

Raquel Rangel de Meireles Guimarães

***Probabilidade de Progressão por Série no Brasil:
evolução, seletividade e aplicação de modelos de
idade-período-coorte***

Belo Horizonte

Março de 2010

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Raquel Rangel de Meireles Guimarães

***Probabilidade de Progressão por Série no Brasil:
evolução, seletividade e aplicação de modelos de
idade-período-coorte***

Dissertação apresentada ao curso de mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Demografia

Orientador:

Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto

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

Belo Horizonte

Março de 2010

Espaço destinado à Folha de aprovação

Aos meus dois amores, Lavínia e Mateus
Aos meus pais e seus companheiros

"Sentimos que, mesmo que todas as questões científicas *possíveis* tenham obtido resposta,
nossos problemas de vida não terão sido sequer tocados"

Wittgenstein, 1922

Agradecimentos

Gostaria de agradecer a Deus, pelas chances e oportunidades de crescimento que tive em minha vida. Agradeço à minha família, em especial aos meus pais e seus atuais companheiros pelo apoio estrutural e emocional para que hoje eu pudesse realizar mais esta conquista. Agradeço pela minha maravilhosa filha, Lavínia, que mudou a minha vida, trazendo muita felicidade e amor com a sua inteligência, paciência e sensibilidade. Agradeço ao meu querido Mateus, por todo o seu amor e pelas incessantes ajudas com o LaTeX e com as figuras. Sem o seu auxílio a elaboração da dissertação neste formato tão inovador e flexível não teria sido possível.

Agradeço muito ao meu orientador, Professor Eduardo Rios-Neto, pela disponibilidade, pela atenção, pelas idéias brilhantes e por me fazer crescer tanto como pesquisadora e também como pessoa. Um agradecimento especial para a Ângela, que com sua simpatia, doçura e disponibilidade, se mostrou como uma grande amiga ao longo deste caminho. Agradeço aos bolsistas que trabalharam comigo no Observatório da Educação, Patrícia e Thiago, pela paciência e eficiência com as tarefas. Quero agradecer também aos membros da minha banca examinadora, Ana Maria Hermeto, Juliana Riani e Carlos Costa Ribeiro, pelas excelentes sugestões para o aprimoramento deste trabalho. Agradeço em especial à Professora Ana Maria Hermeto, por ter sido ao longo de 5 anos um exemplo de pessoa, mãe e pesquisadora brilhantes. Agradeço também ao Professor Cássio Turra, pelas conversas e dicas como meu mentor ao longo do mestrado. Agradeço também a todos os maravilhosos e competentes professores deste departamento, através dos quais meu conhecimento em Demografia se ampliou consideravelmente.

Agradeço também a todos os meus colegas de coorte (2008), e das coortes que nos receberam e que foram por nós recebidas. Com certeza meu caminho no mestrado se tornou facilitado pelo auxílio e disponibilidade de tantas pessoas. Agradeço também aos funcionários da Secretaria de Cursos (Andrea, Cecília, Sebastião e Cleusa) e da Secretaria Geral (Maristela, Nazaré, Simone). Agradeço também ao pessoal da RedeFace pela eficiência e disponibilidade em sempre ajudar.

Resumo

A provisão do acesso universal à escolarização e a garantia da permanência dos alunos na escola tem sido objeto de políticas públicas em praticamente todas as nações. A educação é concebida não somente como uma forma de emancipação do indivíduo, mas também como um importante fator para a promoção do desenvolvimento econômico e social. A partir da década de 90 observou-se no Brasil a implementação de várias políticas educacionais inclusivas. A despeito destes investimentos, o Brasil ainda encontra-se distante em termos da escolarização média que condiz com seu nível atual de prosperidade econômica. Neste sentido, considera-se que a problemática sobre a quantidade de educação ainda se revela muito importante no contexto brasileiro.

Este estudo tem, portanto, como foco a análise do acesso e da permanência da população na escola. Para tanto, o conceito-chave adotado é o de Probabilidade de Progressão por Série (PPS). A PPS é um método demográfico que pode ser aplicado tanto no nível micro quanto no nível macro. Neste contexto, esta dissertação é composta por três artigos. O primeiro artigo trata do conceito de PPS do ponto de vista macro-demográfico. Apresenta-se a evolução de alguns indicadores, derivados da PPS, estratificados por atributos socioeconômicos e traçam-se inter-relações das melhorias nestes indicadores com as políticas educacionais adotadas no Brasil a partir da década de 80. O segundo artigo é uma contribuição para a vasta literatura internacional sobre a desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil. Neste artigo é aplicado o conceito de PPS no nível individual mediante a estimação de modelos de transições escolares. Buscamos identificar a magnitude das relações entre as origens sociais e a probabilidade de progredir na escala educacional. O terceiro artigo é uma aplicação metodológica, para as probabilidades de progressão em séries selecionadas no Brasil, de duas abordagens alternativas para o problema da identificação nos modelos idade-período-coorte. O intuito deste exercício é apresentar o chamado estimador intrínseco, que surgiu como alternativa aos modelos lineares generalizados restritos. Estudos revelam que este novo estimador provê uma solução genérica para a estimação do modelo IPC sem se basear em informações externas ou a priori sobre os dados.

Os resultados dos dois primeiros artigos apontam que houve avanços significativos das políticas educacionais adotadas no Brasil, em especial porque permitiram uma convergência entre os grupos populacionais, nos estágios iniciais da carreira escolar, nas probabilidades de progressão por série e na melhora da desigualdade de oportunidades educacionais. Contudo, persistem claramente barreiras à escolarização, devido à seletividade ao longo da trajetória escolar, a qual tende a ser mais pronunciada nos estágios mais tardios da carreira educacional. O terceiro artigo, por sua vez, revela a potencialidade da solução para o modelo idade-período-coorte baseada no estimador intrínseco, o qual apresenta excelentes propriedades estatísticas. Desta forma, projeções das PPS baseadas neste estimador podem ser bastante promissoras.

PALAVRAS-CHAVE: PROBABILIDADE DE PROGRESSÃO POR SÉRIE. MODELO DE TRANSIÇÕES ESCOLARES. MODELOS IDADE-PERÍODO-COORTE. ESTIMADOR INTRÍNSECO.

Abstract

The provision of the universal access to schooling and the assurance of student's permanence in school has been the object of public policies in almost all nations. Education is conceived not only as a form of individual's emancipation, but also as an important factor to promote the economic and social development. Since the 90's, Brazil has seen the implementation of many inclusive educational policies. Despite of these investments, Brazil is still far away from the average educational attainment expected to be achieved in accordance to its current level of economic prosperity. Hence, we consider that the problematic about the education quantity is still very important to the Brazilian context.

This study has, thus, as focus the analysis of the access and permanence of the population at school. For this, the key concept is Grade Progression Probability (GPP). The GPP is a demography method which can be employed in the micro or macro level. In this context, this dissertation is composed by three articles. The first one deals with the concept of GPP in the macro-demography view. We present the evolution of some indicators, derived from GPP, stratified by socioeconomic attributes and we trace inter-relationships between the improvement of these indicators and the educational policies adopted since the 80's. The second article is a contribution to a large literature regarding inequality of educational opportunities in Brazil. In this article GPP concept is applied to the individual level through the estimation of school transitions models. We seek to identify the magnitude of the relationship between social origins and the progression probability on the educational scale. The third article is a methodological application, to selected grade progression probabilities in Brazil, of two alternative approaches to the identification problem in the age-period-cohort models. The aim of this exercise is to present the so-called intrinsic estimator, which emerged as an alternative to the conventional constrained generalized linear models. Literature on this subject has shown that this new estimator provides a generic solution to the estimation of age-period-cohort models, and does not require external or a priori information about data.

The results of the two first articles show that there were strong advances of the educational policies adopted in Brazil, especially because they allowed a convergence between population groups, in the earlier stages of school career, on the grade progression probabilities and also the improvement in the inequality of educational opportunities. Nonetheless, we detect persisting barriers to schooling, due to the selectivity in the educational trajectory, which tends to be more pronounced in the later stages of the school career. The third article, in turn, reveals the potentiality of age-period-cohort model solution based on the intrinsic estimator, which presents excellent statistical properties. Thus, GPP projections based on this estimator may be very promising.

KEYWORDS: GRADE PROGRESSION PROBABILITY. SCHOOL TRANSITIONS MODEL. AGE-PERIOD-COHORT MODELS. INTRINSEC ESTIMATOR.

Sumário

Lista de Figuras

Lista de Tabelas

Apresentação	p. 18
1 Primeiro Artigo - Probabilidade de Progressão por série no Brasil, 1986 a 2008	p. 21
1.1 Introdução	p. 21
1.2 Breve histórico das políticas educacionais no Brasil	p. 23
1.3 Formalização	p. 26
1.4 Resultados	p. 28
1.5 Considerações Finais	p. 41
Referências	p. 43
2 Segundo Artigo - Desigualdade de oportunidades educacionais: seletividade e progressão por série no Brasil, 1986 a 2008	p. 45
2.1 Introdução	p. 45
2.2 Determinantes da estratificação educacional: uma revisão	p. 47
2.3 Modelos de transições escolares: estado da arte	p. 51
2.4 Revisão das evidências dos efeitos das origens sociais sobre a trajetória esco- lar no Brasil	p. 59
2.5 Dados e Métodos	p. 62
2.6 Resultados	p. 66
2.7 Considerações Finais	p. 87

Referências	p. 90
2.A Apêndice	p. 94
3 Terceiro Artigo - Comparação entre metodologias de idade-período-coorte para o estudo de probabilidades de progressão por série selecionadas no Brasil	p. 132
3.1 Introdução	p. 132
3.2 A questão da identificação dos modelos de idade-período-coorte: uma revisão	p. 134
3.3 O Estimador Intrínseco (EI)	p. 138
3.4 Dados e métodos	p. 142
3.5 Resultados	p. 148
3.6 Considerações Finais	p. 185
Referências	p. 187
3.A Apêndice	p. 189

Lista de Figuras

- 1 Árvore de probabilidades para a trajetória escolar p. 27
- 2 Evolução dos anos médios de estudo com base na PPS: 1986 a 2008 p. 30
- 3 Probabilidades de Progressão por série selecionadas. Brasil, 1986 a 2008 . . . p. 31
- 4 Decomposição da variação nos anos médios de estudo segundo contribuição de cada PPS: 1986-2008 p. 33
- 5 Decomposição da variação nos anos médios de estudo segundo contribuição de cada PPS e período p. 33
- 6 Evolução da escolaridade média obtida com base nas PPSs segundo o sexo. Brasil, 1986 a 2008 p. 34
- 7 Probabilidades de progressão por série selecionadas conforme o sexo. População de 7 a 29 anos. Brasil, 1986 a 2008 p. 36
- 8 Evolução da escolaridade média obtida com base nas PPSs segundo a raça/cor. Brasil, 1986 a 2008 p. 37
- 9 Probabilidades de progressão por série selecionadas conforme a raça/cor. População de 7 a 29 anos. Brasil, 1986 a 2008 p. 38
- 10 Evolução da escolaridade média obtida com base nas PPSs segundo a faixa do rendimento familiar *per capita*. Brasil, 1986 a 2008 p. 39
- 11 Probabilidades de progressão por série selecionadas conforme a faixa do rendimento familiar *per capita*. População de 7 a 29 anos. Brasil, 1986 a 2008 . . p. 40
- 12 Proporção de promovidos segundo transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008. p. 68
- 13 Gráficos que ilustram a composição segundo grupos de educação do chefe dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008. . . . p. 74
- 14 Gráficos que ilustram a composição segundo a raça do chefe da família dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008. p. 75

15	Gráficos que ilustram a composição segundo o sexo do chefe da família dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008.	p. 76
16	Gráficos que ilustram a composição segundo a ocupação do chefe da família dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008. . . .	p. 77
17	Gráficos que ilustram a composição segundo o número de irmãos residentes dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008. . . .	p. 79
18	Gráficos que reportam os coeficientes estimados para as covariáveis individuais. Brasil, 1986, 1999 e 2008.	p. 81
19	Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para a educação do chefe da família. Brasil, 1986 a 2008	p. 82
20	Gráficos que reportam os coeficientes estimados para o tipo de ocupação do chefe. Brasil, 1986, 1999 e 2008.	p. 84
21	Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para o chefe branco. Brasil, 1986 a 2008	p. 85
22	Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para o chefe do sexo masculino. Brasil, 1986 a 2008	p. 86
23	Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para o número de irmãos residentes. Brasil, 1986 a 2008	p. 86
24	Esquema analítico da análise IPC mediante pesquisas transversais repetidas, conforme ilustrado em Fienberg e Mason, (1985)	p. 142
25	Probabilidade de progressão em séries selecionadas conforme idade e período. Brasil, Mulheres.	p. 150
26	Probabilidade de progressão em séries selecionadas conforme idade e período. Brasil, Homens.	p. 151
27	Probabilidade de progressão em séries selecionadas conforme coorte e sexo ao final da carreira escolar. Brasil	p. 152
28	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_0 Brasil, Mulheres	p. 155
29	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_0 Brasil, Homens	p. 156

30	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_4 Brasil, Mulheres	p. 157
31	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_4 Brasil, Homens	p. 158
32	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_8 Brasil, Mulheres	p. 159
33	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_8 Brasil, Homens	p. 160
34	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_{11} Brasil, Mulheres	p. 161
35	Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_{11} Brasil, Homens	p. 162
36	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a primeira série, e_0 , Homens	p. 165
37	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a primeira série, e_0 , Mulheres	p. 166
38	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a quinta série, e_4 , Homens	p. 167
39	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a quinta série, e_4 , Mulheres	p. 168
40	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio, e_8 , Homens	p. 169
41	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio, e_8 , Mulheres	p. 170
42	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para o Ensino Superior, e_{11} , Homens	p. 171
43	Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para o Ensino Superior, e_{11} , Mulheres	p. 172
44	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para a 1ª série.	p. 173

45	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para a 5a série.	p. 174
46	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para a 1a série do Ensino Médio. . .	p. 175
47	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para o Ensino Superior.	p. 176
48	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para a 1a série.	p. 177
49	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para a 5a série.	p. 178
50	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para a 1a série do Ensino Médio. .	p. 179
51	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para o Ensino Superior.	p. 180
52	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para a 1a série.	p. 181
53	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para a 5a série.	p. 182
54	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para a 1a série do Ensino Médio. . .	p. 183
55	Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para o Ensino Superior.	p. 184

Lista de Tabelas

- 1 Composição segundo atributos pessoais dos promovidos e não promovidos para a 5^a série do Ensino Fundamental (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008 p. 69
- 2 Composição segundo atributos pessoais dos promovidos e não promovidos para a 1^a série do Ensino Médio (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008 p. 70
- 3 Composição segundo atributos pessoais dos promovidos e não promovidos para o Ensino Superior (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008 p. 71
- 4 Composição segundo atributos familiares da amostra da 1^a série do EF (%). . . p. 94
- 5 Composição segundo atributos familiares da amostra da 5^a série do EF (%). . . p. 94
- 6 Composição segundo atributos familiares dos promovidos e não promovidos para a 1^a série do Ensino Médio (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008 p. 95
- 7 Composição segundo atributos familiares dos promovidos e não promovidos para o Ensino Superior (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008 p. 95
- 8 Modelo PPS para a 1a série do EF. Brasil, 1986 p. 96
- 9 Modelo PPS para a 1a série do EF. Brasil, 1999 p. 97
- 10 Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EF. Brasil, 2008 . . . p. 98
- 11 Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EF, dado que concluiu a 1a série. Brasil, 1986 p. 99
- 12 Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EF, dado que concluiu a 1a série. Brasil, 1999 p. 100
- 13 Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EF, dado que concluiu a 1a série. Brasil, 2008 p. 101
- 14 Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EF, dado que concluiu a 2a série. Brasil, 1986 p. 102

15	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EF, dado que concluiu a 2a série. Brasil, 1999	p. 103
16	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EF, dado que concluiu a 2a série. Brasil, 2008	p. 104
17	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 4a série do EF, dado que concluiu a 3a série. Brasil, 1986	p. 105
18	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 4a série do EF, dado que concluiu a 3a série. Brasil, 1999	p. 106
19	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 4a série do EF, dado que concluiu a 3a série. Brasil, 2008	p. 107
20	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 5a série do EF, dado que concluiu a 4a série. Brasil, 1986	p. 108
21	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 5a série do EF, dado que concluiu a 4a série. Brasil, 1999	p. 109
22	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 5a série do EF, dado que concluiu a 4a série. Brasil, 2008	p. 110
23	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 6a série do EF, dado que concluiu a 5a série. Brasil, 1986	p. 111
24	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 6a série do EF, dado que concluiu a 5a série. Brasil, 1999	p. 112
25	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 6a série do EF, dado que concluiu a 5a série. Brasil, 2008	p. 113
26	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 7a série do EF, dado que concluiu a 6a série. Brasil, 1986	p. 114
27	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 7a série do EF, dado que concluiu a 6a série. Brasil, 1999	p. 115
28	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 7a série do EF, dado que concluiu a 6a série. Brasil, 2008	p. 116
29	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 8a série do EF, dado que concluiu a 7a série. Brasil, 1986	p. 117

30	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 8a série do EF, dado que concluiu a 7a série. Brasil, 1999	p. 118
31	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 8a série do EF, dado que concluiu a 7a série. Brasil, 2008	p. 119
32	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EM, dado que concluiu a 8a série. Brasil, 1986	p. 120
33	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EM, dado que concluiu a 8a série. Brasil, 1999	p. 121
34	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EM, dado que concluiu a 8a série. Brasil, 2008	p. 122
35	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EM, dado que concluiu a 1a série do EM. Brasil, 1986	p. 123
36	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EM, dado que concluiu a 1a série do EM. Brasil, 1999	p. 124
37	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EM, dado que concluiu a 1a série do EM. Brasil, 2008	p. 125
38	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EM, dado que concluiu a 2a série do EM. Brasil, 1986	p. 126
39	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EM, dado que concluiu a 2a série do EM. Brasil, 1999	p. 127
40	Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EM, dado que concluiu a 2a série do EM. Brasil, 2008	p. 128
41	Modelo de Probabilidade de Progressão para o Ensino Superior, dado que concluiu a 3a série do EM. Brasil, 1986	p. 129
42	Modelo de Probabilidade de Progressão para o Ensino Superior, dado que concluiu a 3a série do EM. Brasil, 1999	p. 130
43	Modelo de Probabilidade de Progressão para o Ensino Superior, dado que concluiu a 3a série do EM. Brasil, 2008	p. 131
44	Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para a 1a série - e_0	p. 145

45	Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para a 5a série - e_4	p. 146
46	Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para a 1a série do Ensino Médio - e_8	p. 147
47	Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para o Ensino Superior - e_{11}	p. 147
48	Modelo IPC estimado usando o Estimador Intrínseco (EI) segundo transições escolares selecionadas	p. 189
49	Modelo IPC estimado usando o Modelo Linear Generalizado Restrito (MLGR) segundo transições escolares selecionadas	p. 194

Apresentação

O investimento em educação é percebido por grande parte ou senão por todas as sociedades como sendo uma dentre as mais importantes prioridades de investimento pelo Estado. Dentro desta visão, a educação passou a ser concebida pelos formuladores de política ao longo do século XX não somente como uma via na promoção do crescimento e/ou desenvolvimento econômico, mas também como solução viável para enfrentar as mais diversas mazelas da sociedade capitalista: desigualdade, violência e desintegração social.

