science Research*, 21, 1–56.

- Gomes-Neto, J. B., & Hanushek, E. (1994). Causes and Consequences of Grade Repetition: Evidence from Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 43(1), 117–148.
- Guimarães, R. R. M., & Rios-Neto, E. L. G. (2010). Desigualdade de Oportunidades Educacionais: Seletividade e Progressão por Série no Brasil. *Texto para discussão*. Belo Horizonte: CEDEPLAR.
- Jonsson, J. O. (1996). Stratification in Post-Industrial Society: Are Educational Qualifications of Growing Importance? In R. Erikson & J. O. Jonsson (Eds.), *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective* (pp. 113–143). Boulder, CO: Westview Press.
- Lucas, S. R. (2001). Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology*, 106(6), 1642–1690.
- Mare, R. D. (1980). Social Background and School Continuation Decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 295–305.
- Mare, R. D. (1981). Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review*, 46(1), 72–87.
- Marteleteo, L., Gelber, D., Hubert, C., & Salinas, V. (2012). Educational Inequalities among Latin American Adolescents: Continuities and Changes over the 1980s, 1990s and 2000s. São Francisco: Anais do Population Association of America (PAA).
- Mont'Alvão, A. (2011). Estratificação Educacional no Brasil do século XXI. *DADOS – Revista de Ciências Sociais*, 54(2), 389–430.
- Parsons, T. (1970). Equality and Inequality in Modern Society, or Social Stratification Revised. In E. O. Laumann (Ed.), *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s* (pp. 13–72). Indianapolis: Bobbs-Merrill.
- Raftery, E. A., & Hout, M. (1993). Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform and Opportunity in Irish Education, 1921-75. *Sociology of Education*, 66(1), 41–62.
- Ribeiro, C. A. C. (2009). Desigualdade de Oportunidades Educacionais no Brasil: Classe, Gênero e Raça. In C. A. C. Ribeiro (Ed.), *Desigualdade de Oportunidades no Brasil* (pp. 21–71). Belo Horizonte: Argvmentvm.
- Ribeiro, C. A. C. (2011). Desigualdade de Oportunidades e Resultados Educacionais no Brasil. *Dados*, 54(1), 41–87.
- Ribeiro, C. A. C., & Torche, F. (2010). Pathways of Change in Social Mobility: Industrialization, Education and Growing Fluidity. *Research in Social Stratification and Mobility*. doi:10.1016/j.rssm.2010.03.005
- Shavit, Y., & Blossfed, H.-P. (1993). *Persistent Inequality: a Comparative Study of Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder/San Francisco/Oxford: Westview Press.

- Souza, P. H., Ribeiro, C. A. C., & Carvalhaes, F. (2010). Desigualdade de Oportunidades no Brasil: Considerações sobre Classe, Educação e Raça. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 25(73), 77–100.
- Torche, F. (2010). Economic Crises and Inequality of Educational Opportunity in Latin America. *Sociology of Education*, 83(2), 85–110. doi:10.1177/0038040710367935
- Treiman, D. J. (1970). Industrialization and Social Stratification. In E. O. Laumann (Ed.), *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s* (pp. 207–234). Indianapolis: Bobbs-Merrill.
- Valle Silva, N. (2003). Expansão Escolar e Estratificação Educacional no Brasil. In N. Valle Silva & C. Hasenbalg (Eds.), *Origens e Destinos: Desigualdades Sociais ao Longo do Ciclo de Vida* (pp. 105–138). Rio de Janeiro: Topbooks.
- Valle Silva, N., & Souza, A. de M. (1986). Um Modelo para Análise da Estratificação Educacional no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, 58, 40–52.

## Anexos

Quadro 1) Resultados empíricos das tendências temporais da DOE para o Brasil

Autor	Metodologia	Período	Dados	Filtros	Conclusões Gerais
Silva (2003)	Regressão logística para cada ano	1981-1999	PNADs 1981, 1990 e 1999	Jovens filhos de 6 a 19 anos	Queda da DOE para a conclusão do primeiro ano de escolaridade e estabilidade da DOE para a conclusão do ensino elementar e do fundamental.
Fernandes (2005)	Regressão logística para cada ano	1907-1988	PNAD 1988	Chefes e cônjuges com 25 anos ou mais	Tendência geral de estabilidade da DOE para todas as transições estudadas.
Guimarães e Rios-Neto (2010)	Regressão logística para cada ano	1986-2008	PNADs 1986, 1999 e 2008	Jovens filhos de 7 a 29 anos	Tendência geral de queda da DOE para as transições até a conclusão do ensino elementar. Manutenção da DOE até a conclusão do fundamental e aumento da DOE a partir da entrada no ensino médio. Conclusão válida eliminando-se o ano de 1999.
Ribeiro (2009)	Regressão logística combinada	1957-1996	PPV 1996	Indivíduos de 25 a 64 anos	Tendência de queda da DOE para a conclusão do primeiro ano de escolaridade e para a conclusão do ensino elementar. Estabilidade da DOE para a conclusão do ensino fundamental e médio. Aumento da DOE para a entrada no ensino superior.
Torche (2010)	Regressão logística ordenada	1966-1996	PPV 1996	Indivíduos com 26 anos ou mais	Tendência geral de queda da DOE para a conclusão do fundamental e entrada no ensino médio. Aumento da DOE para conclusão do ensino médio e entrada no ensino pós-médio.
Ribeiro (2011)	Regressão logística sequencial	1969-2008	PDSO 2008	Indivíduos de 25 a 64 anos	Tendência de queda da DOE para o ensino elementar e para o ensino fundamental.
Mont'Alvão (2011)	Regressão logística multinomial	2001-2007	PNADs 2001, 2004 e 2007	Jovens filhos de 17 a 25 anos	Tendência de aumento da DOE para conclusão do ensino médio na rede privada e estabilidade da DOE para conclusão do ensino médio na rede pública.
Marteleto <i>et al.</i> (2012)	Regressão logística para cada ano	1980-2000	PNADs de 1982, 1992 e 2007	Jovens filhos de 15 a 18 anos	Tendência de queda da DOE para a conclusão do ensino fundamental e pequena redução da DOE para a entrada no ensino médio.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 1) Proporção de pessoal por nível de escolaridade e idade da coorte nascida em 1979 – Brasil.

Indicador	Idade			
	18	20	25	30
Proporção da coorte com:				
Ensino elementar completo ou mais	81,79	85,53	86,04	88,59
Ensino fundamental completo ou mais	43,46	54,96	62,84	66,67
Ensino médio incompleto ou mais	31,31	43,97	53,27	57,88
Ensino médio completo ou mais	12,07	28,58	45,09	52,21
Ensino superior completo ou incompleto	0,79	7,10	14,63	18,29
Média de anos de estudo	6,50	7,47	8,36	8,89
Desvio padrão	3,21	3,51	4,07	4,13

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1997, 1999, 2004 e 2009

Elaboração própria

Tabela 2) Média, proporção e desvio padrão (DP) das variáveis T(1) com peso ponderado: pessoas de 18 a 25 anos, filhos no domicílio, que haviam completado o ensino fundamental -Brasil de 1986 a 2009