É com este sentimento que a educação passou a ser vista como um direito básico de todo cidadão. A garantia do acesso e da manutenção da população na escola foram objetivos perseguidos em praticamente todo o mundo, sejam eles pertencentes ao mundo desenvolvido ou não. Neste contexto, a literatura econômica e sociológica buscou fornecer diversas evidências sobre os determinantes dos diferenciais educacionais, de forma a sinalizar quais eram os grupos mais frágeis da população que necessitavam de ter seu acesso e permanência na escola garantido. Não surpreendente foi o resultado de que estes grupos eram, em sua maioria, aqueles oriundos das classes sociais mais desfavorecidas.

A partir destes estudos foram formulados em vários países políticas pautadas na inclusão e na universalização do acesso, via financiamento público por parte do Estado. Os resultados alcançados nestes países foi sem sombra de dúvidas muito positivo, o que propiciou uma elevação sem precedentes na escolaridade média da população mundial. Os países subdesenvolvidos também buscaram efetivar mudanças em seu sistema educacional, embora fosse estreita sua margem de atuação diante de tantas urgentes (ou outras nem tanto) prioridades.

Dentre os países ainda sedentos por desenvolvimento, o Brasil não fugiu a esta regra: vários esforços foram empreendidos com o intuito de promover a equalização nas oportunidades de acesso, em especial ao nível fundamental ou básico de Ensino. Pode-se dizer que as políticas foram certamente bem sucedidas, embora houvesse muito ainda a ser feito, já que o Brasil ainda encontra-se muito aquém em termos da escolarização média do que países com nível semelhante de desenvolvimento.

Com base na elevação sem precedentes nas taxas de matrícula no sistema de ensino, muitos passaram a acreditar que o problema educacional no Brasil era não mais o de garantir a *quanti-*

dade, mas sim a *qualidade* do ensino. Não se questiona aqui que a discussão sobre a qualidade do ensino ministrado, tanto nas escolas financiadas com recursos públicos quanto na rede privada, deve ser menosprezada. Contudo, deve-se ter em mente que o Brasil ainda possui um longo caminho a ser perseguido de forma a alcançar níveis médios de estudo compatíveis, por exemplo, com as demandas inerentes ao desenvolvimento econômico e social. E, sem dúvidas, a elevação do nível educacional da população brasileira perpassa pela inclusão de uma parcela não desprezível da população que não dispõe de meios para acumular anos de estudo.

É sobre este dilema que foi concebido o eixo central esta dissertação. A partir de uma análise histórica de 22 anos de escolarização no Brasil, buscamos extrair evidências da estratificação educacional e dos componentes demográficos da variação na escolaridade no país. Para tanto, o conceito-chave adotado foi o da probabilidade de progressão por série (PPS). O arcabouço da PPS é bastante adequado para o estudo da carreira escolar da população, de grupos socioeconômicos, ou mesmo para a estimação de modelos teóricos no nível individual.

Esta dissertação está organizada em três artigos, divisão esta norteada pela aplicação de cada uma das possibilidades do método PPS. O primeiro artigo trata de uma apresentação deste método aplicado para uma análise macro-demográfica: é traçada a evolução nas probabilidades de progressão por série agregadas e por grupos populacionais, bem como são apresentados exercícios de decomposição derivados da PPS. Buscou-se ao longo do artigo que estas evidências fossem entrelaçadas com a evolução das políticas educacionais no Brasil. Pretende-se que este artigo possa prover informações iniciais sobre o patamar e trajetória da desigualdade de oportunidades no Brasil, bem como explicitar quais séries foram mais importantes para a variação nos anos de estudo da população. Os resultados apontam que muito ainda há a ser feito, tanto em termos de uma elevação na escolarização média como também na ampliação do acesso e permanência nos estágios mais tardios da carreira escolar (tais como o Ensino Médio e Superior). Contudo, há evidências de que as políticas adotadas a partir da década de 90 alcançaram resultados bastante positivos, especialmente naquelas transições iniciais, como a entrada no sistema de ensino e a probabilidade de progressão para a 5^a série do Ensino Fundamental.

O segundo artigo baseia-se na aplicação no nível individual do modelo de transições escolares, também com base no conceito de PPS. Ele busca dialogar com uma extensa literatura internacional que investiga o efeito das origens sociais sobre a carreira escolar, em especial com a contribuição do sociólogo Robert Mare. A relevância desta discussão é notória, sobretudo pois o diagnóstico das principais variáveis intervenientes no sucesso educacional pode ser útil na formulação de políticas educacionais que garantam o acesso e permanência daqueles indivíduos que possuem uma maior probabilidade de evasão. Os resultados obtidos em nosso

estudo mostram que a expansão educacional no Brasil pode ter auxiliado de forma significativa na redução da desigualdade de oportunidades nos primeiros estágios da trajetória escolar, medida pelo efeito da educação do chefe sobre a probabilidade de progressão. Contudo, os modelos apontam que há séries que ainda se constituem em barreiras à escolarização dos grupos sociais desfavorecidos, em especial as do Ensino Médio e Superior, o que reforça a necessidade de que as políticas educacionais avancem ainda mais no sentido da universalização e inclusão.

O terceiro artigo se constitui por uma aplicação metodológica. São comparados dois instrumentais para estimação de modelos de idade-período-coorte das probabilidades de progressão por série: o usual Modelo Linear Generalizado Restrito e (MLGR) o Estimador Intrínseco (EI), descrito por Yang, Fu e Land (2004). Este último estimador busca avançar em relação aos demais métodos IPC: ele produz coeficientes estimados de idade, período e coorte e erros-padrões de uma forma direta, sem a necessidade de que se escolha entre um grande número de restrições de identificação possíveis que podem ser ou não apropriadas para uma análise em particular. Este exercício é relevante para a construção de futuras projeções educacionais, pois a utilização de métodos aprimorados de idade-período-coorte para a modelagem das probabilidades de progressão por série permitem que se obtenham os anos médios de estudo futuros da população, dada a relação formal entre as probabilidades de progressão por série e os anos médios de estudo (RIOS-NETO, 2004). Os resultados revelam que as estimativas derivadas pelo Estimador Intrínseco tendem a ser mais significativas a um nível de 5% do que aquelas derivadas pelo modelo linear generalizado restrito, e, portanto, são mais condizentes com a evolução das políticas educacionais no Brasil. Ademais, o modelo EI mostrou-se mais eficiente - i.e., com menor variância - do que o estimador MLGR. Desta forma, conclui-se que o Estimador Intrínseco poderá ser eficaz para exercícios futuros de projeção.

1 Primeiro Artigo - Probabilidade de Progressão por série no Brasil, 1986 a 2008

1.1 Introdução

Ao longo do século XX, verificou-se que a educação assumiu um papel-chave nas sociedades industriais. Vários fatores foram fundamentais para que se assistisse, em praticamente todo o mundo, a um aumento na demanda e na oferta de educação. A reestruturação produtiva no sistema capitalista, ao reduzir a demanda por emprego manual e de baixa qualificação na agricultura e aumentar os postos de trabalho em ocupações profissionais, administrativas e de gerência, permitiu uma ascensão da estrutura ocupacional. No âmbito do estado, intensificou-se o processo de burocratização e a racionalização das práticas no setor público, acarretando em um aumento nos postos de trabalho que exigiam maior qualificação do trabalhador. O desenvolvimento econômico e das políticas de bem-estar foram também fundamentais para que a classe trabalhadora angariasse melhores condições de vida, saúde e nutrição, o que, por conseguinte, permitiu a elevação da performance escolar das crianças pertencentes a este estrato. Também os custos da educação se reduziram em algumas sociedades, especialmente pela ação do Estado, com uma tendência de universalização do ensino e da expansão da educação pública (SHAVIT; BLOSSFELD, 1993; JENKS; TACH, 2006; SHAVIT; YAISH; BAR-HAIM, 2007).

A partir desse aumento generalizado dos níveis educacionais, padrão este no qual o Brasil não foi uma exceção, a melhoria futura no acesso à escolarização pela sociedade está relacionada de forma inequívoca a um diagnóstico acurado das séries mais importantes para uma posterior elevação dos anos médios de estudo da população. A análise das transições escolares, portanto, cumpre um papel fundamental no delineamento das políticas educacionais futuras, na medida em que fornece evidências sobre quais transições se apresentam na atual conjuntura como pontos de estrangulamento para a elevação da escolaridade média da população.

O método PPS foi proposto por Rios-Neto (2004), que se baseou no método da *razão de*

progressão por parturição, o qual é aplicado usualmente na demografia para a análise da fecundidade de coortes ¹. Este instrumental apresenta-se como uma alternativa bastante apropriada para subsidiar a formulação de políticas educacionais, na medida em que se baseia na análise acurada de toda a trajetória escolar, i.e, de todas as séries que constituem o sistema de ensino. Um método semelhante foi desenvolvido por Mare (1979), Mare (1980), denominado *taxa de progressão por série*, e aplicado no Brasil por Silva e Hasenbalg (2002). A singularidade do método PPS é que a escolarização é concebida como uma acumulação das várias progressões: um indivíduo que tenha, por exemplo, 2 anos de estudo, progrediu tanto pela primeira série do Ensino Fundamental, quanto pela segunda série do Ensino Fundamental e, portanto, estará presente tanto na amostra referente à primeira transição escolar quanto na amostra referente à segunda transição. No arcabouço da taxa de progressão por série, são considerados apenas os indivíduos que frequentam ou concluíram determinada série, condicionado à conclusão da série anterior.

Do ponto de vista formal, a construção do método PPS permite que se obtenha o número de anos médios de estudo a partir das probabilidades condicionais de progressão em cada uma das séries escolares, de forma análoga à sua usual aplicação no estudo da fecundidade, na qual se obtém o número médio de filhos tidos a partir das probabilidades de progressão por parturição. Diante deste fato, uma suposição implícita do método PPS é se tenha acompanhado a trajetória educacional completa da coorte no momento da aplicação do instrumental (RIOS-NETO, 2004).

Neste contexto, os objetivos deste artigo são: i. apresentar o método de Probabilidade de Progressão por Série (PPS); ii. traçar um breve histórico das políticas educacionais no Brasil a partir da década de 80; iii. analisar a evolução das probabilidades de progressão por série e dos anos médios de estudo no Brasil entre 1986 e 2008 segundo atributos da população; iv. decompor a variação média dos anos de estudo neste período nas diferentes contribuições das probabilidades de progressão por série. Cabe ressaltar que a grande vantagem deste método é que ele fornece indicadores alternativos e substantivos sobre o desempenho escolar, construídos a partir da decomposição dos anos médios de estudo, que permitem avaliar com precisão quais séries foram responsáveis ao longo da história para a variação nos anos médios de estudo da população.

Empregamos neste estudo a análise das probabilidades de progressão por série a partir de uma longa série histórica disponível dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE). Uma vez que lidamos neste estudo com dados referentes a diferentes períodos, assumimos por pressuposto que, a cada ano-calendário, os anos médios de estudo

¹Para mais detalhes sobre o método aplicado à análise da fecundidade, ver Preston, Heuveline e Guillot (2001)

calculados corresponderiam àqueles de uma coorte hipotética que teria experimentado as probabilidades de progressão por série vigentes em cada período analisado. Sem sombra de dúvidas com esta estratégia perde-se a riqueza da análise por coortes verdadeiras. Contudo, argumentamos que esta limitação é contrabalançada pelo fato de que a utilização de dados de período e a interpretação em termos das coortes hipotéticas fazem com que a análise se baseie em dados e tendências atuais e, portanto, mais próximos da realidade vigente das políticas educacionais.

Este artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção 1.2, traçamos um marco histórico e institucional das principais políticas educacionais direcionadas a expansão do ensino. Na seção 1.3, apresentamos uma descrição formal do método de probabilidade de progressão por série. Na seção 1.4, reportamos os resultados do cálculo dos indicadores descritivos baseados no método PPS, bem como a sua estratificação em atributos socioeconômicos e a decomposição da variação nos anos médios de estudo nas séries mais importantes. Por fim, a seção 1.5 sintetiza as evidências deste artigo.

1.2 Breve histórico das políticas educacionais no Brasil

É sabido que a década de 80 no Brasil, também conhecida como a *década perdida*, se caracterizou pelo recrudescimento fiscal, em virtude de muitos e persistentes desequilíbrios macroeconômicos. Nesse contexto, emergiu uma nova percepção sobre as políticas de uma maneira geral, especialmente com o intuito de promover a modernização do Estado e a racionalização dos gastos. As políticas educacionais ao longo dos anos 80, diante desse fato, também estiveram marcadas com este viés, sendo um dos objetivos fundamentais o estabelecimento de um novo padrão de gestão educacional que fosse capaz de garantir tanto a estabilidade econômica (pela reordenação dos gastos) quanto a ordem social (FREITAS, 1998).

Em 1988, com a promulgação da Constituição Federal, a educação foi pioneiramente reconhecida em bases legais como um direito de cidadania (Art. 205), conquista esta inegável para a história dos direitos sociais no Brasil. Seguindo-se as reordenações de política presentes na década de 80, na Constituição também foram introduzidos dispositivos que sinalizam a nova visão da gestão educacional: o Artigo 211, por exemplo, convoca a colaboração da União, dos Estados e dos Municípios na gestão do sistema de ensino; o Artigo 212, por sua vez, vincula uma parcela mínima das receitas da União (18%), Estados, o Distrito Federal e os Municípios (25%) ao investimento em educação. Muito importante destacar nesta constituição a obrigatoriedade do Ensino Fundamental e a sua oferta gratuita pelos estabelecimentos públicos, embora ainda houvesse a restrição da disponibilidade de vagas por parte destes estabelecimentos (BRASIL,

1988).

Em 1996, seguindo-se as novas reorientações da gestão institucional das políticas educacionais, foi fixada a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB - Lei nº 9.394/96). Essa norma redefiniu as responsabilidades da União, Estados e Municípios em relação ao sistema de ensino, em especial em direção a municipalização do Ensino Fundamental e a estadualização do Ensino Médio, cabendo à União a fiscalização do sistema.

Do ponto de vista estrutural, uma das principais mudanças engendradas pelas políticas educacionais na segunda metade da década de 90 foi a criação do *Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério* (FUNDEF). O FUNDEF foi um fundo de natureza contábil - ou seja, formado com recursos provenientes da União, Estados e Municípios - que fixou o montante para a aplicação de recursos pelas três esferas de governo no ensino fundamental e na valorização do magistério em cerca de 60% do montante especificado pela constituição (que corresponde a 25% das receitas dos Estados e Municípios). A distribuição dos recursos era realizada com base no número de alunos do ensino fundamental regular e especial, de acordo com dados do Censo Escolar do ano anterior (BRASIL, 1996).

Outra inovação importante ocorrida na década de 90 foram os programas voltados para a aceleração de aprendizagem. O objetivo perspicuo do programa era efetivar a universalização do ensino fundamental, assegurando a igualdade nas condições de acesso e permanência. O público-alvo desta política foram os alunos com defasagem idade-série que se encontravam retidos nos primeiros estágios do Ensino Fundamental, bem como aqueles que evadiram antes de concluir a quarta série. O programa contava com materiais didático de subsídio ao docente, mediante a adoção de classes paralelas de aceleração, e criando, portanto, condições para a conclusão do ciclo por parte de seu público-alvo (SOUSA, 1999). Este programa posteriormente foi denominado *Avançar Brasil - Toda Criança na Escola* e aprovado em 2000 pela Lei nº 9.989.

A partir de 2001, entrou em vigor o *Plano Nacional de Educação* (PNE- Lei nº 10.172/01). Este plano, baseado no Projeto de Lei nº 4.155/98, partiu de uma demanda emergente da sociedade brasileira em defesa da educação pública de qualidade mediante o aprimoramento dos mecanismos de participação da sociedade no sistema de ensino e do poder público no financiamento educacional (VALENTE; ROMANO, 2002). A partir de metas e diretrizes fixadas num horizonte de 10 anos, o PNE abrangeu a chamada Educação Básica (educação infantil, ensino fundamental e médio) e o Ensino Superior. Seus objetivos compreenderam: i. a elevação global do nível de escolaridade da população; ii. a melhoria da qualidade do ensino em todos os níveis; iii. a redução das desigualdades sociais e regionais quanto ao acesso e à permanência; e iv. democratização da gestão do ensino público, obedecendo ao princípio da gestão participativa,

i.e., promovendo a participação dos profissionais da educação e da comunidade na elaboração do projeto pedagógico da escola (BRASIL, 2001).

Em linhas gerais, as metas do PNE compreenderam: a garantia de ensino fundamental obrigatório de oito anos a todas as crianças de 7 a 14 anos e a todos os que a ele não tiveram acesso na idade própria ou que não o concluíram; a ampliação do atendimento nos demais níveis de ensino, quais sejam: educação infantil, o ensino médio e superior; a valorização dos profissionais da educação; e o desenvolvimento de sistemas de informação e de avaliação em todos os níveis e modalidades de ensino. Em relação à primeira meta do PNE, pode-se dizer que a mesma está em vias de se concretizar no Brasil, pois, de acordo com os dados do IBGE, cerca de 97,3 % das crianças entre 7 e 14 anos frequentavam a escola em 2008. Na linha das ações previstas no PNE, foi criado em 2003 o Programa Brasil Alfabetizado, voltado para a inclusão cidadã pela alfabetização de jovens e adultos.

Em 2006, foi criado e aprovado pela Emenda Constitucional nº 56 o *Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação* (FUNDEB). Este fundo ampliou o campo de atuação do programa anterior (FUNDEF), estendendo-se para a educação infantil e o ensino médio. Houve uma diversificação nos recursos e nas fontes de financiamento. A participação dos estados e municípios na composição do fundo foi elevada de 15 para 20%, do montante de 25% da arrecadação de impostos obrigatoriamente destinados, por determinação constitucional, para a manutenção e desenvolvimento do ensino básico. Entretanto, estudos argumentam que o FUNDEB não propiciou um aumento nos recursos disponíveis para o investimento em educação, na medida em que, em 2007, o número de alunos aumentou em 56,6%, contra um aumento nos recursos da ordem de 36,3% (SAVIANI, 2007).

A busca pela melhoria da qualidade do ensino foi sistematizada em 2007 com a implementação do *Compromisso Todos pela Educação* (BRASIL, 2007). Este plano de metas prevê: i. todas as crianças e jovens de 4 a 17 anos deverão estar na escola; ii. toda criança de 8 anos deverá saber ler e escrever; iii. todo aluno deverá aprender o que é apropriado para sua série; iv. todos os alunos deverão concluir o ensino fundamental e o médio; v. o investimento necessário na educação básica deverá estar garantido e bem gerido. A adesão ao plano é voluntária e, em 2008, oito estados brasileiros aderiram ao plano, quais sejam: Alagoas, Distrito Federal, Maranhão, Minas Gerais, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo. A medida para a aferição da qualidade do ensino adotada foi o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB).

Concomitantemente à promulgação do Decreto 6.094 que dispôs sobre o *Compromisso Todos pela Educação*, foi lançado o *Plano de Desenvolvimento da Educação* (PDE). Além das

diretrizes do Todos pela Educação, o Plano inclui outras 29 ações. Pode-se dizer que o PDE se constitui como um plano de ação das metas fixadas pelo PNE. Do ponto de vista filosófico, o PDE propõe uma visão global da educação, sobretudo mediante a articulação e integração entre as políticas em todos os níveis de ensino. Em linhas gerais, o PDE se constitui por quatro eixos: educação básica, educação superior, educação profissional e alfabetização. No eixo da educação básica, podem ser destacadas as políticas para a valorização dos professores, o FUNDEB, a avaliação do ensino e responsabilização por meio do IDEB e mudanças na gestão educacional. No eixo do ensino superior, destacam-se a política de reestruturação e expansão das universidades federais (REUNI), a democratização do acesso via crédito educativo (FIES) (BRASIL. Ministério da Educação, 2008).

Percebe-se que tem havido a partir da década de 80 esforços para a promoção da qualidade e da expansão no acesso ao sistema de ensino. Todavia, o déficit educacional no Brasil é ainda bastante elevado e emerge essencial que as novas políticas, as quais encontram-se em seus estágios iniciais, sejam capazes de sair do plano das ideias e atingir seu objetivo-fim, na medida em que o acesso a educação de qualidade se configura como um direito de todos os cidadãos.

1.3 Formalização

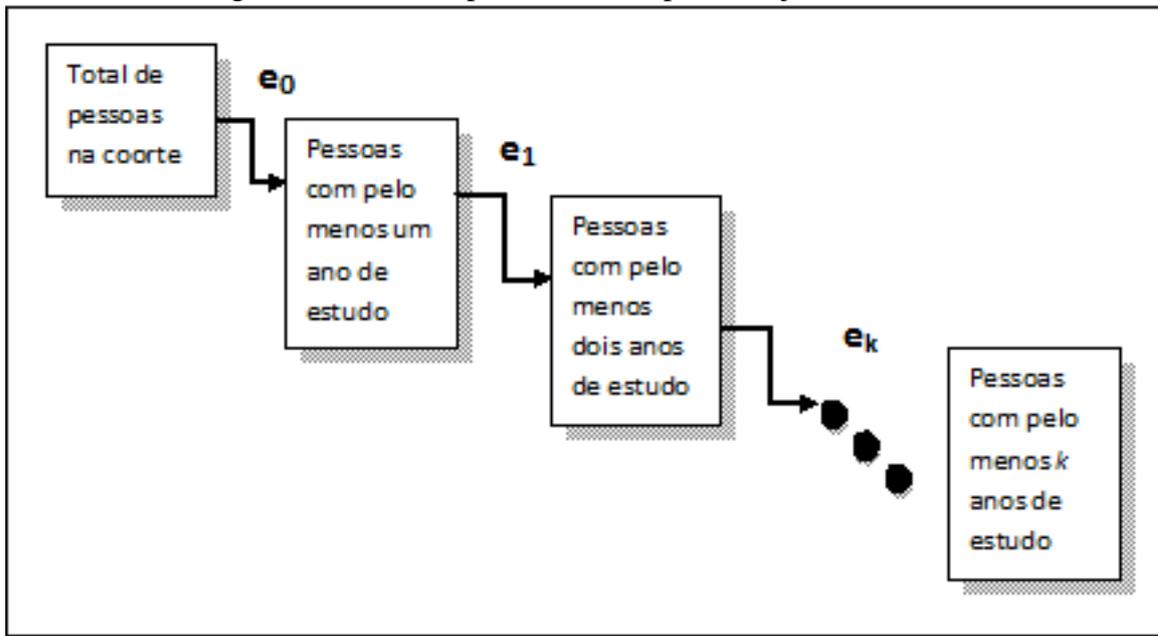
Nesta seção formalizamos os conceitos do método PPS, com base em Rios-Neto (2004). Considerando-se o acompanhamento de uma coorte que tenha encerrado sua trajetória escolar, a probabilidade de progressão para a série $k + 1$, dado que se tenha concluído a série anterior, k , é denotada por e_k e obtida pela seguinte equação:

$$e_k = \frac{P_{k+1}}{P_k} \quad (1.1)$$

Onde P_{k+1} é o número de pessoas na coorte que concluíram pelo menos a série $k + 1$ e P_k é o número de pessoas na coorte que completaram a série k . Uma interpretação intuitiva para a equação 1.1 se faz em termos dos anos de estudo completos: e_0 , por exemplo, representa a probabilidade de que um indivíduo na coorte possua um ano completo de estudo, dado que não era escolarizado. Em linhas gerais, e_k nos fornece a probabilidade de um indivíduo completar k anos de estudo, dado que possuía pelo menos $k - 1$ anos de estudo. Uma vez que o cálculo é baseado nas informações de uma coorte, a razão entre os promovidos e os indivíduos em risco pode ser denominada como probabilidade, na medida em que se tem uma mesma população inicial. Ainda, o método PPS lida diretamente com o conceito de *probabilidade condicional*, posto que nem todas as pessoas da coorte estarão expostas ao risco de progredir para uma

determinada série, mas somente aquelas que concluíram a série imediatamente anterior. A Figura 1 ilustra o conceito da PPS a partir da árvore de probabilidades. Em cada transição escolar, o número de indivíduos na coorte expostos ao risco de serem promovidos se reduz uma vez que nem todas as pessoas são promovidas até determinada série. Em termos práticos, no cálculo da probabilidade de progressão por série, o denominador da razão sempre será alterado quando a série variar.

Figura 1: Árvore de probabilidades para a trajetória escolar



A partir da equação 1.1 e da árvore de probabilidades implícita na trajetória escolar da coorte, é possível obter-se a proporção de indivíduos na coorte com pelo menos k anos de estudo, denominada $e_{0,k}$. Por definição, $e_{0,0} = 1$, já que toda a coorte tem pelo menos zero anos de estudo. Ademais, tem-se que:

$$e_{0,1} = e_0 \quad (1.2)$$

$$e_{0,2} = e_0 \times e_1 \quad (1.3)$$

...

$$e_{0,k} = e_0 \times e_1 \dots \times e_{k-1} \quad (1.4)$$

Finalmente, para se obter os anos médios de estudo da coorte, utiliza-se a matemática das esperanças. É possível demonstrar que, se uma variável aleatória é contínua e assume valores estritamente positivos, então a sua média é obtida pelo somatório das probabilidades de que esta variável seja maior ou igual a todos os valores possíveis (RIOS-NETO, 2004). Aplicando-se este

resultado e considerando-se que k varie até 17, temos que²:

$$e = \sum e_{0,k} = \sum \prod e_{k-1} \quad (1.5)$$

Um exercício derivado a partir do método PPS é a decomposição dos fatores explicativos para a variação observada nos anos médios de estudo entre duas coortes (RIOS-NETO, 2004). No caso específico deste estudo, o exercício consistiu em decompor a variação nos anos médios de estudo entre um mesmo grupo etário (ex. 7 a 29 anos) em dois pontos no tempo. Do ponto de vista substantivo, este exercício permitiu verificar quais foram as séries mais importantes para a variação observada na escolaridade média entre duas coortes. Para uma descrição formal da decomposição, considere os anos médios de estudo da coorte nascida entre 1943 e 1947, $e_{1943-1947}$ e os anos médios de estudo da coorte nascida entre 1983 e 1987, $e_{1983-1987}$. Pela equação 1.5, podemos derivar as seguintes relações:

$$e_{1943-1947} = \sum \prod e_{16,1943-1947} \quad (1.6)$$

$$e_{1983-1987} = \sum \prod e_{16,1983-1987} \quad (1.7)$$

A matemática que perpassa esta decomposição é que se substitua recursivamente cada probabilidade de progressão e_k da coorte mais antiga no cálculo da coorte mais jovem, resultando na contribuição de cada PPS para a diferença entre os anos de estudo das duas coortes, da seguinte forma:

$$e_{1943-1947,1983-1987,J} = \sum_{j=1}^J e_{0,j} + \sum_{i=J}^{16} e_{0,i} \quad (1.8)$$

$$e_{1943-1947,1983-1987,J} = \sum_{j=1}^J \prod e_j + \sum_{i=J}^{16} \prod e_i \quad (1.9)$$

1.4 Resultados

Esta seção apresenta o resultado dos indicadores calculados a partir do método PPS para o Brasil entre 1986 e 2008. Para fins de síntese das evidências, focamos nas seguintes transições: probabilidade de progressão de zero para um ano de estudo (e_0), probabilidade de progressão

²Ou seja, que o máximo de anos de estudos possíveis seja 17

para a quinta série do Ensino Fundamental de 8 anos, dado que concluiu a quarta série (e_4), probabilidade de progressão para a primeira série do Ensino Médio, dado que concluiu a oitava série do Ensino Fundamental de 8 anos (e_8) e a probabilidade de completar o primeiro ano no Ensino Superior, dado que completou com sucesso a terceira série do Ensino Médio (e_{11}). De fato, estas transições podem ser consideradas como cruciais na carreira escolar, na medida em que refletem diferentes decisões de continuidade nos estudos. Por exemplo, a conclusão de níveis de ensino (fundamental e médio) pode coincidir com as exigências para a entrada no mercado de trabalho. A probabilidade de progressão para a primeira série, por sua vez, reflete a superação do analfabetismo. No caso específico da transição da quarta série para a quinta série, sua inclusão na análise se justifica já que a mesma se caracteriza, de acordo com a literatura, por profundas mudanças metodológicas - ex. mudança da unidocência para a pluridocência - e subjetivas por parte do aluno, as quais tendem a ser refletir numa barreira à progressão (PRATI; EIZIRIK, 2006; ROSA; PROENÇA, 2003).

Utilizamos neste estudo os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE), no período compreendido entre 1986 e 2008. O filtro etário utilizado em cada ano-calendário foi dos 7 aos 29 anos. A amplitude inferior (7 anos) reflete a idade mínima para a conclusão da primeira série, enquanto que a amplitude superior remete ao provável fim da trajetória escolar do indivíduo. Foram ainda investigados os seguintes atributos pessoais: sexo, raça/cor³ e faixa do rendimento familiar *per capita* real, com o intuito de verificar se existem diferenciais na progressão escolar segundo estas características.

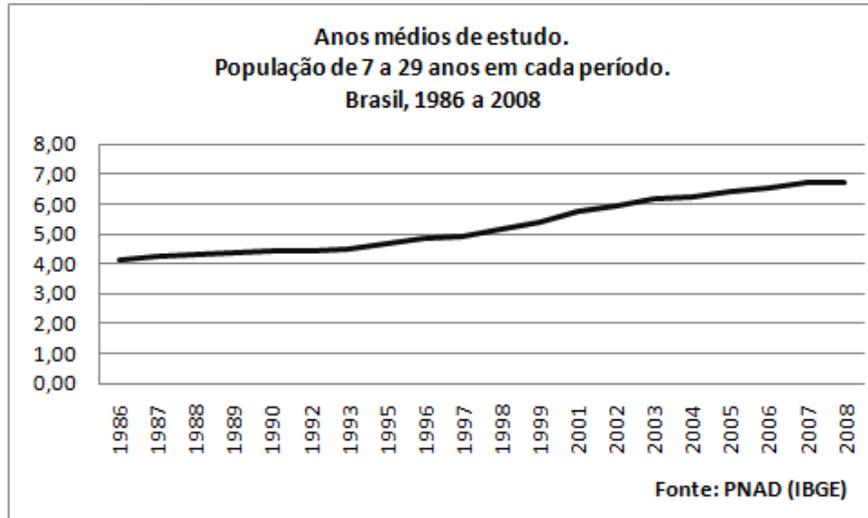
A Figura 2 mostra a evolução dos anos médios de estudo calculados com base nas probabilidades de progressão por série da população de 7 a 29 anos a cada ano-calendário entre 1986 e 2008. Ao longo de 22 anos, a escolaridade média desta população se elevou de 4 para cerca de 7 anos de estudo, o que representa um aumento de cerca de 75% no período. Contudo, pode-se afirmar o nível educacional do Brasil em 2008 ainda se encontra distante daqueles observados em alguns países desenvolvidos em 2000: Estados Unidos, com uma média de 12,5 anos de estudo; Reino Unido, com uma média de 9,42 anos; e a Argentina, com uma média de 8,83⁴ (BARRO; LEE, 2001). É possível ainda depreender da Figura 2 que os anos médios de estudo calculados a partir da PPS evoluíram lentamente até o final da década de 80, comportamento este condizente com um período de recessão econômica e restrição fiscal com seus impactos

³Seguindo-se a literatura empírica aplicada no Brasil, a variável raça/cor foi construída da seguinte forma: brancos representam aqueles que se declararam como brancos ou amarelos; negros representam aqueles que se declararam como pretos ou pardos. Alguns estudos revelam que, nos estudos educacionais, não há diferenças significativas nos padrões de pretos e pardos (HENRIQUES, 2002). Os indígenas foram excluídos da análise.

⁴Embora as metodologias para a construção dos anos médios de estudo não sejam comparáveis, posto que nesta dissertação trabalhamos com as médias obtidas a partir da PPS dos indivíduos com idade entre 7 e 29 anos, enquanto que os autores do estudo utilizam a população com 15 anos ou mais.

sobre as políticas públicas. A partir de 1993, contudo, com a redefinição dos papéis da União, Estados e Municípios no financiamento da Educação via FUNDEF, além dos programas de aceleração de aprendizagem (Toda Criança na Escola), assistiu-se a uma aceleração no ritmo de crescimento dos anos de estudo, a qual vem se estendendo ao longo dos anos 2000.

Figura 2: Evolução dos anos médios de estudo com base na PPS: 1986 a 2008

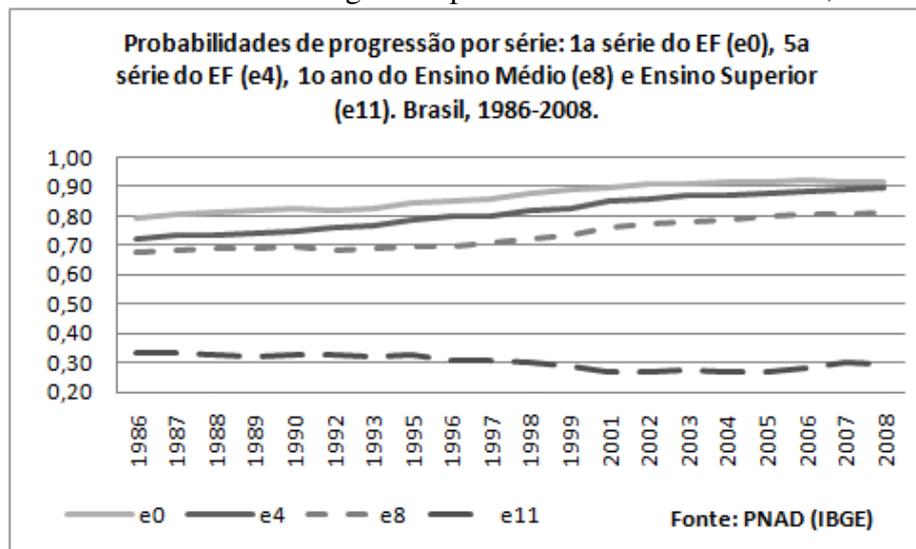


Em relação às probabilidades de progressão por série selecionadas para a análise (e_0, e_4, e_8, e_{11}), podemos verificar o comportamento das mesmas através da Figura 3. Pode-se inferir de uma maneira geral que o ritmo de crescimento da probabilidade de progressão nas séries decresce nos estágios mais elevados da trajetória escolar, fato este que poderia ser explicado por uma grande concentração de políticas universais e de melhoria no acesso nas fases iniciais da carreira estudantil. A evolução da probabilidade de progressão para a primeira série do Ensino Fundamental de 8 anos de duração (e_0) mostra que a mesma já era bastante alta em 1986 - aproximadamente 0,80 - e aumentou seu nível para pouco mais de 0,90 em 2008 (elevação de aproximadamente 10 pontos percentuais). Sem dúvidas, o crescimento mais vertiginoso no período se deu na probabilidade de progressão para a quinta série do Ensino Fundamental de 8 anos (e_4), a qual se elevou em cerca de 20 pontos percentuais no período. Já a probabilidade de progressão para a primeira série do Ensino Médio (e_8) se elevou em 10 pontos percentuais, se mantendo em um nível alto, porém distante da universalidade (0,8), enquanto que a probabilidade de progressão para o Ensino Superior (e_{11}) se manteve praticamente estável ao longo de todo o período e em patamar bastante baixo (0,3).

Em resumo, pode-se inferir a partir da tendência das probabilidades de progressão por série selecionadas entre 1986 e 2008 que a conclusão da primeira série do Ensino Fundamental - ou a superação do analfabetismo - já não se constitui mais como um ponto de estrangulamento para a elevação dos anos médios de estudo da população na medida em que a promoção nesta série

é praticamente universal. Em outras palavras, há evidências de que a entrada na escola não é mais um dos problemas fundamentais para a aquisição de escolaridade por parte da população brasileira (e_0). A complexidade inerente a transição para a quinta série do Ensino Fundamental (e_4) é bastante discutida na literatura (PRATI; EIZIRIK, 2006; ROSA; PROENÇA, 2003), contudo é possível depreender que as políticas educacionais adotadas no Brasil conseguiram minimizar este ponto de estrangulamento, de forma que a progressão nesta série se elevou de forma significativa no período, embora ainda necessite de se elevar ainda mais para atingir um patamar de promoção próximo ao universal. Da mesma forma, houve avanços na promoção para o Ensino Médio (e_8), os quais ainda precisam ser encorajados pelas políticas públicas educacionais. Um resultado importante diz respeito a estabilidade da promoção no Ensino Superior em um patamar bastante baixo (e_{11}), inclusive a despeito de políticas públicas recentes direcionadas para o aumento da oferta de vagas e ao financiamento privado ao Ensino Superior, tais como o Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (FIES) e o Programa Universidade para Todos (ProUni) ⁵.