Ano	X <sub>1</sub> - Sexo (mulher)	X <sub>2</sub> - Cor (Branca)	X <sub>3</sub> - Idade	X <sub>4</sub> - Número de irmãos	X <sub>5</sub> - Chefia feminina	X <sub>6</sub> - Educação do chefe	X <sub>7</sub> - Status ocup. do chefe	X <sub>8</sub> - Área (urbana)	X <sub>9</sub> - Região	[N]
1986	49%	71%	21,06	2,58	18%	5,14	38,69	92%	74%	10671,92
(DP)			2,15	1,95		4,16	17,31			
1987	49%	70%	21,12	2,48	19%	5,11	38,53	93%	74%	10857,23
(DP)			2,18	1,90		4,20	17,34			
1988	50%	67%	21,12	2,42	19%	5,17	38,16	91%	72%	11062,08
(DP)			2,21	1,86		4,27	17,26			
1989	51%	69%	21,15	2,38	19%	5,27	38,99	91%	72%	11140,63
(DP)			2,24	1,83		4,28	17,37			
1990	52%	67%	21,08	2,26	19%	5,26	38,75	91%	71%	11257,82
(DP)			2,22	1,78		4,21	16,95			
1992	51%	66%	21,05	2,18	21%	5,56	37,88	93%	71%	11373,02
(DP)			2,20	1,67		4,41	17,33			
1993	51%	66%	20,99	2,07	22%	5,66	37,75	92%	71%	11779,42
(DP)			2,22	1,59		4,41	17,61			
1995	50%	66%	21,03	1,98	21%	5,92	38,04	92%	71%	13274,54
(DP)			2,22	1,54		4,51	17,59			
1996	51%	67%	20,92	1,91	22%	6,02	37,47	92%	71%	14248,86
(DP)			2,21	1,48		4,48	17,49			
1997	51%	65%	20,91	1,82	23%	6,14	37,70	92%	71%	15227,47
(DP)			2,22	1,41		4,55	17,68			
1998	51%	64%	20,86	1,82	24%	6,37	37,97	92%	71%	16881,51
(DP)			2,20	1,41		4,60	17,73			
1999	51%	64%	20,81	1,78	24%	6,37	37,23	91%	70%	18498,19
(DP)			2,19	1,38		4,54	17,52			
2001	50%	62%	20,83	1,66	25%	6,53	36,98	93%	69%	22355,27
(DP)			2,18	1,32		4,56	17,32			
2002	50%	61%	20,90	1,63	26%	6,61	37,27	92%	68%	24013,49
(DP)			2,17	1,32		4,58	17,14			
2003	48%	59%	20,98	1,62	27%	6,67	36,59	92%	68%	25484,63
(DP)			2,19	1,32		4,55	17,03			
2004	49%	57%	21,02	1,58	28%	6,60	36,42	91%	66%	26645,10
(DP)			2,20	1,31		4,59	17,87			
2005	48%	56%	21,06	1,54	29%	6,72	36,23	90%	66%	27917,88
(DP)			2,23	1,27		4,55	16,70			
2006	48%	56%	21,09	1,49	30%	6,92	36,40	90%	66%	28387,55
(DP)			2,24	1,27		4,59	16,88			
2007	48%	55%	21,08	1,42	33%	7,02	36,19	90%	64%	27445,52
(DP)			2,25	1,24		4,58	17,93			
2008	47%	53%	21,07	1,39	35%	7,09	35,35	89%	63%	26704,46
(DP)			2,23	1,25		4,60	18,27			
2009	48%	53%	21,09	1,34	36%	7,28	36,05	89%	63%	26765,94
(DP)			2,23	1,20		4,60	17,68			

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

Tabela 3) Médias, proporções e desvio padrão (DP) das variáveis T(2) com peso reponderado: pessoas de 18 a 25 anos, filhos no domicílio, que haviam ingressado no ensino médio - Brasil de 1986 a 2009

Ano	X <sub>1</sub> - Sexo (mulher)	X <sub>2</sub> - Cor (Branca)	X <sub>3</sub> - Idade	X <sub>4</sub> - Número de irmãos	X <sub>5</sub> - Chefia feminina	X <sub>6</sub> - Educação do chefe	X <sub>7</sub> - Status ocup. do chefe	X <sub>8</sub> - Área (urbana)	X <sub>9</sub> - Região	[N]
1986	51%	73%	21,16	2,45	17%	5,73	40,71	93%	73%	7916,18
(DP)			2,13	1,89		4,35	17,89			
1987	52%	72%	21,24	2,37	18%	5,73	41,00	95%	72%	8091,30
(DP)			2,17	1,84		4,40	17,91			
1988	53%	69%	21,27	2,31	18%	5,75	40,43	93%	72%	8286,44
(DP)			2,19	1,80		4,46	17,90			
1989	53%	71%	21,28	2,27	19%	5,86	41,47	93%	71%	8278,60
(DP)			2,24	1,79		4,46	17,96			
1990	54%	69%	21,18	2,15	18%	5,84	40,96	93%	71%	8507,17
(DP)			2,21	1,72		4,38	17,47			
1992	53%	69%	21,14	2,07	21%	6,16	39,90	94%	70%	8493,79
(DP)			2,20	1,60		4,59	18,02			
1993	53%	69%	21,05	1,97	21%	6,23	39,81	94%	71%	8943,52
(DP)			2,22	1,51		4,56	18,23			
1995	53%	69%	21,10	1,89	20%	6,48	40,01	93%	71%	10305,69
(DP)			2,21	1,49		4,62	18,17			
1996	53%	69%	20,99	1,84	21%	6,51	39,08	93%	71%	11226,12
(DP)			2,21	1,42		4,59	17,97			
1997	53%	68%	20,97	1,75	22%	6,68	39,47	93%	72%	12178,15
(DP)			2,21	1,35		4,64	18,21			
1998	53%	67%	20,91	1,75	23%	6,89	39,60	93%	71%	13692,16
(DP)			2,20	1,35		4,66	18,17			
1999	53%	66%	20,86	1,72	23%	6,83	38,76	92%	71%	15328,60
(DP)			2,19	1,33		4,62	17,92			
2001	52%	64%	20,87	1,60	25%	6,92	38,19	94%	70%	19163,48
(DP)			2,17	1,26		4,61	17,68			
2002	51%	63%	20,94	1,58	26%	7,01	38,44	93%	70%	20715,59
(DP)			2,16	1,26		4,61	17,46			
2003	50%	61%	21,03	1,57	26%	7,06	37,75	93%	69%	22201,69
(DP)			2,18	1,27		4,57	17,33			
2004	51%	59%	21,07	1,52	27%	6,98	37,64	92%	68%	23258,55
(DP)			2,19	1,25		4,60	18,18			
2005	50%	58%	21,12	1,49	29%	7,08	37,27	91%	67%	24581,87
(DP)			2,23	1,21		4,57	16,94			
2006	50%	57%	21,15	1,44	30%	7,26	37,41	92%	67%	25290,36
(DP)			2,23	1,22		4,59	17,13			
2007	50%	56%	21,13	1,37	33%	7,35	37,23	91%	65%	24374,17
(DP)			2,24	1,18		4,58	18,20			
2008	49%	55%	21,12	1,35	34%	7,39	36,29	91%	64%	23944,51
(DP)			2,23	1,20		4,58	18,51			
2009	50%	55%	21,12	1,30	35%	7,55	36,93	90%	64%	24159,18
(DP)			2,22	1,16		4,59	17,91			

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

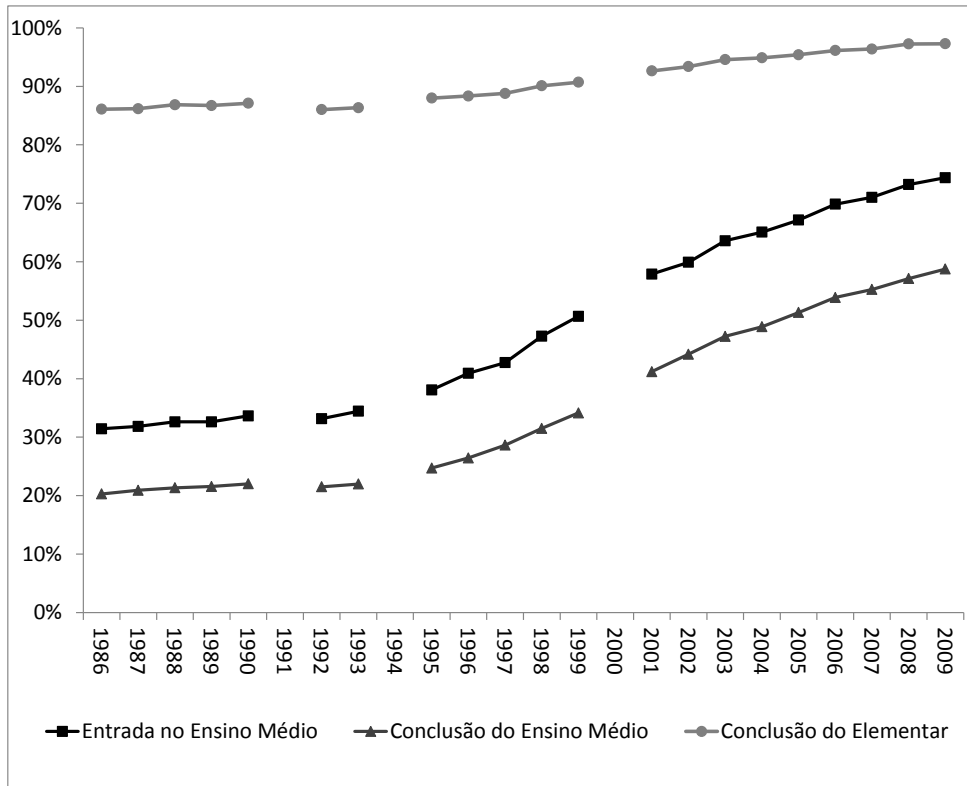


Tabela 4) Médias, desvios-padrão e proporções da amostra com peso reponderado por variável. Pessoas de 15 a 19 anos, Brasil, 2001 a 2009

Anos	X <sub>1</sub> - Sexo (mulher)	X <sub>2</sub> - Cor (Branca)	X <sub>3</sub> - Idade	X <sub>4</sub> - Número de irmãos	X <sub>5</sub> - Chefia feminina	X <sub>6</sub> - Educação do chefe	X <sub>8</sub> - Status ocup. do chefe	X <sub>10</sub> - Área (urbana)	X <sub>11</sub> - Região	[N]
1982	55%	75%	17,10	2,54	13%	5,88	41,95	93%	73%	1770,5
(SD)			1,24	2,03		4,35	18,06			
2001	53%	62%	16,80	1,71	20%	6,89	36,82	91%	69%	11055,7
(SD)			1,25	1,25		4,47	16,85			
2002	53%	61%	16,74	1,66	21%	6,97	37,13	91%	68%	11594,4
(SD)			1,24	1,25		4,46	16,77			
2003	52%	58%	16,72	1,67	22%	6,85	36,00	90%	68%	12413,4
(SD)			1,23	1,27		4,39	16,43			
2006	53%	54%	16,64	1,58	25%	7,18	35,71	88%	64%	12525,2
(SD)			1,20	1,24		4,42	16,23			
2004	53%	57%	16,69	1,61	23%	6,98	36,06	89%	66%	12605,8
(SD)			1,22	1,24		4,42	17,37			
2005	53%	55%	16,66	1,62	24%	7,05	35,92	88%	65%	12728,7
(SD)			1,21	1,26		4,46	16,27			
2007	52%	53%	16,60	1,52	27%	7,29	35,76	86%	62%	11951,0
(SD)			1,20	1,23		4,42	17,51			
2008	52%	51%	16,59	1,48	30%	7,40	34,75	86%	62%	12190,0
(SD)			1,19	1,22		4,47	18,07			
2009	53%	50%	16,56	1,46	31%	7,43	34,92	85%	61%	12216,8
(SD)			1,18	1,22		4,45	17,00			

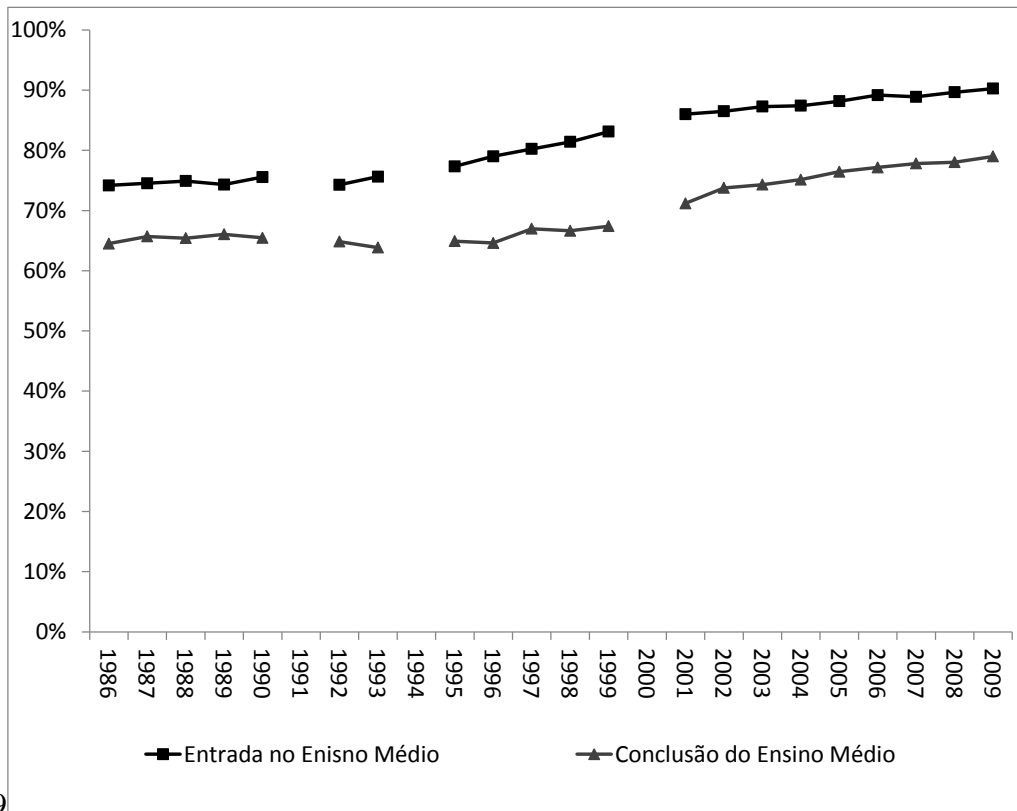
Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

Gráfico 1) Taxa de Participação (Entrada e Conclusão no Ensino Médio) dos Jovens de 18 a 25 anos, filhos no domicílio – Brasil 1986 a 2009



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009.  
Elaboração própria.

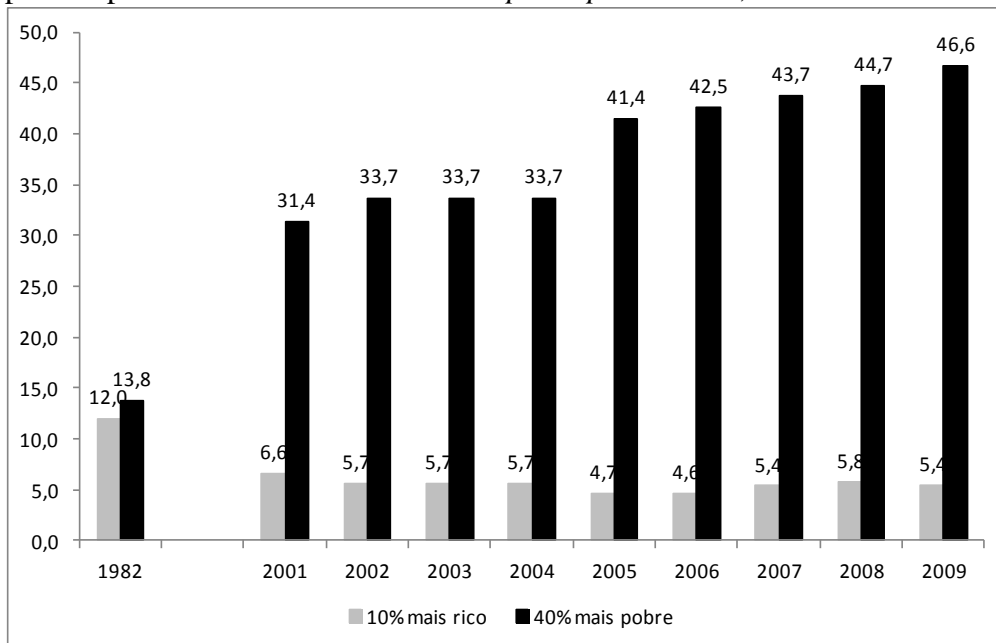
Gráfico 21) Taxas de transição escolar condicional (T1 e T2) para pessoas de 18 a 25 anos de idade, filhos no domicílio – Brasil 1986 a 2009