Figura 3: Probabilidades de Progressão por série selecionadas. Brasil, 1986 a 2008



Conforme explicitado na seção anterior, uma forma sintética de se mensurar a real contribuição de cada série para a variação observada nos anos médios de estudo entre duas coortes é a decomposição contrafactual dos anos médios de estudo em suas respectivas probabilidades de progressão por série (ver Equação 1.9). Em um primeiro exercício efetuamos a decomposição da variação dos anos médios de estudo entre 1986 e 2008 segundo as séries mais importantes. Este resultado encontra-se sistematizado na Figura 4. Observa-se que a progressão para a primeira série foi o fator mais importante para explicar a variação nos anos médios de estudo

⁵Estes programas fazem parte das ações estruturadoras do Plano de Desenvolvimento da Educação para o Ensino Superior - PDE, lançado em 24 de Abril de 2007

no período (e_0), seguida pela progressão para a quinta série (e_4). A transição para o Ensino Médio (e_8) também é positiva, embora não se destaque dentre os principais fatores explicativos, e a transição para o Ensino Superior (e_{11}) apresenta impacto negativo (i.e., seu papel contribuiu para uma variação negativa nos anos médios de estudo). Diante dessas evidências, pode-se sugerir que as políticas educacionais sejam também direcionadas de forma a estimular a maior promoção nestas duas últimas transições e, desta forma, propiciar um aumento ainda maior na escolaridade média da população brasileira.

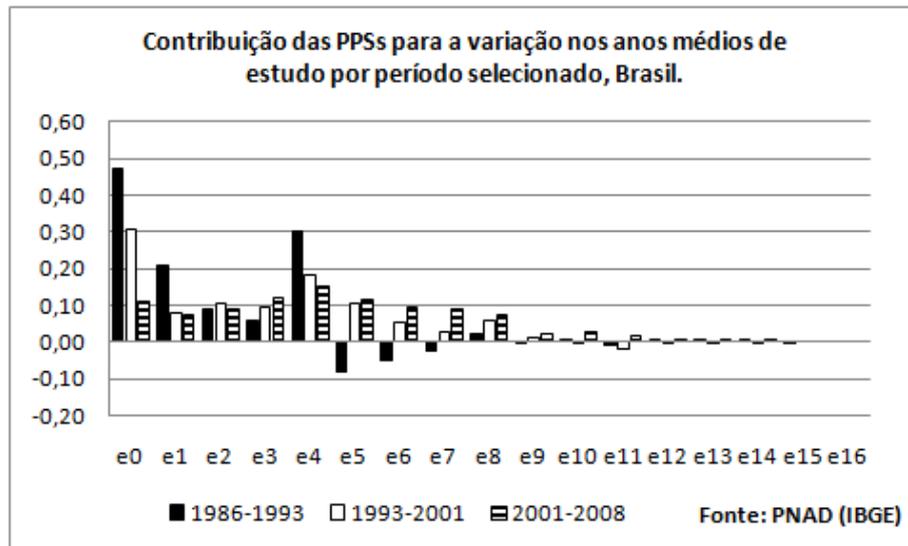
Em um segundo exercício de decomposição, calculamos a variação na escolaridade média da população com idade entre 7 e 29 anos em quatro contextos: 1986-1993, 1993-2001, 2001-2008 e 1986-2008. Nosso objetivo foi verificar se houve mudanças em cada um dos contextos nas contribuições das séries para a variação nos anos médios de estudo. Em cada um dos anos selecionados foram calculadas as probabilidades de progressão por série e aplicada a equação 1.9 nos quatro contextos, e o resultado encontra-se ilustrado na Figura 5. De fato, é possível depreender que entre 1986 e 2008 houve uma redução significativa no papel da progressão na primeira série do Ensino Fundamental (e_0) para o aumento observado nos anos médios de estudo, embora essa transição ainda apresentasse o maior poder explicativo até 2001. Todavia, no período compreendido entre 2001 e 2008, observou-se uma inversão nos papéis, sendo que a progressão para a quinta série do Ensino Fundamental (e_4) passou a ser a série mais importante para a variação nos anos médios de estudo no período. O papel da progressão para o Ensino Médio (e_8) também se elevou no período, embora ainda não tenha um elevado poder explicativo. Embora a variação global entre 1986 e 2008 do poder explicativo da progressão para o Ensino Superior tenha sido negativo pela figura anterior, neste exercício verificamos que a contribuição desta transição passou a ser positiva entre 2001 e 2008.

Com o objetivo de analisar a evolução dos diferenciais nas carreiras escolares entre grupos populacionais no Brasil, calculamos os indicadores derivados do método PPS segundo os seguintes atributos: sexo, raça/cor e faixas do rendimento familiar per capita. Em relação à evolução na escolaridade média por sexo, verifica-se pela Figura 6 que o diferencial nos níveis educacionais entre homens e mulheres permaneceu de certa forma constante ao longo do período analisado, sendo mais favorável para as mulheres. Esta evidência vai de encontro com a literatura que enfatiza a reversão do hiato educacional de gênero no Brasil, segundo a qual a partir da segunda metade do século XX as mulheres angariaram maior escolaridade média como decorrência do direito ao voto, da educação igualitária e dos preceitos da Constituição de 1988 (BELTRÃO; ALVES, 2009). Por outro lado, estudos evidenciam que a desvantagem no resultado educacional dos homens reflete um forte dilema por eles enfrentado entre trabalho e estudo (LEME; WAJNMAN, 2001).

Figura 4: Decomposição da variação nos anos médios de estudo segundo contribuição de cada PPS: 1986-2008



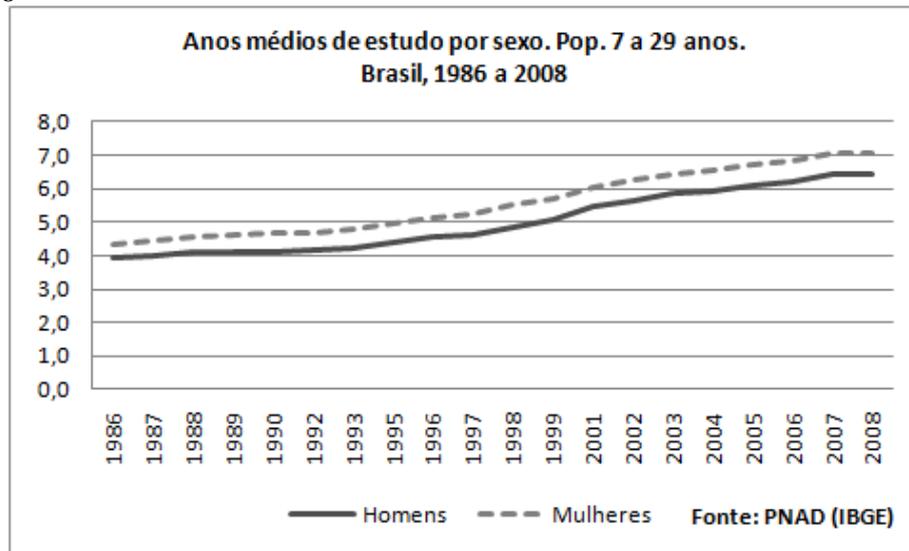
Figura 5: Decomposição da variação nos anos médios de estudo segundo contribuição de cada PPS e período



A Figura 7 sistematiza as evidências da evolução das probabilidades de progressão por série selecionadas segundo o sexo e mostra que, a despeito da persistência do diferencial na escolaridade média entre homens e mulheres, as probabilidades de progressão selecionadas tem convergido ao longo do tempo. Em linhas gerais, pode-se prever a partir desta evidência que o diferencial nos anos médios de estudo por sexo tenderá a se reduzir no futuro, na medida em que as probabilidades de progressão influenciam nesta medida.

A Figura 8 apresenta a evolução da escolaridade média da população de 7 a 29 anos a cada período segundo a raça/cor. Percebe-se de forma clara ao longo do tempo a permanência de um diferencial significativo entre os anos médios de estudo entre brancos e negros. De acordo

Figura 6: Evolução da escolaridade média obtida com base nas PPSs segundo o sexo. Brasil, 1986 a 2008



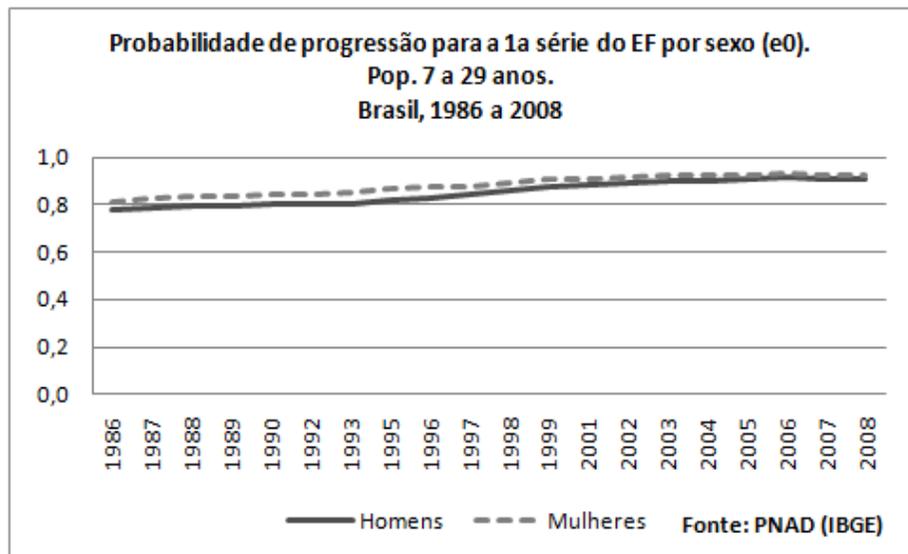
com a literatura, o recorte racial traz consigo uma série de desigualdade de oportunidades aos recursos educacionais, para os quais os negros tem sido historicamente mais desfavorecidos (MARTELETO; MIRANDA, 2004). Neste sentido, a despeito da melhoria da escolaridade média para todos os grupos raciais, é um fato empírico que, no Brasil, os diferenciais entre negros e brancos apresentam uma inércia ao longo do tempo (HENRIQUES, 2002).

A evolução da desigualdade no resultado educacional entre brancos e negros pode ser ainda mais bem percebida pela análise do comportamento das probabilidades de progressão por série entre estes grupos. Em relação à superação do analfabetismo, ou a probabilidade de progressão de zero para um ano de estudo (e_0), podemos observar pela Figura 9(a) que esta probabilidade tendeu a convergir entre brancos e negros, especialmente a partir de um alto ritmo de crescimento desta probabilidade entre os negros. De certa forma, este resultado pode estar refletindo tanto o sucesso das políticas de combate ao analfabetismo quanto o aumento do número de matrículas na primeira série do Ensino Fundamental como instrumentos de minimização das desigualdades educacionais por raça/cor. As outras transições escolares selecionadas, contudo, revelam a permanência do diferencial entre brancos e negros, a exceção da progressão para a quinta série (e_4), para a qual o diferencial se reduziu ligeiramente (Figuras 9(b), 9(c), 9(d)).

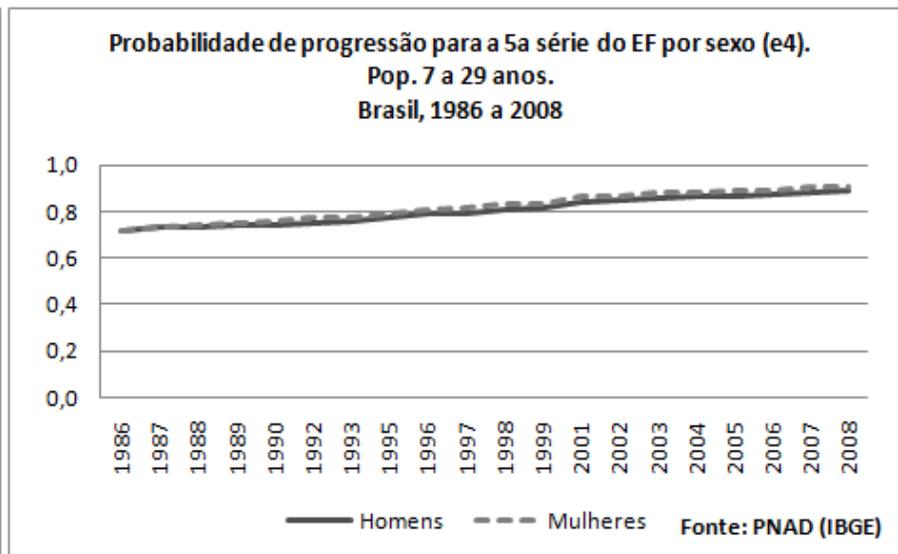
Salta aos olhos o diferencial nas probabilidades de progressão para o Ensino Superior conforme a raça/cor (Figura 9(d)): considerando que os negros sobreviventes ao terceiro ano do Ensino Médio são aqueles que conseguiram passar pelo filtro de uma seletividade brutal segundo as origens sociais ao longo da carreira escolar, é de certa forma surpreendente que estes sobreviventes ainda se constituam por um grupo tão heterogêneo em relação aos brancos e

apresentem tão baixa e persistente probabilidade de progressão.

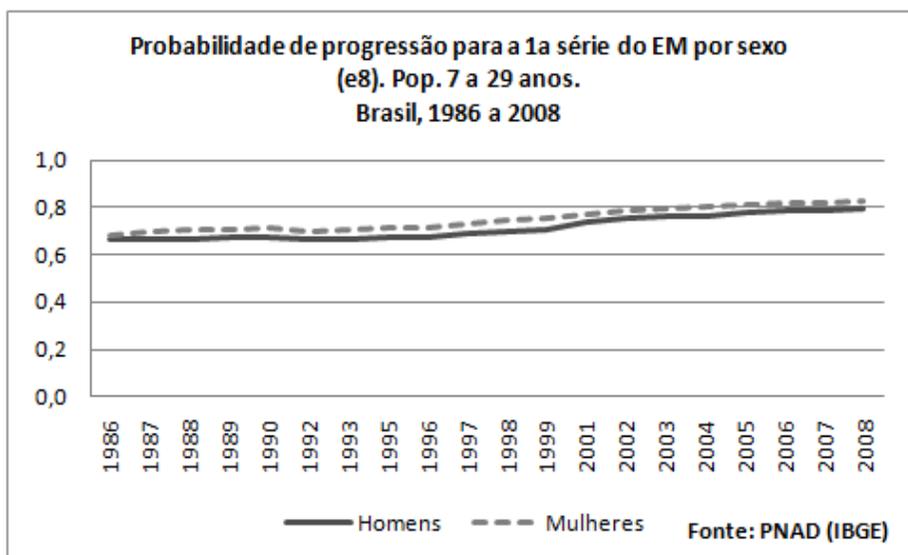
Figura 7: Probabilidades de progressão por série selecionadas conforme o sexo. População de 7 a 29 anos. Brasil, 1986 a 2008



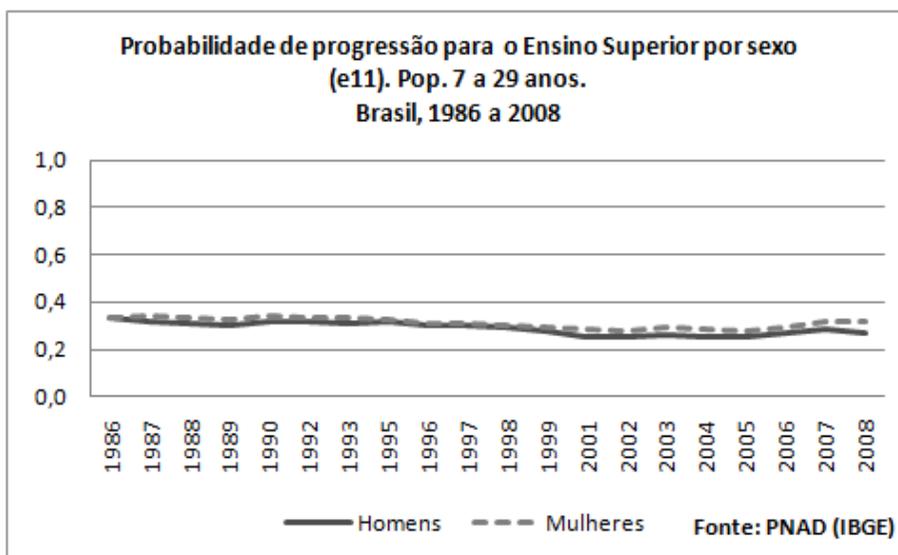
(a) e_0



(b) e_4



(c) e_8



(d) e_{11}

Desta forma, emerge daí a necessidade de políticas de cotas para estudantes negros nas Instituições Públicas de Ensino Superior, bem como a melhoria no acesso ao crédito educativo a essa população.

Finalmente, com o intuito de verificar a evolução dos diferenciais do resultado educacional e da trajetória escolar segundo diferentes classes sociais no Brasil entre 1986 e 2008, utilizamos como *proxy* para esta categorização a divisão da população em cada período em três terços do rendimento familiar *per capita* real. A Figura 10 mostra como o diferencial segundo a classe social no Brasil na escolaridade média se manteve praticamente inalterado ao longo de 22 anos, embora todos os grupos tenham experimentado uma elevação em sua escolaridade média. Esta evidência traz luz sobre a necessidade de políticas educacionais, econômicas e sociais que busquem reduzir o abismo entre o desempenho educacional de ricos e pobres e que afetem toda a trajetória escolar, embora de forma mais incisivas nos estágios mais avançados da carreira escolar.

Figura 8: Evolução da escolaridade média obtida com base nas PPSs segundo a raça/cor. Brasil, 1986 a 2008

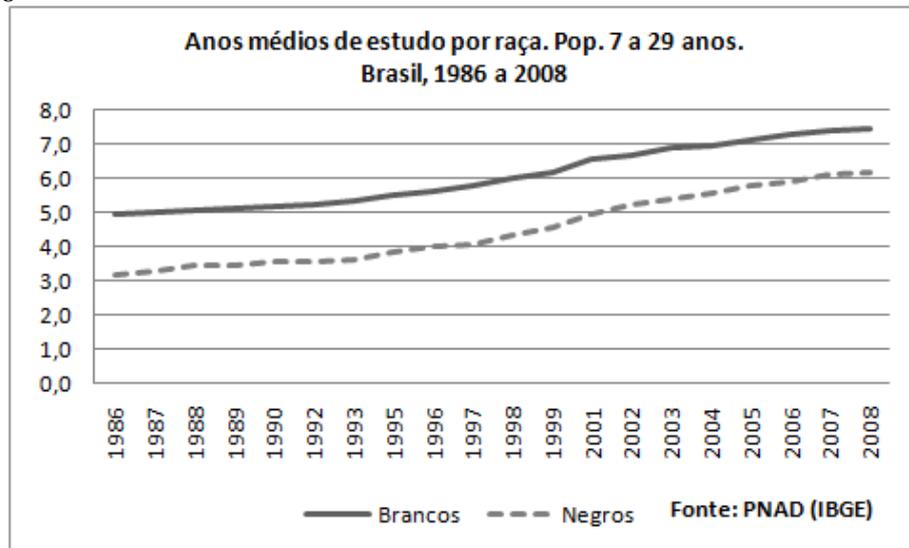
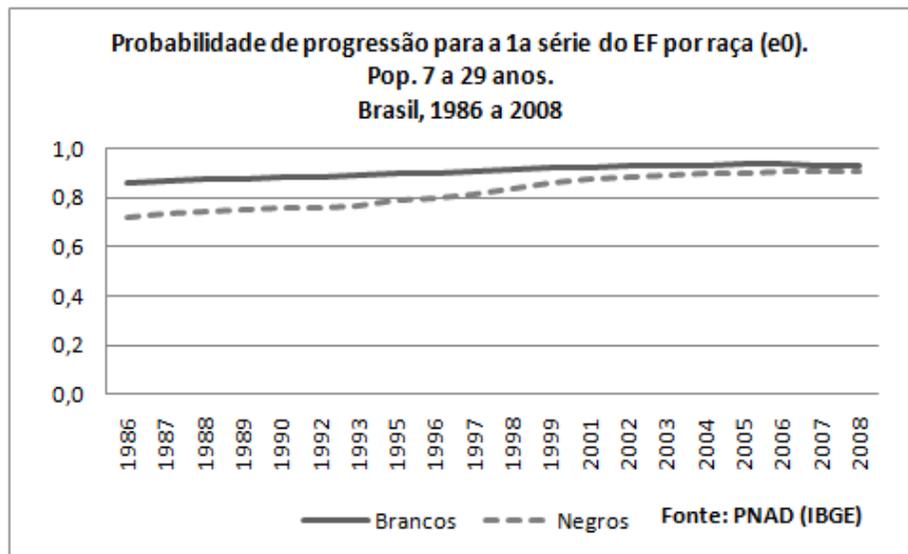
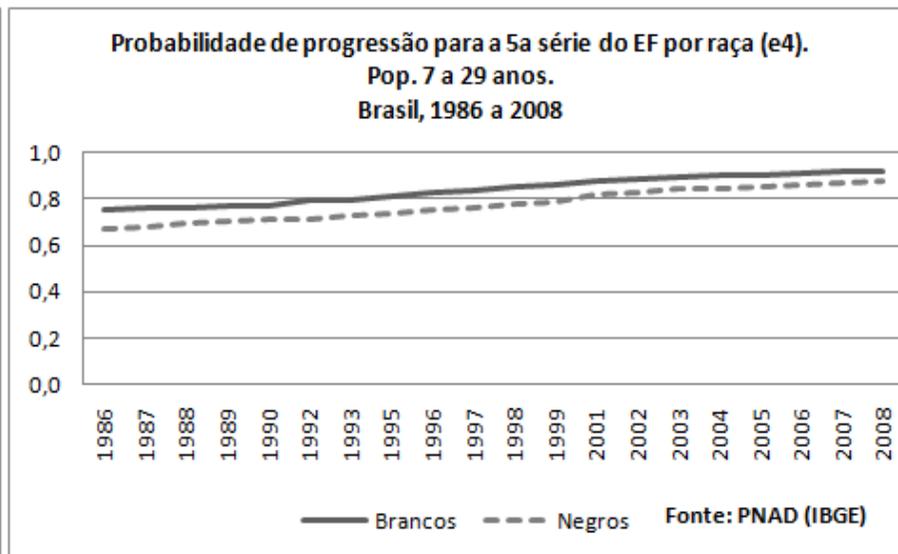


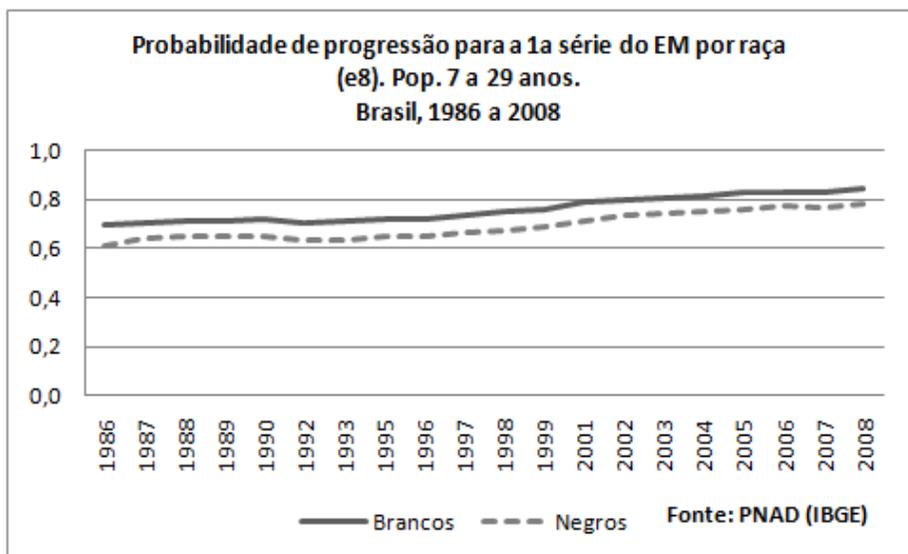
Figura 9: Probabilidades de progressão por série selecionadas conforme a raça/cor. População de 7 a 29 anos. Brasil, 1986 a 2008



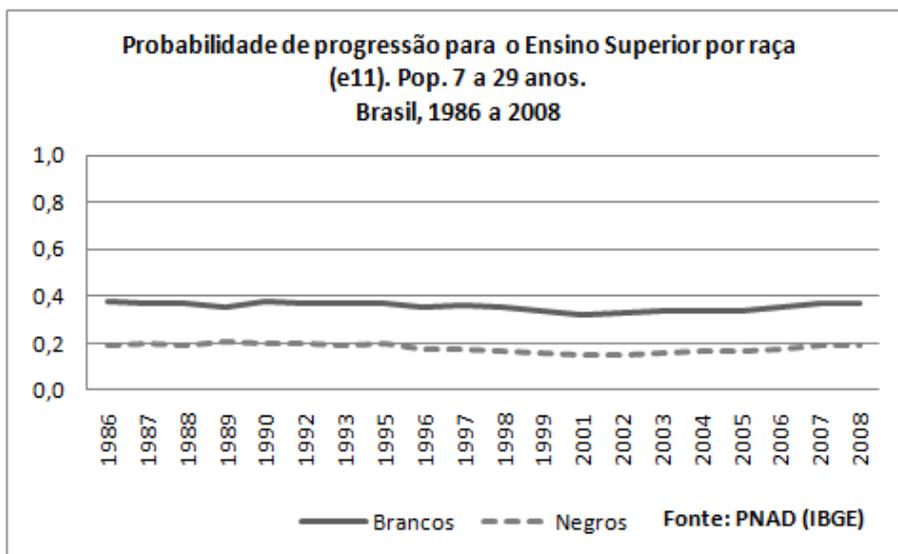
(a) e_0



(b) e_4

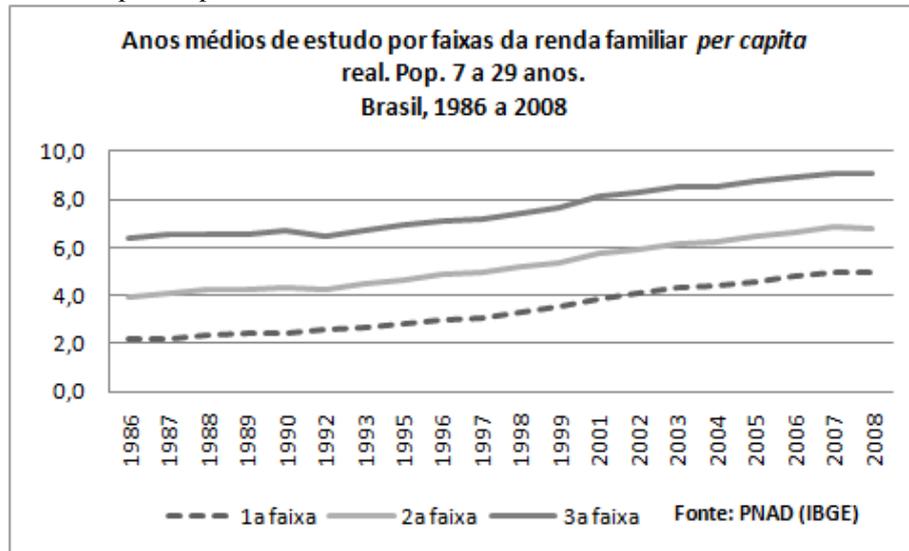


(c) e_8



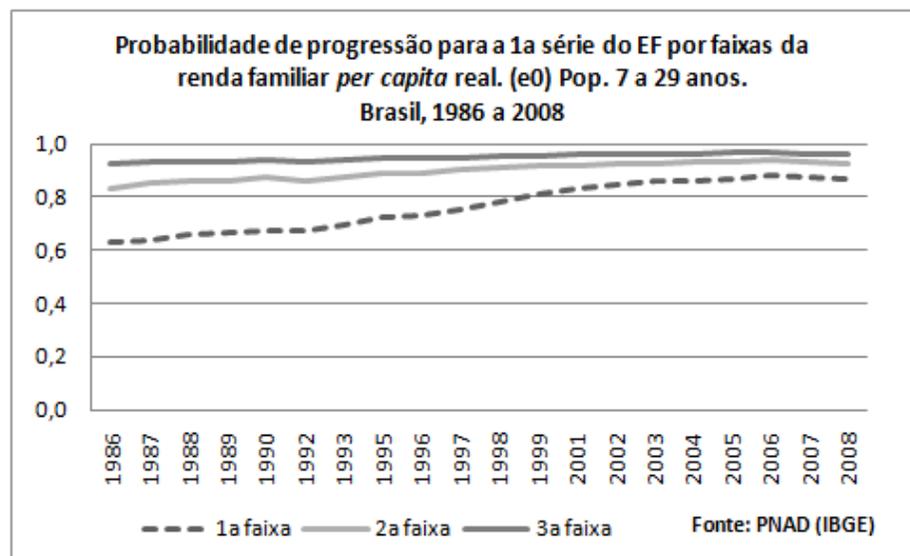
(d) e_{11}

Figura 10: Evolução da escolaridade média obtida com base nas PPSs segundo a faixa do rendimento familiar *per capita*. Brasil, 1986 a 2008

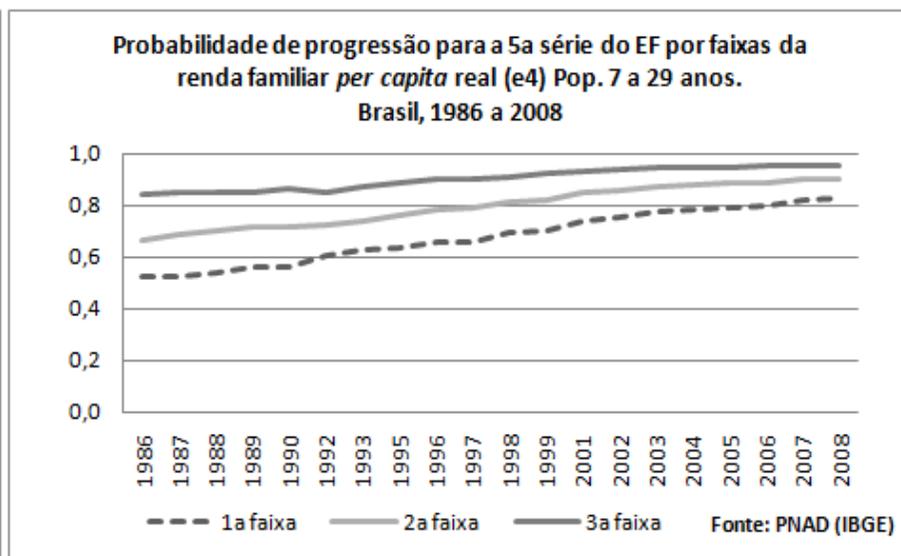


Em relação às probabilidades de progressão por série por classes sociais, a Figura 11 sintetiza as evidências para as quatro transições-chave (e_0 , e_4 , e_8 , e_{11}). Verificamos em linhas gerais pela Figura 11(a) que houve melhora significativa nos diferenciais segundo a classe social na probabilidade de progressão para a primeira série do Ensino Fundamental (e_0), e, pela Figura 11(b), que houve ao longo do período analisado uma ligeira convergência na probabilidade de progressão para a quinta série (e_4). Nas duas primeiras transições, a classe média tende a se aproximar da classe alta. Todavia, nas transições mais avançadas da carreira escolar, os diferenciais por classes sociais na probabilidade de progressão por série são persistentes, e, de uma maneira geral a classe média tende a se aproximar da classe pobre nestas faixas escolares. Diante deste fato, reforça-se a necessidade da implementação de políticas educacionais que minimizem as distorções por classes sociais nestes estágios (Figuras 11(c) e 11(d)).

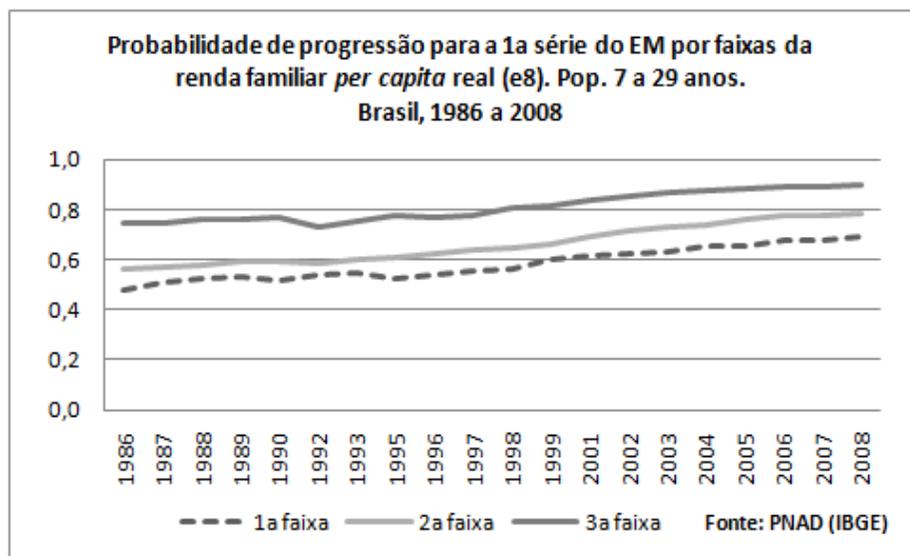
Figura 11: Probabilidades de progressão por série selecionadas conforme a faixa do rendimento familiar *per capita*. População de 7 a 29 anos. Brasil, 1986 a 2008



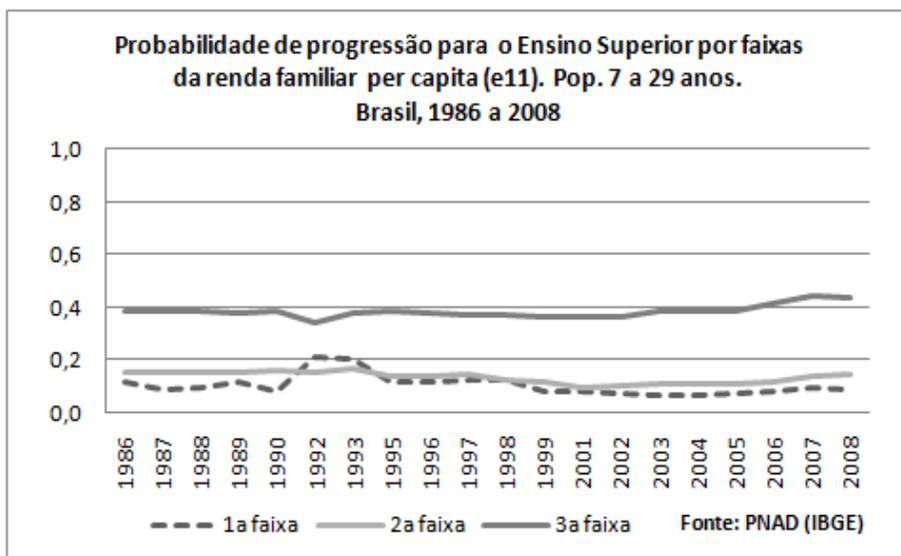
(a) e_0



(b) e_4



(c) e_8



(d) e_{11}

1.5 Considerações Finais

O Brasil tem sido historicamente um país marcado por muitas iniquidades: de renda, de gênero, de classe social. Contudo, uma das iniquidades mais relevantes e persistentes tem sido a desigualdade nos resultados educacionais. Este artigo objetivou ir além da análise do resultado educacional (anos médios de estudo), incorporando à literatura evidências com base no método de probabilidade de progressão por série (PPS), o qual provê evidências substantivas sobre as mudanças ao longo do tempo em cada uma das séries do sistema de ensino.

Uma das grandes vantagens em se estudar a evolução das diferentes transições escolares é que a partir delas é possível associar-se a melhoria no resultado educacional a determinadas políticas, o que de certa forma se configura como uma averiguação da efetividade da política educacional. A não ser pelas políticas estritamente direcionadas ao financiamento da educação de uma forma global - e que, por conseguinte, afetam todas as séries - grande parte das ações documentadas no Brasil tem sido focada em transições relevantes e sobremaneira nos primeiros estágios da carreira escolar (ex. a universalização do ensino fundamental, o combate ao analfabetismo e os programas de aceleração da aprendizagem). Estas iniciativas no âmbito do Estado afetam decisivamente na probabilidade de progressão de toda a população ou de segmentos populacionais específicos em determinadas séries da carreira escolar. Desta forma, salientamos a conveniência do método PPS como instrumento para subsidiar as políticas educacionais, tanto no presente quanto para as perspectivas futuras - mediante a construção de cenários e projeções.