2009

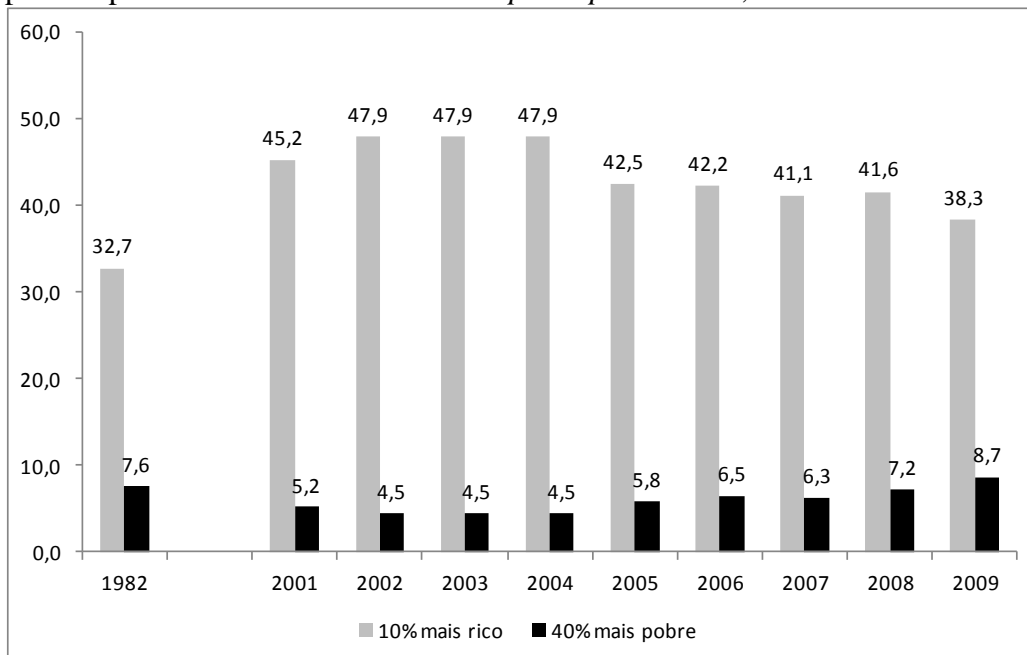
Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009.  
 Elaboração própria.

Gráfico 3) Distribuição de pessoas de 15 a 19 anos que frequentavam o ensino médio regular na rede pública por estrato de renda domiciliar *per capita*– Brasil, 1982 a 2009



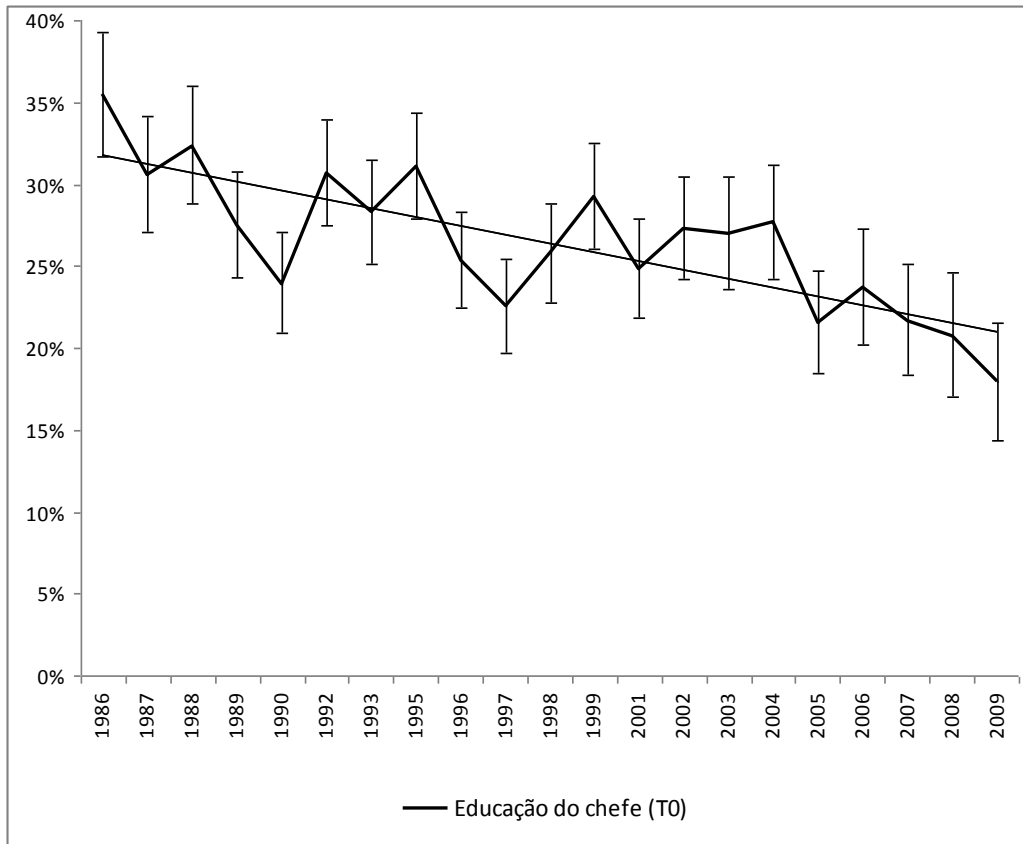
Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2007.  
Elaboração própria.

Gráfico 42) Distribuição de pessoas de 15 a 19 anos que frequentavam o ensino médio regular na rede privada por estrato de renda domiciliar *per capita*– Brasil, 1982 a 2009



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2007.  
Elaboração própria.

Gráfico 3) Evolução do efeito percentual dos coeficientes da variável “educação do chefe” para a conclusão do ensino elementar (T0) das pessoas de 18 a 25 anos de idade na condição de filhos no domicílio - 1986 a 2009



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009.  
Elaboração própria.