Este artigo mostrou que os anos médios de estudo, construídos a partir das trajetórias escolares de coortes hipotéticas, aumentaram entre 1986 e 2008 no Brasil. Praticamente todas as probabilidades de progressão por série selecionadas neste estudo se elevaram no período analisado (e_0, e_4, e_8), a exceção da probabilidade de progressão para o Ensino Superior (e_{11}), que se manteve estável e em patamar baixo. Destaca-se o aumento em cerca de 20 pontos percentuais na probabilidade de progressão para quinta série (e_4), série esta que tem sido historicamente um ponto de estrangulamento na trajetória escolar.

Sem dúvidas, a melhoria na progressão reflete o sucesso das políticas implementadas no Brasil, em especial após a segunda metade da década de 90, que facilitaram o acesso a escola nos estágios iniciais da carreira escolar (ex. combate ao analfabetismo, programas de aceleração da aprendizagem).

A decomposição da variação média dos anos de estudo nas contribuições das probabilidades de progressão por série evidenciou que a probabilidade de progressão na primeira série teve um papel importante para o aumento da escolaridade média no Brasil entre 1986 e 2008.

Todavia, se consideramos o período mais recente (2001-2008), há uma reversão deste cenário e a probabilidade de progressão para a quinta série passa a ser mais relevante para explicar a variação média nos anos de estudo.

Em relação às medidas da evolução da estratificação educacional no Brasil, ou aos diferenciais no resultado e na trajetória escolar segundo grupos populacionais, verificamos que persiste um ligeiro diferencial por sexo (em favor das mulheres) e um abismal diferencial segundo a raça/cor e a classe social (mensurada a partir das faixas do rendimento familiar *per capita*) nos anos médios de estudo. Em termos das probabilidades de progressão por série segundo os atributos, verificamos que elas tendem a convergir entre os grupos analisados na primeira e na quinta série (e_0 e e_4), sendo esta tendência menos marcante segundo a raça/cor. Na transição para o Ensino Médio e o Ensino Superior (e_8 e e_{11}), evidencia-se uma persistência nos diferenciais entre os grupos (exceto entre homens e mulheres). Contudo, espera-se que esta tendência possa se reverter nos próximos anos, como decorrência de políticas recentes voltadas para a universalização do acesso nestas transições, quais sejam: a obrigatoriedade do Ensino Médio e a expansão das vagas e financiamento para o acesso ao Ensino Superior.

Em linhas gerais, as evidências deste artigo apontam que ainda há um longo caminho a ser perseguido pelas políticas educacionais para que o acesso a educação seja universal. Foi visto que foram adotadas muitas ações em direção à equalização no acesso aos primeiros estágios da carreira escolar. Todavia, verificamos que persistem no Brasil barreiras à escolarização, em especial na progressão para o Ensino Médio e no Ensino Superior, já que são nestas transições que persistem marcantes diferenciais na progressão segundo atributos socioeconômicos ao longo do tempo. Desta forma, urge necessária a adoção de políticas que estejam direcionadas também às transições mais tardias, que sejam capazes de assegurar o acesso e a permanência de grupos sociais mais fragilizados na educação formal. Muitas iniciativas foram adotadas a partir dos anos 2000, tais como a obrigatoriedade da conclusão do Ensino Médio e a expansão das vagas e financiamento ao acesso no Ensino Superior. Todavia, resta saber se estas políticas terão continuidade e serão efetivas em seus objetivos.

Referências

- BARRO, R. J.; LEE, J.-W. International data on educational attainment: Updates and implications. *Oxford Economic Papers*, v. 53, n. 3, p. 541–563, jul 2001.
- BELTRÃO, K. I.; ALVES, J. E. D. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 39, n. 136, p. 125–256, jan/abr 2009.
- BRASIL. *Constituição da República Federativa do Brasil*. 1988.
- BRASIL. *Lei Nº 9.424*. dez 1996.
- BRASIL. *Plano Nacional de Educação - PNE*. 2001. Ministério da Educação, INEP.
- BRASIL. *Decreto Nº 6.094*. abr 2007.
- BRASIL. Ministério da Educação. *O Plano de Desenvolvimento da Educação: razões, princípios e programas*. Brasília, 2008.
- FREITAS, D. N. T. de. A gestão educacional na interseção das políticas federal e municipal. *Rev. Fac. Educ*, São Paulo, v. 24, n. 2, p. 29–50, jul 1998.
- HENRIQUES, R. *Raça e gênero no sistema de ensino: os limites das políticas universalistas na educação*. Brasília: UNESCO, 2002.
- JENKS, C.; TACH, L. Would equal opportunity mean more mobility? In: MORGAN, S. L.; GRUSKY, D. B.; FIELDS, G. S. (Ed.). *Mobility and Inequality*. Stanford, California: Stanford University Press, 2006.
- LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: *Anais do XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP*. Caxambu: [s.n.], 2001.
- MARE, R. Social background composition and educational growth. *Demography*, v. 16, n. 1, p. 55–71, Fevereiro 1979.
- MARE, R. Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 75, n. 370, p. 295–305, jun 1980.
- MARTELETO, L. J.; MIRANDA, V. F. O. de. Diferenças educacionais entre coortes de adultos no século xx: O papel do sexo e da raça. In: *Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP*. Caxambu: [s.n.], 2004.
- PRATI, L. E.; EIZIRIK, M. F. Da diversidade na passagem para a quinta série do ensino fundamental. *Estudos de Psicologia*, Campinas, v. 23, n. 3, p. 289–298, jul/set 2006.

- RIOS-NETO, E. L. G. O método de probabilidade de progressão por série. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Ed.). *Introdução à Demografia da Educação*. Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2004. cap. 1.
- ROSA, D.; PROENÇA, E. A passagem da quarta para a quinta série: rupturas no sistema educativo e possibilidades de intervenção. In: MARASCHIN; FREITAS; CARVALHO (Ed.). *Psicologia e Educação: multiversos sentidos, olhares e experiências*. Porto Alegre: UFRGS, 2003.
- SAVIANI, D. O Plano de Desenvolvimento da Educação: Análise do projeto do MEC. *Educ. Soc.*, Campinas, v. 28, n. 100, p. 1231–1255, out 2007.
- SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H.-P. *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*. [S.l.]: Westview Press, 1993.
- SHAVIT, Y.; YAISH, M.; BAR-HAIM, E. The persistence of persistent inequality. In: SCHE-RER, S. et al. (Ed.). *From origin to destination. Trends and mechanisms in social stratification research*. Frankfurt e New York: Campus, 2007. p. 37–57.
- SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. Recursos familiares e transições educacionais. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 18, p. 67–76, 2002. Suplemento.
- SOUSA, C. P. de. Limites e possibilidades dos programas de aceleração de aprendizagem. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 108, p. 81–99, nov 1999.
- VALENTE, I.; ROMANO, R. PNE: Plano nacional de educação ou carta de intenção? *Educ. Soc.*, v. 23, n. 80, p. 96–107, set 2002.

2 Segundo Artigo - Desigualdade de oportunidades educacionais: seletividade e progressão por série no Brasil, 1986 a 2008

2.1 Introdução

É de certa forma consensual na literatura a ideia de que o status econômico dos adultos é positivamente relacionado com o status econômico dos seus pais (COLEMAN et al., 1966). Contudo, pode-se argumentar que nenhuma sociedade democrática está satisfeita de forma plena com este fato. O ideário da justiça distributiva preconiza que as desvantagens socioeconômicas dos pais não deveriam ser herdadas pelos filhos (JENKS; TACH, 2006). Aliada a esta constatação, percebe-se a relevância crescente do papel da educação como um bem essencial na determinação da trajetória futura de um indivíduo. Diante deste fato, a discussão sobre a alocação da educação e da transmissão intergeracional da mesma assume grande relevância, na medida em que o nível de capital humano determina sobremaneira como as oportunidades futuras são distribuídas entre os indivíduos (VALLET, 2007).

Os estudos em estratificação educacional buscam compreender as causas e as consequências das desigualdades de oportunidades educacionais, bem como avaliar o comportamento dos diferenciais nos resultados educacionais ao longo da história. Uma discussão interessante nessa literatura diz respeito ao padrão da desigualdade de oportunidades educacional ao longo da carreira escolar. Uma vez que há evidências fortes de que a decisão individual de continuidade nos estudos sofre influência da origem familiar, é importante considerar que a população em idade escolar é composta por grupos heterogêneos em termos de suas características familiares, e, portanto, deve-se avaliar em que medida as trajetórias educacionais destes indivíduos serão distintas, acarretando em profundas implicações sobre o bem-estar futuro destes grupos.

Mare (1980), Mare (1979) foi o pioneiro a formalizar a ideia de que a importância das ori-

gens sociais na determinação da probabilidade de transitar entre as séries declinava ao longo da carreira escolar. O autor postulou que, como consequência de uma seletividade ao longo da trajetória escolar, os efeitos do nível socioeconômico dos pais e das variáveis latentes que influenciam a decisão de permanecer na escola - como habilidade e QI - declinariam monotonicamente ao longo das transições escolares. Esta seletividade atuarial, de acordo com o autor, na medida em que poucos indivíduos oriundos das classes sociais mais desfavorecidas conseguem avançar em sua carreira escolar, o que reduz a heterogeneidade entre os indivíduos que conseguem atingir as séries mais elevadas. De forma prática, a hipótese de Mare se pode ser testada empiricamente pela estimação de regressões cuja variável dependente seja a probabilidade de transitar entre as séries. Se a magnitude dos coeficientes estimados de variáveis que mensuram o *background* familiar declina ao longo da trajetória escolar em um dado período, então a hipótese da seletividade de Mare é corroborada. A validade desta hipótese foi testada empiricamente em vários países e discutida amplamente na literatura (MARE, 1993; SHAVIT; BLOSSFELD, 1993; CAMERON; HECKMAN, 1998; LUCAS, 2001; VALLET, 2007), suscitando um intenso debate sobre a força ou mesmo a existência da seletividade na trajetória escolar.

Outra discussão também importante e polêmica nos estudos em estratificação educacional se refere ao impacto do declínio das barreiras à escolarização sobre a desigualdade de oportunidades na trajetória escolar (MARE, 1979; RAFTERY; HOUT, 1993; MÜLLER; KARLE, 1993; LUCAS, 2001). Um dos precursores desta discussão também foi Mare (1979). Segundo a hipótese do autor, a expansão educacional reduz o nível da desigualdade de oportunidades educacional em uma dada transição escolar, porém a heterogeneidade entre os indivíduos que prosseguem para as séries posteriores aumenta, e a seletividade é, então, transferida para os estágios subsequentes da carreira escolar. Empiricamente, esta hipótese pode ser testada mediante a comparação dos coeficientes estimados para as origens familiares em dois pontos no tempo obtidos pelo modelo de regressão cuja resposta é a probabilidade de transitar por uma determinada série.

Com base neste debate, os objetivos deste artigo compreendem: i. testar a hipótese da seletividade de Mare do declínio do efeito das origens sociais ao longo das séries escolares no Brasil em cada um dos seguintes períodos: 1986, 1999 e 2008; ii. verificar em que medida estes efeitos declinaram entre os períodos selecionado. Para tanto, foram estimados modelos logísticos de transições escolares que identificam o efeito das origens sociais sobre a probabilidade de transitar entre as séries e os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE).

A partir das evidências deste estudo, pretende-se derivar um diagnóstico mais próximo possível da evolução da desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil, especialmente num

contexto histórico no qual o sistema educacional brasileiro apresentou profundas mudanças. Ademais, acredita-se que este trabalho possa fornecer evidências substantivas para o delineamento das políticas públicas educacionais que objetivem a redução na desigualdade de oportunidades educacionais, as quais possuem implicações diretas sobre a mobilidade econômica e social da população.

Este artigo contém seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção é apresentada uma breve revisão sobre os determinantes da estratificação educacional segundo a literatura econômica e sociológica. Na terceira seção é feita uma revisão da literatura teórica e metodológica sobre o efeito das origens sociais na carreira escolar e do impacto da expansão educacional sobre a desigualdade de oportunidades educacionais. Na quarta seção são apresentados os dados e a metodologia do modelo de transições escolares proposta por Mare (1980), Mare (1979). Na quinta seção reportamos os resultados das estimações dos modelos para o caso brasileiro. Na sexta seção são sistematizadas as evidências deste artigo, bem como proposta uma agenda futura de pesquisa.

2.2 Determinantes da estratificação educacional: uma revisão

Há importantes fatores no nível macro intervenientes na estratificação educacional. A presença e a efetividade do Estado por meio das políticas públicas cumprem um papel fundamental na determinação das oportunidades educacionais em uma sociedade. Mediante seu poder legislador e executor, o Estado pode determinar a obrigatoriedade do atendimento a um nível de ensino, bem como assegurar o acesso a educação pública e de qualidade a sua população via financiamento público (FULLER; RUBINSON, 1992 apud BUCHMANN; HANNUM, 2001)¹. O arcabouço teórico que justifica a adoção do investimento em educação pelo Estado para minimizar as se baseia no trabalho de Becker e Tomes (1979) e Becker e Murphy (1988). Becker e Tomes (1979) desenvolveram um modelo econômico formal de investimento familiar em educação. Neste modelo, os tomadores de decisão são famílias que se perpetuam infinitamente, porém cujos membros são mortais a cada geração. Cada família maximiza uma função utilidade que compreende várias destas gerações. Os pais podem tomar recursos emprestados de seus rendimentos futuros para investir na educação formal de seus filhos. Os resultados derivados pelos autores sugerem que o investimento na educação dos filhos ocorre nas idades mais jovens dos

¹ Algumas teorias relativizam a importância do estado como promotor da educação nos países menos desenvolvidos, nos quais prevalecem uma série de restrições fiscais. Uma boa revisão destes estudos é feita por Buchmann e Hannum (2001)

mesmos, uma vez que nestas faixas etárias o custo de oportunidade das crianças é mais baixo. Ademais, dados os pressupostos de informação perfeita e mercados competitivos, o consumo ótimo e as trajetórias de investimento são separáveis, o que significa que o investimento em educação dos filhos independeria da renda dos pais. Contudo, se há empecilhos no acesso ao mercado de crédito pelos pais, então o modelo prediz que a renda permanente dos pais afeta o investimento na escolarização dos filhos (BECKER; TOMES, 1979).

Ainda discutindo as implicações do modelo econômico de investimento familiar em educação, Becker e Murphy (1988) afirmam que há dentro da família um conflito de interesses entre pais e filhos, na medida em que os pais desejam poupar para consumir na velhice e os filhos necessitam do investimento em capital humano destes mesmos pais. Diante deste impasse, o qual tende a gerar um investimento sub-ótimo na educação dos filhos, o Estado atua por meio da criação de um sistema público de educação e de um sistema de previdência social, garantindo o investimento em capital humano dos jovens e o consumo dos idosos (BECKER; MURPHY, 1988).

Outro fator macro importante para a estratificação educacional diz respeito às singularidades presentes no âmbito das comunidades. Estas especificidades locais podem auxiliar na promoção das oportunidades educacionais, mediante a adoção de estratégias educacionais, em sociedades menos desenvolvidas, nas quais o Estado e a Família são frágeis. De forma análoga, também as mazelas presentes em cada comunidade - como a concentração da pobreza - podem influenciar a desigualdade de resultados educacional (BUCHMANN; HANNUM, 2001).

No nível micro, alguns estudos argumentam que o padrão de estratificação educacional pode ser reduzido quão melhores e efetivas sejam as instituições escolares. O arcabouço teórico que sustenta esta evidência é a *Função de Produção Educacional*. Segundo esta abordagem, o processo educacional é determinado por um conjunto de insumos, sendo alguns passíveis de controle pelos formuladores de política - tais como qualidade das escolas e dos professores - e outros fatores sobre os quais as políticas apenas agem de forma indireta - habilidade e motivação individual e as origens familiares (HANUSHEK, 1995). Muitos exercícios empíricos buscaram investigar em que medida as escolas são importantes na promoção da igualdade de oportunidades escolares, e a conclusão geral é que, controlando-se pelos diferenciais interfamiliares, o papel da escola tende a ser mais proeminente em sociedades nas quais os recursos educacionais são escassos e distribuídos de forma desigual e, por outro lado, menos significativo em países desenvolvidos, nos quais o acesso aos meios educacionais são minimamente garantidos (BUCHMANN; HANNUM, 2001).

No que diz respeito aos fatores intervenientes na relação entre background familiar e as chances educacionais que um indivíduo terá em sua vida, de interesse central neste artigo,

evidencia-se pela literatura que a desigualdade de oportunidades educacionais se perpetua entre gerações de acordo com pelo menos cinco hipóteses fundamentais.

A hipótese *econômica* sugere, de uma maneira geral, que famílias pertencentes aos estratos de renda mais elevados possuem maior facilidade para arcar com os custos educacionais diretos e com o custo de oportunidade - representado pelo salário perdido - e garantir que os filhos permaneçam na escola por mais tempo (COLEMAN et al., 1966; BOUDON, 1974). Neste sentido, conforme Boudon (1974), as famílias pobres necessitam de um esforço adicional para que obtenham o mesmo resultado educacional das famílias ricas, especialmente em termos do sacrifício e das ambições (BOUDON, 1974 apud BLOSSFELD; SHAVIT, 1993).

Um fator econômico também importante na relação entre background familiar e resultado educacional é a influência da renda dos pais sobre o desenvolvimento cognitivo e as habilidades não-cognitivas da criança, já que as deficiências na infância possuem uma importância fundamental na acumulação de capital humano ao longo do ciclo de vida. Na linha das discussões no que concerne ao desenvolvimento infantil precoce², há evidências de que a renda familiar afeta de forma decisiva o desenvolvimento cognitivo e as habilidades não-cognitiva dos filhos, especialmente nos primeiros estágios de sua vida e para as famílias de baixa renda. Embora este efeito causal seja de difícil determinação empírica, posto que há uma associação mútua entre a riqueza da família e os resultados da criança, a importância da renda é devida ao fato de que a mesma está, de uma maneira geral, associada a um ambiente mais rico de aprendizado para os filhos (DUNCAN et al., 1998; BARROS et al., 2009). Em uma aplicação empírica para o Reino Unido, Gregg, Propper e Washbrook (2008) investigaram o efeito de outras características do ambiente familiar que não a renda sobre uma série de resultados das crianças. Uma evidência importante encontrada pelos autores é que o papel do ambiente familiar até os 8 anos de idade da criança mostrou-se muito mais importante do que, por exemplo, o ambiente escolar e os cuidados na infância. Diante destas evidências, salienta-se a proeminência do papel das origens sociais como determinante do sucesso futuro da criança.