Tabela 1) Resultados das regressões logísticas para a conclusão do elementar (T0) por ano - significância (sig.= p-valores), erro padrão (s.e.) e exponencial dos coeficientes estimados (coef.= exp ( $\beta$ )) –Pessoas de 18 a 25 anos, na condição de filhos no domicílio - Brasil de 1986 a 2009

Ano		X <sub>1</sub> - Sexo (mulher)	X <sub>2</sub> - Cor (Branca)	X <sub>3</sub> - Idade	X <sub>4</sub> - Número de irmãos	X <sub>5</sub> - Chefia feminina	X <sub>6</sub> - Educação do chefe	X <sub>8</sub> - Status ocup. do chefe	X <sub>10</sub> - Área (urbana)	X <sub>11</sub> - Região	L <sup>2</sup>	N
1986	S.E.	0,051	0,054	0,012	0,010	0,078	0,014	0,003	0,054	0,053	10750,95	16443
	Sig.	0,000	0,000	0,166	0,000	0,251	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,583	1,731	1,016	0,916	0,915	1,355	1,030	2,070	1,442		
1987	S.E.	0,049	0,052	0,011	0,010	0,074	0,014	0,003	0,054	0,052	11178,73	16739
	Sig.	0,000	0,000	0,786	0,000	0,013	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,357	1,641	0,997	0,939	0,833	1,306	1,026	2,568	1,568		
1988	S.E.	0,050	0,053	0,011	0,011	0,073	0,014	0,003	0,054	0,052	11115,75	16922
	Sig.	0,000	0,000	0,275	0,000	0,019	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,397	1,312	1,012	0,917	0,843	1,323	1,029	2,162	1,596		
1989	S.E.	0,050	0,053	0,011	0,010	0,072	0,013	0,003	0,053	0,052	11324,21	17098
	Sig.	0,000	0,000	0,028	0,000	0,211	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,421	1,502	1,025	0,925	0,914	1,275	1,020	2,259	1,516		
1990	S.E.	0,051	0,054	0,011	0,011	0,077	0,013	0,003	0,053	0,053	11032,65	17061
	Sig.	0,000	0,000	0,426	0,000	0,486	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,758	1,447	1,009	0,934	0,948	1,239	1,022	2,277	1,484		
1992	S.E.	0,049	0,050	0,011	0,011	0,065	0,013	0,003	0,052	0,100	11650,03	17532
	Sig.	0,000	0,000	0,474	0,000	0,031	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,603	1,903	1,008	0,880	0,869	1,307	1,023	2,132	0,678		
1993	S.E.	0,050	0,054	0,011	0,011	0,066	0,013	0,003	0,053	0,052	11303,13	17692
	Sig.	0,000	0,000	0,001	0,000	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,709	1,600	1,038	0,897	0,828	1,283	1,026	2,214	1,853		
1995	S.E.	0,051	0,052	0,011	0,012	0,065	0,013	0,003	0,054	0,099	11245,62	18816
	Sig.	0,000	0,000	0,086	0,000	0,032	0,000	0,000	0,000	0,032		
	Coef.	1,739	1,745	1,019	0,876	0,870	1,311	1,028	2,159	0,809		
1996	S.E.	0,053	0,054	0,011	0,012	0,069	0,012	0,003	0,056	0,054	10814,56	18886
	Sig.	0,000	0,000	0,739	0,000	0,108	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,040	1,363	0,996	0,896	0,895	1,253	1,029	2,189	1,859		
1997	S.E.	0,052	0,055	0,011	0,012	0,066	0,012	0,003	0,055	0,054	11009,19	19667
	Sig.	0,000	0,000	0,799	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,839	1,377	0,997	0,888	0,817	1,226	1,033	1,956	1,977		
1998	S.E.	0,055	0,058	0,012	0,013	0,067	0,012	0,003	0,057	0,057	10286,18	19918
	Sig.	0,000	0,000	0,178	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,994	1,384	1,016	0,872	0,761	1,258	1,027	2,136	1,830		
1999	S.E.	0,055	0,059	0,012	0,013	0,068	0,013	0,003	0,057	0,057	10262,30	20933
	Sig.	0,000	0,000	0,088	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,963	1,538	0,980	0,879	0,815	1,292	1,025	1,974	1,847		
2001	S.E.	0,058	0,063	0,013	0,014	0,069	0,012	0,004	0,062	0,062	9571,47	23146
	Sig.	0,000	0,000	0,353	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,779	1,491	0,988	0,866	0,780	1,248	1,029	1,780	1,937		
2002	S.E.	0,061	0,063	0,013	0,014	0,069	0,013	0,003	0,064	0,064	9275,33	24409
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,135	1,426	0,942	0,865	0,637	1,273	1,023	1,901	1,978		
2003	S.E.	0,068	0,071	0,014	0,015	0,074	0,014	0,004	0,069	0,071	8185,29	24631
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,313	1,359	0,951	0,880	0,760	1,270	1,026	1,769	1,953		
2004	S.E.	0,067	0,070	0,014	0,015	0,077	0,014	0,004	0,069	0,075	7998,49	25457
	Sig.	0,000	0,001	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,973	1,254	0,933	0,881	0,788	1,277	1,020	1,765	2,334		
2005	S.E.	0,071	0,073	0,014	0,016	0,080	0,013	0,004	0,072	0,077	7743,87	26263
	Sig.	0,000	0,001	0,000	0,000	0,363	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,383	1,266	0,932	0,861	0,930	1,215	1,029	1,538	2,180		
2006	S.E.	0,079	0,082	0,015	0,017	0,083	0,014	0,004	0,078	0,087	6576,44	26147
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,523	1,431	0,916	0,889	0,751	1,237	1,017	1,948	2,640		
2007	S.E.	0,083	0,084	0,016	0,020	0,086	0,014	0,004	0,084	0,088	6046,97	24506
	Sig.	0,000	0,039	0,013	0,000	0,005	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,271	1,190	0,960	0,925	0,787	1,217	1,019	1,626	2,050		
2008	S.E.	0,097	0,100	0,019	0,022	0,098	0,016	0,005	0,095	0,106	4659,57	23894
	Sig.	0,000	0,002	0,000	0,000	0,042	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,330	1,366	0,919	0,858	0,820	1,208	1,031	1,782	2,382		
2009	S.E.	0,103	0,102	0,019	0,023	0,098	0,016	0,006	0,100	0,104	4608,19	23412
	Sig.	0,000	0,001	0,115	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,831	1,421	0,970	0,873	0,733	1,179	1,031	1,432	2,262		

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

Tabela 6) Resultados das regressões logísticas condicionais para entrada no ensino médio (T1) por ano -significância (sig.= p-valores), erro padrão (s.e.) e exponencial dos coeficientes estimados (coef.= exp ( $\beta$ )) –Pessoas de 18 a 25 anos, na condição de filhos no domicílio - Brasil de 1986 a 2009



Ano		X <sub>1</sub> - Sexo (mulher)	X <sub>2</sub> - Cor (Branca)	X <sub>3</sub> - Idade	X <sub>4</sub> - Número de irmãs	X <sub>5</sub> - Chefia feminina	X <sub>6</sub> - Educação do chefe	X <sub>8</sub> - Status ocup. do chefe	X <sub>10</sub> - Área (urbana)	X <sub>11</sub> - Região	L <sup>2</sup>	N
1986	S.E.	0,056	0,065	0,013	0,014	0,085	0,010	0,002	0,086	0,070	7944,02	7848
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,471	1,402	1,098	0,907	0,768	1,134	1,012	1,376	0,619		
1987	S.E.	0,057	0,066	0,014	0,015	0,082	0,010	0,002	0,088	0,070	7690,66	7864
	Sig.	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,650	1,221	1,133	0,933	0,599	1,144	1,019	1,763	0,588		
1988	S.E.	0,055	0,062	0,013	0,015	0,081	0,009	0,002	0,084	0,068	8038,97	8078
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,002	0,000		
	Coef.	1,633	1,272	1,161	0,904	0,766	1,126	1,020	1,289	0,613		
1989	S.E.	0,054	0,061	0,012	0,015	0,080	0,009	0,002	0,081	0,067	8408,35	8239
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,440	1,341	1,145	0,901	0,807	1,119	1,020	1,431	0,524		
1990	S.E.	0,056	0,063	0,013	0,015	0,083	0,010	0,002	0,083	0,067	8004,00	8384
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,618	1,437	1,135	0,921	0,748	1,137	1,019	1,648	0,686		
1992	S.E.	0,054	0,057	0,013	0,016	0,075	0,009	0,002	0,086	0,107	8509,08	8369
	Sig.	0,000	0,025	0,000	0,000	0,148	0,000	0,000	0,092	0,301		
	Coef.	1,639	1,137	1,114	0,911	0,898	1,123	1,014	1,156	0,895		
1993	S.E.	0,054	0,059	0,012	0,017	0,072	0,009	0,002	0,084	0,064	8606,60	8652
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,671	1,456	1,068	0,913	0,695	1,120	1,015	1,400	0,749		
1995	S.E.	0,052	0,054	0,012	0,016	0,066	0,008	0,002	0,082	0,105	9496,96	9845
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,725	0,825		
	Coef.	1,739	1,340	1,110	0,928	0,689	1,115	1,018	1,029	0,977		
1996	S.E.	0,051	0,057	0,012	0,017	0,066	0,008	0,002	0,077	0,059	9860,45	10400
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,197		
	Coef.	1,855	1,329	1,107	0,926	0,755	1,103	1,013	1,290	0,926		
1997	S.E.	0,050	0,055	0,012	0,017	0,067	0,008	0,002	0,076	0,058	10021,47	11014
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,028	0,121		
	Coef.	1,705	1,307	1,111	0,910	0,786	1,125	1,016	1,182	0,914		
1998	S.E.	0,050	0,054	0,012	0,016	0,063	0,008	0,002	0,075	0,056	10533,20	11931
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	0,026		
	Coef.	1,768	1,455	1,089	0,930	0,759	1,136	1,012	1,225	0,882		
1999	S.E.	0,049	0,053	0,012	0,017	0,060	0,008	0,002	0,070	0,055	10941,79	13188
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,969		
	Coef.	1,844	1,400	1,107	0,911	0,630	1,125	1,015	1,304	0,998		
2001	S.E.	0,048	0,051	0,011	0,016	0,057	0,007	0,002	0,070	0,052	12136,36	15977
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,364		
	Coef.	1,934	1,315	1,087	0,891	0,740	1,131	1,012	1,348	1,049		
2002	S.E.	0,047	0,050	0,011	0,016	0,056	0,007	0,002	0,070	0,051	12454,17	17418
	Sig.	0,000	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010	0,000		
	Coef.	1,718	1,154	1,094	0,896	0,675	1,142	1,015	1,199	1,240		
2003	S.E.	0,048	0,051	0,011	0,016	0,055	0,007	0,002	0,065	0,052	12594,78	18371
	Sig.	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,034		
	Coef.	1,886	1,173	1,120	0,892	0,662	1,149	1,014	1,667	1,116		
2004	S.E.	0,046	0,049	0,011	0,015	0,054	0,007	0,002	0,060	0,049	13396,88	19370
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002		
	Coef.	1,998	1,246	1,080	0,901	0,733	1,137	1,015	1,437	1,163		
2005	S.E.	0,047	0,049	0,011	0,016	0,053	0,007	0,002	0,060	0,049	13395,79	20434
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,024		
	Coef.	2,056	1,264	1,123	0,891	0,770	1,146	1,015	1,403	1,117		
2006	S.E.	0,049	0,050	0,011	0,016	0,054	0,007	0,002	0,062	0,050	12693,26	20885
	Sig.	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	2,143	1,178	1,115	0,911	0,772	1,143	1,018	1,357	1,211		
2007	S.E.	0,049	0,051	0,011	0,016	0,053	0,007	0,002	0,062	0,051	12613,31	20070
	Sig.	0,000	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,429		
	Coef.	1,975	1,157	1,105	0,868	0,745	1,128	1,017	1,293	1,041		
2008	S.E.	0,051	0,053	0,012	0,017	0,055	0,007	0,002	0,065	0,052	11838,57	19956
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001		
	Coef.	2,128	1,275	1,131	0,911	0,758	1,118	1,018	1,286	1,196		
2009	S.E.	0,052	0,054	0,012	0,018	0,055	0,007	0,002	0,067	0,054	11534,19	19783
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,148		
	Coef.	1,992	1,272	1,074	0,896	0,736	1,113	1,017	1,377	0,924		

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

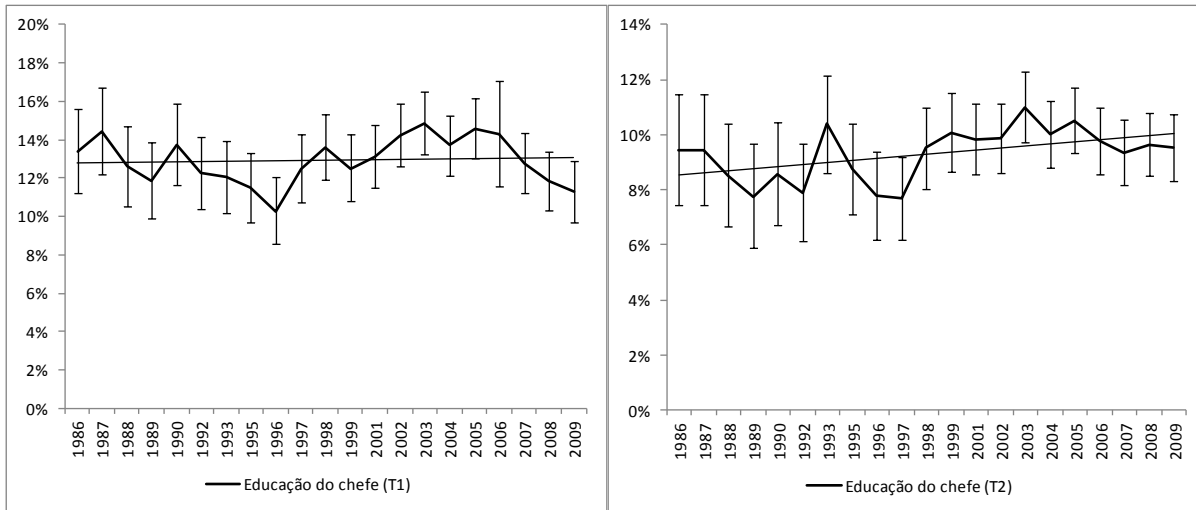
Tabela 72) Resultados das regressões logísticas condicionais para a conclusão do ensino médio (T2) por ano -significância (sig.= p-valores), erro padrão (s.e.) e exponencial dos coeficientes estimados (coef.= exp ( $\beta$ )) –Pessoas de 18 a 25 anos, na condição de filhos no domicílio - Brasil de 1986 a 2009