A segunda hipótese para a perpetuação intergeracional da desigualdade de oportunidades educacional é denominada de hipótese do *capital cultural*. Ela baseia-se no fato estilizado de que os filhos que se desenvolvem entre as classes sociais mais elevadas possuem pais mais escolarizados e estes que podem auxiliá-los de forma mais efetiva em sua trajetória escolar (BOURDIEU, 1973). O capital cultural compreende também uma gama de códigos normativos e artísticos. Assim sendo, estudantes advindos das classes sociais mais elevadas são capazes de dominar com facilidade o conteúdo linguístico e possuem hábitos que são positivamente

²Do termo em inglês *early childhood development*

valorados por seus professores (LAREAU; HORVAT, 1999). Um estudo recente mostrou que, na Holanda, os códigos culturais dos pais não parecem ser tão relevantes para o sucesso escolar do filho, mas sim seu hábito de leitura. Isso porque, neste caso, há um ambiente favorável no domicílio e a atitude do pai serve de exemplo para os filhos. Ademais, pais que lêem com maior frequência tendem a ser mais bem informados sobre como auxiliar a performance escolar dos filhos. Por fim, a disponibilidade em casa de livros contribuiria positivamente para o sucesso do filho (GRAAF; GRAAF; KRAAYKAMP, 2000).

A hipótese do *capital social* assenta-se nas relações entre indivíduos dentro de uma família que facilitam o desenvolvimento intelectual dos filhos. De acordo com Coleman (2000), se é bem verdade que o capital humano dos pais apresenta um potencial ganho para a educação dos filhos, esta vantagem familiar apenas se materializa se estes pais convivem com seus filhos. Assim, o capital social dentro da família que permite a criança ter acesso ao capital humano de seus pais é função tanto da presença do adulto na família e da atenção dada pelos adultos ao filho. Se estes dois fatores estão ausentes na relação familiar, então Coleman prevê que a criança não obterá vantagem do capital humano dos pais porque o capital social está ausente. Dito de outra forma, se o capital humano dos pais não for complementado pelo capital social intrínseco nas relações familiares, a escolaridade dos pais será irrelevante para a trajetória educacional do filho (COLEMAN, 2000).

A quarta hipótese incorpora a dimensão econômica, demográfica e de capital social, e é denominada de hipótese da *diluição*. Esta visão justificaria o motivo pelo qual o número de filhos - ou o nível da fecundidade intrafamiliar - tende, em geral, a se relacionar negativamente com os resultados da criança. Esta hipótese prevê a existência de uma diluição dos recursos familiares disponíveis para as crianças que pertencem a famílias numerosas, enquanto que as crianças pertencentes a famílias com tamanho reduzido são beneficiadas por uma concentração dos recursos, já que os pais tendem a distribuir igualmente as dotações financeiras entre os filhos. Dentre os recursos familiares pode-se destacar não apenas os materiais, mas, sobretudo, o tempo, energia física e emocional e habilidade dos pais para interagirem com os filhos (BLAKE, 1989).³

Como contraponto à hipótese da diluição, Becker (1981) propôs a hipótese de *rivalidade entre os filhos*. O autor considera que os pais realizam o investimento em capital humano nos filhos baseados nas diferentes habilidades dos mesmos para contribuir para a riqueza familiar.

³Esta discussão é particularmente cara à Demografia, uma vez que há um grande debate sobre os efeitos de regimes de alta fecundidade sobre o investimento na criança. Em geral, observa-se que as seguintes variáveis reforçam o efeito positivo sobre o investimento na infância e o declínio da fecundidade: empoderamento da mulher, fatores culturais que influenciam a forma com que a família cuida dos filhos e oportunidade de acesso aos recursos públicos. (LLOYD, 1994)

Este investimento seletivo aumenta a qualidade dos filhos no futuro. Contudo, mesmo supondo que a alocação de recursos para investimento em capital humano seja desigual, a interação entre quantidade e qualidade faz com que o efeito quantidade, no caso das famílias numerosas, tenda a prevalecer e reduzir o montante de investimento em capital humano que seria ideal para cada filho (BECKER, 1981).

Elencadas as cinco hipóteses principais sustentadas pela literatura, não resta dúvida de que as origens sociais são importantes determinantes da carreira escolar dos indivíduos nas sociedades industriais. Cumpre ressaltar, entretanto, a natureza multifacetada dos determinantes da estratificação educacional, a qual implica que o poder explicativo de cada hipótese será influenciado, sobretudo, pelas características histórico-culturais de cada sociedade (BUCHMANN; HANNUM, 2001).

Embora seja prevista na literatura a presença de uma multiplicidade de fatores atuantes e importantes na determinação do resultado educacional, tanto no nível macro quanto no âmbito da família, optou-se neste artigo por uma investigação mais acurada e sistêmica sobre a influência das origens sociais sobre as oportunidades educacionais. No Brasil, há estudos que estimam os modelos de transições escolares considerando-se os níveis macro e micro (SILVA; HASENBALG, 2002; RIOS-NETO; CÉSAR; RIANI, 2002; RIOS-NETO; RIANI; CÉSAR, 2003; RIANI; RIOS-NETO, 2008). Um dos motivos pelos quais se optou neste artigo pelo modelo focado nas características individuais e familiares deve-se ao fato de que há evidências robustas na literatura de que a família possui um papel fundamental no resultado educacional nos países desenvolvidos e em desenvolvimento, quando não o mais importante (BUCHMANN; HANNUM, 2001). Ademais, busca-se com este trabalho dialogar com uma extensa literatura internacional, a qual tende, de uma maneira geral, a se concentrar no efeito do *background* familiar sobre a carreira escolar (MARE, 1979; MARE, 1980; MARE, 1981; SHAVIT; BLOSSFELD, 1993; CAMERON; HECKMAN, 1998; LUCAS, 2001). Finalmente, acredita-se que são grandes as dificuldades em se obter evidências robustas para sistemas causais nos quais as várias dimensões do fenômeno de interesse são levadas a termo (PEARL, 2000).

2.3 Modelos de transições escolares: estado da arte

Os primeiros estudos que objetivaram verificar o efeito das origens sociais sobre o resultado educacional foram publicados a partir da década de 60. A ferramenta padrão utilizada nestes estudos era o modelo de regressão linear e a variável dependente era o número de anos de estudo completos. Deste modo, estes estudos buscaram relacionar a mudança entre coortes sobre a de-

sigualdade de oportunidades educacionais, medida pela magnitude do coeficiente da regressão linear. Em linhas gerais, as primeiras evidências indicaram uma estabilidade na estratificação educacional, mediante um efeito constante das origens sociais entre coortes (BLAU; DUNCAN, 1967; DUNCAN; FEATHERMAN; DUNCAN, 1972; HAUSER; FEATHERMAN, 1976; SEWELL; HAUSER, 1975).

Iniciou-se a partir destes estudos uma enorme discussão na literatura de estratificação educacional sobre qual seria a melhor variável dependente de análise da desigualdade de oportunidades educacionais. Boudon (1974) foi o primeiro a tratar o resultado educacional como uma sequência de progressões entre as séries. O arcabouço analítico utilizado pelo autor foi o modelo de probabilidade linear, e seus resultados evidenciaram uma redução na desigualdade de oportunidades educacionais entre as coortes (BOUDON, 1974 apud BLOSSFELD; SHAVIT, 1993).

Mare (1979), Mare (1980), Mare (1981) formulou diversas críticas à literatura empírica em estratificação educacional até então desenvolvida. De acordo com o autor, seriam duas as questões fundamentais para a análise das mudanças na desigualdade de oportunidades educacional: i. qual é a dispersão da educação formal em uma população; ii. dado um patamar de dispersão da escolarização, em que medida os diferentes grupos populacionais são alocados segundo o resultado educacional. Esta última questão remeteria à associação entre as origens sociais e o resultado educacional. Segundo Mare, tanto aqueles estudos que utilizaram como variável dependente os anos de estudo completos (BLAU; DUNCAN, 1967; DUNCAN; FEATHERMAN; DUNCAN, 1972; HAUSER; FEATHERMAN, 1976; SEWELL; HAUSER, 1975), quanto aquele proposto por Boudon (1974), o qual se baseou nas transições educacionais, porém no contexto do modelo de probabilidade linear, obtiveram efeitos sobreestimados. Isto pois as duas medidas até então utilizadas refletem tanto a associação entre as origens sociais e o resultado educacional quanto a distribuição da escolaridade na população. Em outras palavras, seria preciso que os estudos anteriores considerassem a diferença entre mudanças na desigualdade de oportunidades educacionais e expansão do ensino. Uma implicação importante deste artigo de Mare, portanto, é que a expansão educacional pode compensar o processo de seleção social na aquisição de escolaridade.

Mare demonstrou que a medida mais apropriada seria baseada na trajetória escolar do indivíduo, avaliando-se o resultado educacional como o conjunto das probabilidades de progressão por série. Dentro deste arcabouço, as probabilidades de progressão refletiriam a chance de que um indivíduo prossiga na carreira escolar, dado que concluiu o nível exatamente anterior. Esta medida não sofreria influência, conforme o autor, de diferentes graus de dispersão da educação formal na população, e facilitaria a comparação das estimativas entre diferentes coortes (MARE,

1979; MARE, 1980; MARE, 1981). Outras vantagens do modelo de transições escolares incluiriam: i. a visão do resultado educacional como um processo no tempo e a flexibilidade em relação às mudanças nas características familiares que variam no tempo; ii. permite que distintos processos sociais governem a evolução das probabilidades de progressão em diferentes estágios.

Em termos do instrumental estatístico para estimar o modelo de transições escolares, Mare propôs a utilização do modelo de resposta logística. O autor demonstrou que as diferenças nos coeficientes estimados das origens sociais pelo modelo logístico, sejam entre as transições escolares ou mesmo entre coortes, não resultam de mudanças na distribuição marginal da variável dependente (probabilidade de progressão) e das variáveis explicativas. Isto pois os parâmetros estimados pelo modelo não seriam afetados pelo grau de distribuição destas variáveis na população. Desta maneira, as diferenças entre os efeitos estimados corresponderiam às diferenças verdadeiras da associação entre as origens sociais e o resultado educacional entre populações (MARE, 1979; MARE, 1980; MARE, 1981).

Outra notória contribuição de Mare para a literatura em estratificação educacional diz respeito à interpretação substantiva do comportamento da desigualdade de oportunidades educacionais ao longo das séries escolares. Mare demonstrou que o efeito total das características dos pais nas decisões de continuidade dos estudos seria função da estrutura de covariância do *background* familiar e das variáveis de habilidade não-observadas, tais como a habilidade do indivíduo. O autor desenvolveu um modelo no qual relacionou uma única variável de *background* socioeconômico (a educação do pai) e a habilidade do filho à probabilidade de progredir para um nível de escolaridade, dado que completou com sucesso o nível anterior. Mare verificou uma relação forte entre habilidade e continuidade dos estudos, sendo que aqueles que tinham baixa habilidade geralmente não continuavam os estudos. Ao longo das transições escolares, o autor concluiu que taxas diferenciais de atribuição implicam em mudança na estrutura de covariância. Portanto, Mare prevê que os efeitos das características familiares se reduzam nas transições mais avançadas da trajetória escolar (MARE, 1980).

A partir das evidências de Mare, iniciou-se um intenso debate na literatura em estratificação educacional, tanto em relação à adequação do modelo logístico de transições escolares e do comportamento dos coeficientes ao longo das séries escolares, como também em relação à existência ou não de uma seletividade na trajetória escolar. Em especial, o estudo organizado por Shavit e Blossfeld (1993) reuniu os resultados referentes a 30 países sobre a evolução da estratificação educacional. Em 11 destes confirmou-se a predição de Mare, ou seja, o efeito do *background* familiar estimado foi decrescente ao longo das transições escolares (SHAVIT;

BLOSSFELD, 1993).

Müller e Karle (1993) sugeriram uma explicação teórica para o declínio dos efeitos das origens sociais sobre as transições escolares com base na perspectiva de ciclo de vida da dependência. Para os autores, a dependência dos filhos em relação aos pais, tanto econômica quanto social e emocional, tende a diminuir ao longo das transições escolares - ou seja, na medida em que a idade do filho aumenta. Como resultado, o background socioeconômico não deve ser tão importante para determinar a progressão dos indivíduos nos últimos estágios da trajetória escolar. Contudo, os autores admitem que possa haver diferenciais entre os países, na medida em que os padrões da desigualdade de oportunidades educacionais variem em cada sociedade: naqueles países onde a desigualdade de oportunidades educacionais tende a ser mais elevada, os estudantes serão selecionados nas primeiras fases da trajetória escolar (MÜLLER; KARLE, 1993).

A segunda explicação teórica para o declínio da importância das origens familiares na probabilidade de progressão na escala educacional foi proposta por Raftery e Hout (1993), os quais enfatizam o papel do Estado como minimizador da desigualdade de oportunidades educacional. Estes autores argumentam que, se há mudança no financiamento do Estado para um nível particular educacional, então o efeito do *background* socioeconômico irá se reduzir neste nível. Analogamente, se houver redução do financiamento numa dada transição escolar, então as origens sociais terão um papel muito importante para determinar a probabilidade de se completar esta transição (RAFTERY; HOUT, 1993). De acordo com Lucas (2001), a grande diferença entre as proposições de Müller e Karle e Raftery e Hout sobre o declínio do papel das origens sociais na probabilidade de progressão por série é que a primeira enfatiza que ao longo das idades os estudantes estarão cada vez menos dependentes de seus pais, enquanto que a segunda argumenta que a independência financeira e emocional dos estudantes ao longo do ciclo de vida escolar depende em grande medida do contexto social e político que determina o nível de financiamento à educação (LUCAS, 2001).

No capítulo de encerramento do compêndio de Shavit e Blossfeld, Mare (1993) formalizou a influência da heterogeneidade não-observada sobre os efeitos estimados das origens sociais na equação do modelo de transições escolares. O autor demonstrou formalmente que a estratificação educacional é governada por dois tipos de efeitos: o primeiro decorre de diferentes efeitos das variáveis latentes em cada categoria socioeconômica, enquanto o segundo decorre de diferentes distribuições iniciais destas características latentes no início da trajetória educacional por classe social. Por conseguinte, o autor argumenta que a seletividade atua determinando a magnitude e a direção dos efeitos de forma imprevisível e o comportamento da desigualdade de oportunidades ao longo das transições educacionais deve ser derivado, sobremaneira, pela

evidência empírica, e não mais necessariamente decresceria ao longo das transições (MARE, 1993).

Esta revisão de Mare de sua anterior conclusão sobre o comportamento do efeito das origens sociais ao longo das transições escolares utilizou como subsídio o artigo seminal de Vaupel e Yashin (1985). Estes estudiosos foram os pioneiros a formalizar os efeitos da heterogeneidade não-observada entre diferentes grupos populacionais sobre as medidas e taxas para a população como um todo. Vaupel e Yashin demonstraram que a heterogeneidade entre subgrupos populacionais pode ser totalmente mascarada quando o foco da análise é a população como um todo. Este padrão ocorre devido a uma seleção diferencial entre os indivíduos de uma coorte, uma vez que alguns deles têm um maior risco de serem decrementados ao longo das idades. Os autores argumentam ainda que os diferentes padrões de atrição intra-coorte devem ser levados em consideração no delineamento das políticas públicas, uma vez que as trajetórias individuais podem ser muito distintas daquelas da população como um todo, fazendo com que o resultado obtido se desvie do esperado (VAUPEL; YASHIN, 1985).

A proposição de Mare de que os efeitos de background socioeconômico necessariamente declinariam ao longo das transições educacionais mais avançadas foi também criticada por Cameron e Heckman (1998). De uma maneira geral, estes autores argumentaram que os coeficientes do modelo logístico, usualmente utilizado na abordagem das transições escolares, não seriam diretamente interpretáveis. Os autores também afirmaram que os efeitos declinantes das origens sociais nas transições mais elevadas seriam dependentes da forma funcional da distribuição das características não-observáveis. Dito de outra forma, os efeitos observáveis dos fatores familiares e as sucessivas transições escolares estariam viesados pela sua correlação com variáveis latentes (CAMERON; HECKMAN, 1998).

Dentro dos estudos céticos quanto à validade universal do comportamento declinante dos efeitos das origens sociais nas transições escolares, Lucas (2001) propôs uma teoria denominada *desigualdade efetivamente mantida*, a qual sugere que o efeito das origens sociais ocorre de duas formas: se o acesso a um nível de ensino não for universal, o *background* familiar determina quem irá atingir este nível; se o acesso for aproximadamente universal, o *background* familiar determina o tipo de estudantes que irá receber este nível. Desta maneira, mesmo que haja financiamento público à educação que garanta que todos os estudantes tenham acesso a um determinado nível de ensino, os atores privilegiados em termos socioeconômicos garantem que seus descendentes usufruam de diferenças qualitativas naquele nível de ensino. Dito de outra forma, a composição dos estudantes por nível socioeconômico numa determinada série tenderá a estar equilibrada se o acesso for universal, porém ainda assim os estudantes das classes mais

elevadas terão uma educação formal melhor do ponto de vista qualitativo. Assim, a teoria de Lucas prevê que o comportamento ao longo das séries do efeito das origens sociais não poderia ser previsto *a priori* (LUCAS, 2001).

Como contribuição a este debate, Shavit, Yaish e Bar-Haim (2007) argumentam que as críticas ao modelo de transições de Mare não seriam suficientes para invalidar este arcabouço. Para os autores, o modelo de transições trata de um modelo causal na forma reduzida que, portanto, não necessita que sejam especificadas todas as variáveis intervenientes. Mais ainda, eles propõem que o comportamento declinante das origens sociais nas transições escolares decorre de um "processo substantivo de seleção", uma vez que a seleção social ocorreria fundamentalmente nos primeiros estágios da carreira escolar (SHAVIT; YAISH; BAR-HAIM, 2007).

Outra questão também polêmica na literatura de estratificação educacional diz respeito à evolução da desigualdade de oportunidades educacionais ao longo do tempo. A grande motivação para esse tema deu-se a partir do século XX, quando se observou em grande parte das sociedades industriais um declínio nas barreiras econômicas à escolarização (SHAVIT; BLOSSFELD, 1993; JENKS; TACH, 2006; SHAVIT; YAISH; BAR-HAIM, 2007). É possível destacar na literatura ao menos cinco grupos de tentativas de teorização sobre mudanças previstas na estratificação educacional quando o acesso a educação é facilitado.