Ano		X <sub>1</sub> - Sexo (mulher)	X <sub>2</sub> - Cor (Branca)	X <sub>3</sub> - Idade	X <sub>4</sub> - Número de irmãos	X <sub>5</sub> - Chefia feminina	X <sub>6</sub> - Educação do chefe	X <sub>7</sub> - Status ocup. do chefe	X <sub>8</sub> - Área (urbana)	X <sub>9</sub> - Região	L <sup>2</sup>	N
1986	S.E.	0,061	0,075	0,016	0,017	0,098	0,009	0,002	0,111	0,075	6462,81	5934
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,148	0,000	0,000	0,131	0,255		
	Coef.	1,369	1,395	1,430	0,924	0,868	1,094	1,013	0,846	1,089		
1987	S.E.	0,063	0,075	0,016	0,017	0,099	0,009	0,002	0,120	0,073	6238,85	5970
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,044	0,000	0,000	0,652	0,144		
	Coef.	1,587	1,527	1,482	0,881	0,819	1,094	1,012	1,056	1,113		
1988	S.E.	0,060	0,069	0,015	0,018	0,090	0,009	0,002	0,105	0,071	6666,50	6147
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,676	0,198		
	Coef.	1,585	1,337	1,451	0,881	0,739	1,085	1,010	1,045	1,096		
1989	S.E.	0,060	0,071	0,015	0,018	0,093	0,009	0,002	0,107	0,071	6595,29	6184
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,023	0,000	0,000	0,614	0,003		
	Coef.	1,711	1,381	1,443	0,900	0,810	1,078	1,012	0,947	1,232		
1990	S.E.	0,059	0,070	0,015	0,018	0,090	0,009	0,002	0,108	0,070	6875,64	6383
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,057	0,111		
	Coef.	1,575	1,358	1,437	0,889	0,685	1,086	1,013	1,228	1,119		
1992	S.E.	0,058	0,065	0,015	0,019	0,082	0,008	0,002	0,109	0,114	7050,52	6299
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,221	0,000	0,000	0,204	0,784		
	Coef.	1,403	1,447	1,440	0,885	0,905	1,079	1,012	1,148	0,969		
1993	S.E.	0,057	0,067	0,015	0,020	0,082	0,008	0,002	0,105	0,068	7253,91	6584
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,013	0,000	0,000	0,221	0,023		
	Coef.	1,353	1,459	1,489	0,883	0,816	1,104	1,010	1,136	1,167		
1995	S.E.	0,053	0,058	0,014	0,018	0,073	0,008	0,002	0,096	0,108	8577,31	7669
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,042	0,984		
	Coef.	1,437	1,401	1,440	0,882	0,736	1,087	1,014	1,214	0,998		
1996	S.E.	0,051	0,058	0,013	0,018	0,068	0,008	0,002	0,090	0,059	9423,90	8229
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,488	0,070		
	Coef.	1,551	1,626	1,444	0,872	0,793	1,078	1,010	1,064	1,113		
1997	S.E.	0,049	0,056	0,013	0,019	0,065	0,007	0,002	0,086	0,057	9971,82	8840
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,160	0,007		
	Coef.	1,455	1,586	1,430	0,901	0,704	1,077	1,010	1,128	1,167		
1998	S.E.	0,048	0,054	0,013	0,018	0,062	0,007	0,002	0,084	0,055	10645,87	9617
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,061	0,000		
	Coef.	1,602	1,399	1,476	0,862	0,737	1,095	1,010	1,170	1,293		
1999	S.E.	0,045	0,051	0,012	0,018	0,059	0,007	0,002	0,076	0,052	11856,74	10897
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,773	0,000		
	Coef.	1,586	1,540	1,480	0,858	0,712	1,101	1,015	1,022	1,264		
2001	S.E.	0,041	0,046	0,011	0,016	0,051	0,006	0,002	0,074	0,047	14433,35	13608
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,022	0,000		
	Coef.	1,649	1,367	1,477	0,859	0,742	1,098	1,012	1,186	1,563		
2002	S.E.	0,041	0,044	0,011	0,016	0,050	0,006	0,002	0,072	0,045	14903,05	14996
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,040	0,000		
	Coef.	1,650	1,474	1,488	0,887	0,720	1,099	1,012	1,158	1,409		
2003	S.E.	0,040	0,043	0,011	0,015	0,048	0,006	0,002	0,069	0,044	15592,69	15963
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,665	1,475	1,541	0,875	0,671	1,110	1,011	1,300	1,503		
2004	S.E.	0,039	0,042	0,010	0,015	0,046	0,006	0,001	0,061	0,042	16473,69	16812
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,612	1,495	1,453	0,880	0,763	1,100	1,012	1,288	1,558		
2005	S.E.	0,039	0,041	0,010	0,015	0,045	0,006	0,002	0,059	0,041	16823,78	17940
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,624	1,562	1,497	0,914	0,728	1,105	1,009	1,413	1,612		
2006	S.E.	0,039	0,040	0,010	0,015	0,044	0,006	0,002	0,060	0,041	16996,37	18524
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,774	1,425	1,461	0,856	0,674	1,098	1,015	1,270	1,496		
2007	S.E.	0,040	0,042	0,010	0,016	0,044	0,006	0,001	0,059	0,042	16360,27	17812
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000		
	Coef.	1,885	1,427	1,454	0,872	0,711	1,094	1,012	1,204	1,572		
2008	S.E.	0,039	0,042	0,010	0,016	0,044	0,005	0,001	0,059	0,042	16476,55	17887
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	Coef.	1,672	1,349	1,464	0,922	0,748	1,096	1,011	1,337	1,503		
2009	S.E.	0,040	0,043	0,011	0,016	0,045	0,006	0,002	0,061	0,043	15719,04	17842
	Sig.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,202	0,000		
	Coef.	1,701	1,333	1,474	0,886	0,756	1,095	1,015	1,081	1,447		

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

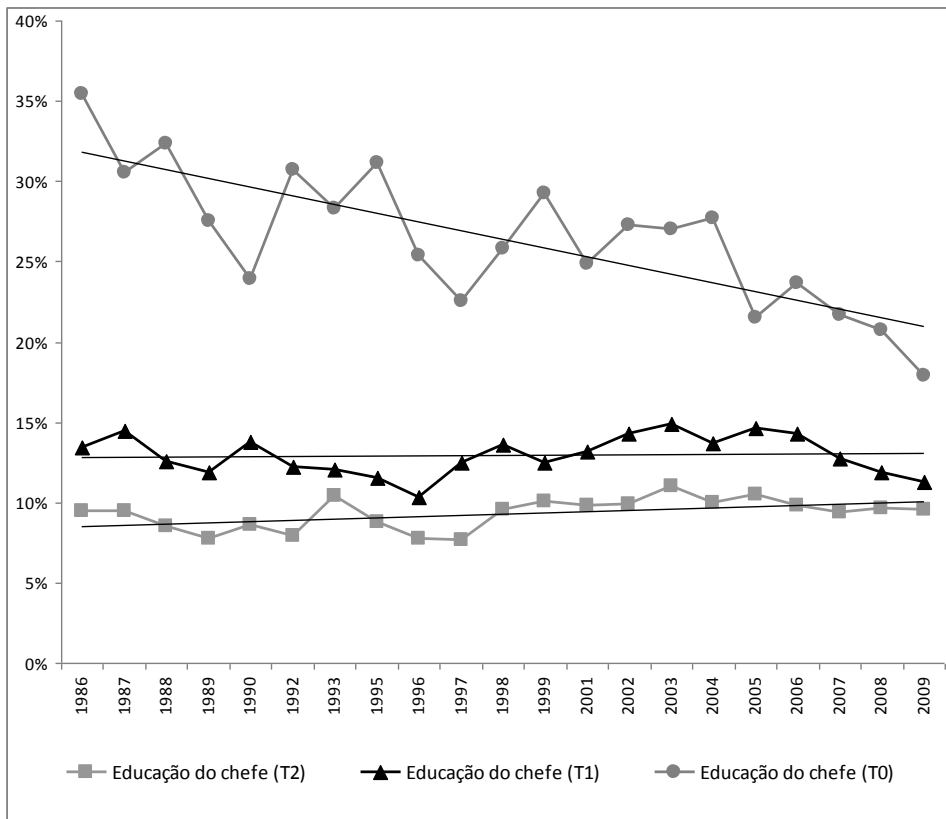
Gráfico 4) Evolução do efeito percentual dos coeficientes da variável “educação do chefe” para a

entrada (T1) e conclusão (T2) no ensino médio das pessoas de 18 a 25 anos de idade na condição de filhos no domicílio - 1986 a 2009



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

Gráfico 3) Evolução do efeito percentual do coeficiente das variáveis “educação do chefe” e “status ocupacional do chefe” para as três transições educacionais das pessoas de 18 a 25 anos de idade na condição de filhos no domicílio - 1986 a 2009



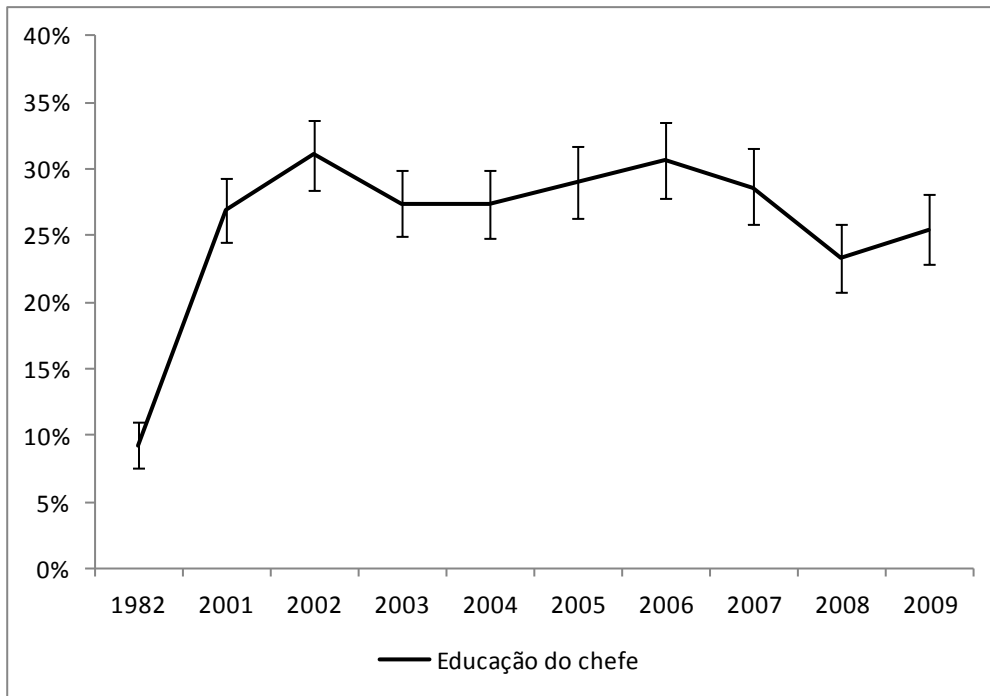
Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1986 a 2009. Elaboração própria.

Tabela 3) Resultados das regressões logísticas para frequência no ensino médio regular da rede privada por ano - significância (sig.= p-valores), erro padrão (s.e.) e exponencial dos coeficientes estimados (coef.= exp ( $\beta$ )) – Pessoas de 15 a 18 anos que frequentam o ensino médio regular, na condição de filhos no domicílio - Brasil de 1982 e de 2000 a 2009

Ano		X <sub>1</sub> - Sexo (Mulher)	X <sub>2</sub> - Cor (Branca)	X <sub>3</sub> - Idade	X <sub>4</sub> - Número de irmãos	X <sub>5</sub> - Chefia feminina	X <sub>6</sub> - Educação do chefe	X <sub>7</sub> - Status ocup. do chefe	X <sub>8</sub> - Area (Urbana)	X <sub>9</sub> - Região	L <sup>2</sup>	N
1982	s.e.	0,055	0,071	0,023	0,015	0,102	0,008	0,002	0,106	0,069	7721,517	6519
	sig.	0,428	0,037	0,000	0,000	0,061	0,000	0,000	0,587	0,553		
	coef.	1,044	1,160	1,138	0,946	0,826	1,093	1,012	0,944	0,960		
2001	s.e.	0,063	0,078	0,027	0,034	0,084	0,010	0,002	0,223	0,074	6427,443	8741
	sig.	0,304	0,000	0,019	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	1,067	1,733	0,939	0,743	0,753	1,269	1,029	2,988	0,460		
2002	s.e.	0,063	0,076	0,028	0,036	0,084	0,010	0,002	0,199	0,074	6481,731	9147
	sig.	0,814	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	0,985	1,807	0,906	0,685	0,678	1,311	1,025	2,246	0,471		
2003	s.e.	0,063	0,076	0,027	0,036	0,082	0,010	0,002	0,229	0,073	6681,461	9822
	sig.	0,139	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	1,097	1,888	0,873	0,685	0,623	1,274	1,025	3,545	0,440		
2004	s.e.	0,062	0,073	0,028	0,037	0,081	0,010	0,002	0,220	0,072	6740,183	9960
	sig.	0,047	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	1,132	1,636	0,892	0,683	0,615	1,273	1,034	3,647	0,530		
2005	s.e.	0,062	0,071	0,028	0,035	0,075	0,011	0,002	0,169	0,070	6873,08	10223
	sig.	0,558	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	0,965	1,749	0,866	0,721	0,758	1,290	1,028	2,117	0,553		
2006	s.e.	0,063	0,073	0,029	0,037	0,079	0,011	0,002	0,176	0,071	6611,616	10148
	sig.	0,049	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	1,132	1,835	0,848	0,689	0,567	1,307	1,030	2,190	0,491		
2007	s.e.	0,065	0,076	0,030	0,039	0,080	0,011	0,002	0,165	0,075	6151,845	9692
	sig.	0,034	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	1,148	1,906	0,896	0,649	0,606	1,286	1,032	1,857	0,567		
2008	s.e.	0,064	0,074	0,029	0,038	0,077	0,010	0,002	0,175	0,073	6311,162	9938
	sig.	0,789	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	1,017	2,031	0,910	0,671	0,666	1,233	1,037	2,732	0,529		
2009	s.e.	0,065	0,074	0,030	0,038	0,074	0,011	0,002	0,174	0,074	6145,291	9884
	sig.	0,343	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000		
	coef.	1,064	1,990	0,868	0,711	0,789	1,255	1,035	2,539	0,580		

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1982 e anos 2000. Elaboração própria.

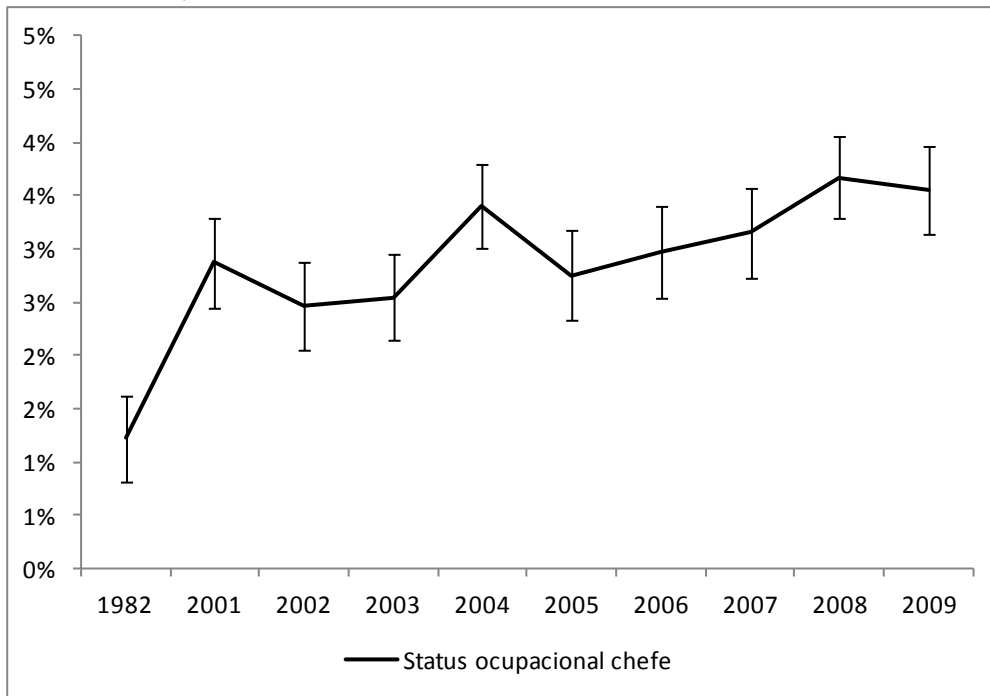
Gráfico 4) Evolução do efeito percentual do coeficiente da variável “educação do chefe” nas chances de frequência no ensino médio regular da rede privada dos jovens filhos de 15 a 19 anos de idade – Brasil, 1982 a 2009



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2007.

Elaboração própria.

Gráfico 5) Evolução do efeito percentual do coeficiente da variável status ocupacional do chefe nas chances de frequência no ensino médio regular da rede privada dos jovens filhos de 15 a 19 anos de idade – Brasil, 1982 a 2009



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2007.

Elaboração própria.