A primeira explicação teórica para a mudança na estratificação educacional foi proposta por Mare (1979), o qual avaliou o impacto de mudanças entre coortes na composição segundo a origem social sobre a taxa de progressão por série em níveis selecionados de escolaridade. Mare assumiu como pressuposto seu resultado de que os efeitos das características socioeconômicas dos pais nas chances de transitar entre as séries declinam ao longo da trajetória educacional. O autor definiu então dois tipos de expansão educacional: *de baixo* e *do alto*. Mare postulou que, sendo a desigualdade entre classes sociais na escolaridade média da população função da variância da educação, a expansão educacional apenas reduzirá a variância da educação se elevar a escolaridade mínima atingida pela população no tempo. Desta forma, Mare prevê que só haverá uma redução na desigualdade de oportunidades educacionais se houver um maior número de sobreviventes entre as coortes nas transições escolares iniciais - i.e., se ocorrer uma *expansão de baixo*. Por sua vez, se a expansão educacional elevar a proporção de sobreviventes nas coortes que atingem as transições escolares superiores - *expansão do alto*, então haverá um aumento da variância da educação ou na desigualdade de oportunidades educacionais (MARE, 1979).

Mare também teorizou sobre os efeitos da expansão educacional em seu artigo posterior (MARE, 1981). Haja vista a conclusão do autor de que as taxas diferenciais de atrição ao longo

da trajetória escolar fazem com que se reduza a heterogeneidade entre as crianças de diferentes classes sociais no que tange aos determinantes não-observáveis da continuidade nos estudos - habilidade e motivação - e, por conseguinte, o efeito observável das origens sociais, o autor propõe que entre coortes de nascimento a expansão educacional elevará a proporção de estudantes que estará exposta ao risco de realizar uma determinada transição escolar. Com efeito, este maior número de sobreviventes em cada transição iria elevar a composição na população em termos da heterogeneidade não-observada. Conseqüentemente, os efeitos das variáveis das origens familiares nas chances de progredir em determinada série tenderia a se elevar entre as coortes. Em outras palavras, a seletividade sofre um deslocamento ao longo da trajetória escolar (MARE, 1981).

Foi dito anteriormente que, no compêndio de estudos empíricos em estratificação educacional organizado por Shavit e Blossfeld (1993), verificou-se que em 11 dos 30 países estudados houve pouca ou nenhuma mudança na desigualdade de oportunidades educacionais entre as coortes, fato este que motivou o título da publicação: *desigualdade persistente*. Este resultado foi surpreendente uma vez que em vários dos países analisados houve significativas reformas no sistema educacional, as quais objetivaram reduzir a desigualdade na chance de progressão na escala educacional (SHAVIT; BLOSSFELD, 1993).

Tendo em vista a persistência nos indicadores da desigualdade de oportunidades educacionais, a segunda explicação teórica para o comportamento entre as coortes na estratificação educacional constou também do volume de Shavit e Blossfeld, e foi proposta por Raftery e Hout (1993). Estes autores basearam-se no padrão observado das mudanças nos efeitos das origens sociais para as transições escolares na Irlanda, cuja educação secundária expandiu significativamente ao longo do Século XX, e o denominaram sua teoria por *desigualdade mantida de forma máxima*. De uma maneira geral, os autores concluíram que as probabilidades de progressão por série e a relação entre as origens sociais e as transições educacionais sempre serão mantidas constantes entre as coortes a menos que haja uma contínua elevação nas taxas de matrícula. Os pressupostos para que a sua teoria se aplique são os seguintes: que origens sociais mais elevadas estejam associadas a altas taxas de progressão; que as taxas globais de participação não declinem ao longo do tempo e, finalmente, que a mobilidade ocupacional favoreça ocupações de alto status e prestígio (RAFTERY; HOUT, 1993).

Raftery e Hout se basearam na teoria da escolha racional para derivar ainda quatro constatações teóricas. A primeira delas diz que, tudo mais mantido constante, a expansão do ensino secundário e superior ocorre sempre que há crescimento populacional e/ou uma elevação na escala social. A segunda constatação é de que, se a taxa de matrícula aumenta mais do que a

demanda por educação - expressa pelo potencial de vagas dado pelo crescimento populacional e a composição por nível socioeconômico - então as classes mais baixas obterão uma maior escolaridade. O terceiro ponto dos autores é que, se há a universalização para as classes mais altas em um dado nível educacional, então o efeito do *background* socioeconômico sempre declinará ao longo desta transição, a não ser que a expansão seja interrompida. Esta última constatação se reflete de forma direta sobre a quarta e última, a qual postula que, num contexto de redução do financiamento público para a educação, os efeitos das origens sociais se elevarão. Em outras palavras, o background socioeconômico será muito importante para que o indivíduo faça a transição quando inexistir um investimento público sistêmico em educação. Em resumo, a teoria de Raftery e Hout para o comportamento da desigualdade de oportunidades educacionais entre coortes prevê que, na presença de taxas de conclusão universal de um nível de ensino pelas classes privilegiadas, expansões posteriores no sistema educacionais apenas serão possíveis se forem desenhadas para os estratos sociais mais baixos (RAFTERY; HOUT, 1993).

Uma terceira explicação, proposta por Shavit e Westerbeek (1998), enfatiza o papel da expansão do ensino nas primeiras séries como *um efeito de carregamento* para a redução na desigualdade de oportunidades educacionais entre coortes. Os autores argumentam que a equalização entre as classes sociais nas chances de completar os primeiros níveis da trajetória escolar pode induzir a uma maior equalização nas chances de se completar os níveis de ensino subsequentes. Dito de outra forma, se as barreiras socioeconômicas são reduzidas nos primeiros estágios da trajetória escolar, então as crianças provenientes das classes sociais mais baixas poderão atingir os níveis superiores de ensino e, por conseguinte, reduzir o hiato nas chances escolares em relação às crianças das classes sociais privilegiadas (SHAVIT; WESTERBEEK, 1998).

Rijken (1999) trouxe para o debate uma nova explicação para a relação entre expansão do ensino e estratificação educacional, fazendo também um contraponto àqueles autores que propuseram que a expansão educacional na base da escala educacional atuaria sempre numa redução da estratificação educacional. A autora demonstrou que o efeito das origens sociais na probabilidade de progressão em uma determinada série estaria relacionado com a proporção de indivíduos na coorte que estaria exposta ao risco de realizar essa transição. Desta forma, na medida em que o sistema educacional se expande - i.e., as proporções de sobreviventes em cada transição se eleva a cada coorte - poderá ser observada uma elevação na desigualdade de oportunidades na série subsequente (RIJKEN, 1999 apud SHAVIT; YAISH; BAR-HAIM, 2007).

Por fim, podemos destacar a contribuição de Lucas (2001) dentre as tentativas teóricas de predição do comportamento da estratificação educacional quando há expansão no sistema de ensino. De acordo com a sua teoria - denominada *desigualdade efetivamente mantida* - mesmo

que o acesso a um determinado nível de ensino seja universal, as origens sociais irão afetar as diferenças qualitativas no tipo de escolarização recebida pelos estudantes. Dito de outra forma, o autor ressalta que, a despeito da universalização no acesso a um determinado patamar de ensino, as origens sociais ainda serão importantes para determinar o sucesso educacional dos indivíduos porque as classes mais elevadas tenderão a garantir para si os recursos educacionais de maior qualidade. Portanto, a visão de Lucas tende a ser mais pessimista, tendo em vista que se torna mais complexa a tarefa de minimizar a perpetuação das desvantagens educacionais nas classes sociais mais baixas (LUCAS, 2001).

2.4 Revisão das evidências dos efeitos das origens sociais sobre a trajetória escolar no Brasil

Silva e Souza (1986) foram os pioneiros a investigar a relação entre as características familiares e a trajetória educacional no Brasil no contexto do modelo de transições escolares proposto por Mare (1980) e a testar a hipótese do declínio da importância das origens sociais ao longo das séries. Os autores utilizaram os microdados da PNAD 1976 e investigaram a carreira escolar de indivíduos com idade entre 20 e 64 anos. Os autores utilizam como variáveis para as origens sociais: educação e ocupação do pai, lugar de nascimento, se não é natural da cidade na qual reside e a cor do entrevistado, e trabalharam com oito transições escolares. Os resultados obtidos pelos autores revelam que os coeficientes das variáveis para as origens sociais declinam ao longo das transições, exceto a variável para o status ocupacional do pai.

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

Silva e Hasenbalg (2002), utilizando os microdados da PNAD de 1999, investigaram o

efeito do *background* familiar sobre a carreira escolar, sendo esta medida a partir da entrada na escola até a conclusão do Ensino Fundamental dos indivíduos com idade entre 6 e 19 anos. Além de variáveis de controle dos atributos individuais (sexo, raça/cor e idade), as variáveis familiares consideradas pelos autores compreenderam a renda familiar, educação do chefe, número de filhos e parentes residentes, região do Brasil e residência urbana/rural. Os autores verificaram que apenas o efeito da educação do chefe sobre a probabilidade de transitar entre as séries apresenta o comportamento declinante previsto por Mare. As variáveis para a região, área de residência e a vantagem do sexo feminino apresentam efeito crescente até a 4ª série, e depois declinaram nas transições posteriores, ao passo que a renda familiar *per capita* tem um grande efeito na entrada no sistema de ensino e depois declina até a 4ª. Surpreendente foi, de acordo com os autores, o comportamento dos coeficientes que indicam a vantagem dos brancos em relação aos demais indivíduos na probabilidade de transitar na carreira escolar, os quais são crescentes ao longo das séries, percebido pelos autores como indícios de "traços patológicos no funcionamento do sistema de ensino brasileiro"(SILVA; HASENBALG, 2002).

Silva (2003) avançam na literatura brasileira dos modelos de transições escolares utilizando três pontos no tempo, com base nas PNADs de 1981, 1990 e 1999, e testam pela validade da hipótese da *desigualdade mantida de forma máxima* (RAFTERY; HOUT, 1993). Os autores utilizam uma amostra de indivíduos com idade entre 6 e 19 anos para investigar os efeitos das origens sociais sobre três transições escolares: probabilidade de completar a 1ª série do Ensino Fundamental, probabilidade de completar a 4ª série, dado que concluiu a 1ª série e a probabilidade de completar a 8ª série do Ensino Fundamental, dado que completou a 4ª série. Os autores incluem na análise variáveis individuais, do capital cultural (educação do chefe), do capital econômico (renda) e do capital social (se o chefe é mulher e o número de filhos). Os autores mostram que houve uma redução nos efeitos das origens sociais sobre a primeira transição escolar analisada, especialmente ao longo da década de 90. Contudo, nas demais transições investigadas, os efeitos permaneceram estáveis no tempo (educação do chefe) ou se elevaram (sexo do chefe e região de residência). Desta forma, os autores argumentam que apenas o primeiro resultado seria compatível com a hipótese da *desigualdade mantida de forma máxima*, com o declínio do efeito das origens sociais sendo o resultado da saturação nos primeiros estágios da carreira escolar.

Rios-Neto, César e Riani (2002) avançaram utilizando o modelo de transições escolares dentro da abordagem dos modelos hierárquicos. Os autores obtiveram estimativas tanto para a influência das origens sociais (educação da mãe, grupo de ocupação do pai, posição na ocupação do pai) e da oferta educacional na UF de residência (salário e escolaridade média dos professores e a razão professores do ensino fundamental e a população de 7 a 14 anos de idade)

sobre a probabilidade de conclusão da 1ª série e da 5ª série. No nível individual, os autores verificam que o efeito dos determinantes familiares tendem a ser mais fortes na probabilidade de progressão na 1ª série, resultado este que corrobora a hipótese de Mare. Outro importante achado deste artigo foi a constatação de um efeito substituição entre educação materna e escolaridade do professor na probabilidade de progressão na 1ª série, resultado este importante para a formulação de políticas educacionais direcionadas àquelas famílias de origens sociais mais desfavorecidas (RIOS-NETO; CÉSAR; RIANI, 2002).

Dando continuidade ao seu estudo anterior, Rios-Neto, Riani e César (2003) buscaram verificar a existência de um efeito substituição entre a escolaridade materna e variáveis no nível da escola e da comunidade utilizando dados do Censo Escolar, ainda dentro da abordagem hierárquica. Dentre uma série de variáveis investigadas pelos autores, pode-se destacar: educação da mãe, educação do pai e ocupação do pai, tamanho da classe, percentual de escolas no município com biblioteca e laboratórios de ciência e informática, escolaridade dos professores e tamanho do município. Os autores observaram que os fatores no nível macro apresentaram um bom poder explicativo da probabilidade de progressão por série, embora a influência das origens sociais tenha se mantido como um fator proeminente. De uma maneira geral, a magnitude do impacto dos recursos familiares e comunitários é distinta conforme a transição escolar: por exemplo, recursos humanos parecem ser muito importantes para a probabilidade de progressão na 1ª série, ao passo que a escolarização do professor é muito importante para a progressão na 5ª série. Em relação à hipótese de Mare, o exercício mostrou que o comportamento declinante das origens sociais não se verificou (RIOS-NETO; RIANI; CÉSAR, 2003).

Riani e Rios-Neto (2008) ampliam a análise hierárquica do modelo de transições escolares para a análise de progressões no Ensino Fundamental e Médio. Os autores avançam ao utilizar como variável dependente a probabilidade de que o aluno esteja cursando determinada série na idade correta. Além de corroborar a robusta evidência da importância da educação materna na trajetória escolar, os autores verificaram que os fatores contextuais da qualidade da rede escolar possuem importância não desprezível na progressão escolar, assim como para a redução da desigualdade de oportunidades educacionais pelo efeito substituição da educação materna (RIANI; RIOS-NETO, 2008).

Finalmente, Ribeiro (2009) contribuiu para a literatura com a análise da estratificação educacional no Brasil utilizando a Pesquisa de Padrões de Vida (PPV/IBGE), realizada em 1996 e 1997. O autor analisou a probabilidade de se completar cinco transições escolares entre várias coortes e controlou por variáveis familiares: educação do pai e da mãe, ocupação do pai, cor, região e situação de residência. O autor conclui que o Brasil não se diferencia muito dos demais

países em termos da evolução temporal na desigualdade de oportunidades educacional, uma vez que houve pouca mudança entre coortes na estratificação educacional. Contudo, Ribeiro argumenta que a hipótese da desigualdade persistente de Raftery e Hout (1993) não é inteiramente aplicável ao caso brasileiro, uma vez que houve um declínio do papel da educação da mãe e da ocupação do pai nas probabilidades de se completar as primeiras transições escolares. Nas transições tardias, as evidências de Ribeiro corroboram a hipótese de Raftery e Hout (1993), por exemplo, ao mostrarem que houve um aumento dos efeitos na educação da mãe sobre a probabilidade de entrada na universidade.

Diante desta revisão, considera-se que a literatura brasileira sobre a estratificação educacional é bastante vasta, e os resultados tendem a corroborar a hipótese de um declínio do papel das origens sociais entre coortes nas primeiras transições escolares. Por sua vez, a hipótese do declínio ao longo das transições escolares das origens sociais é endossada em grande parte dos estudos, porém em alguns deles algumas variáveis proxies das origens sociais não apresentam este comportamento. Meu estudo busca, portanto, contribuir para esta literatura utilizando um ponto no tempo mais recente (a PNAD 2008) e a investigação da carreira escolar completa (11 transições). Ademais, são incluídas diversas variáveis com base na investigação dos determinantes do sucesso educacional.

2.5 Dados e Métodos

Com o intuito de testar para o caso brasileiro as duas hipóteses de Mare, quais sejam: comportamento declinante do efeito das origens sociais sobre as transições escolares em cada um dos pontos no tempo (1986, 1999 e 2008) e efeito da expansão educacional sobre a probabilidade de transitar para uma determinada série contrapondo-se os períodos, utilizamos os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE). A PNAD se apresenta como uma das pesquisas domiciliares mais importantes realizadas no Brasil, e investiga uma série de características sociodemográficas dos domicílios e das famílias brasileiras.

Nosso universo de estudo se constituiu pela população em idade escolar, ou seja, aqueles que se declararam como filhos com idade entre 7 e 29 anos de idade. Para esta população, em cada um dos períodos, foram averiguadas, além dos atributos individuais (sexo, raça/cor, residência em região metropolitana e nas áreas urbanas), as seguintes características familiares: anos de estudo do chefe da família, sexo e raça/cor do chefe, número de irmãos residentes e status ocupacional do chefe. Esta última variável compreende três categorias: ocupações do tipo alta, ocupações do tipo baixa e chefe inativo. As ocupações do tipo alta correspondem às

ocupações do tipo superior e médio na classificação proposta por Machado, Oliveira e Carvalho (2004), e as ocupações do tipo baixa correspondem às ocupações do tipo manual e doméstico na classificação das autoras. Optou-se pela inclusão de covariáveis individuais com o intuito de se controlar pelas diferenças nos resultados educacionais entre homens e mulheres (BELTRÃO; ALVES, 2009), entre brancos e negros (HENRIQUES, 2002) e pela infraestrutura educacional - residência em áreas urbanas/rurais ou nas regiões metropolitanas (NERI; MOURA; CORREA, 2006). Cabe mencionar que este procedimento é adotado usualmente nos estudos empíricos aplicados ao Brasil (SILVA; HASENBALG, 2002; RIOS-NETO; CÉSAR; RIANI, 2002; RIOS-NETO; RIANI; CÉSAR, 2003; RIANI; RIOS-NETO, 2008).

Um potencial problema advindo da utilização neste estudo de filhos com idade entre 7 e 29 anos é o chamado problema de seletividade amostral. Isto porque são poucos os filhos que permanecem na casa dos pais até os 29 anos, e se a saída da casa dos pais não for um fenômeno relacionado de forma aleatória com o *background* familiar, então os efeitos das origens sociais estimados para estes indivíduos podem estar sendo influenciados pelos mecanismos socioeconômicos que mediam a saída dos jovens da casa dos pais. Contudo, nossa opção por este intervalo deveu-se ao fato de que aos 29 anos ter-se-iam indivíduos com maiores chances de terem finalizado sua carreira escolar. Ademais, há evidências na literatura de que os jovens estão adiando a idade em que saem da casa dos pais, devido à instabilidade do mercado de trabalho, ao maior tempo despendido na escola e à maior instabilidade das relações afetivas (CAMARANO; GHAOURI, 2002).

A influência das variáveis que identificam a escolarização do chefe da família e sua categoria ocupacional sobre as transições escolares são as variáveis de interesse central neste estudo. Isto pois estas variáveis são aquelas que buscam mensurar diretamente as origens sociais do indivíduo, e as quais espera-se que possuam um maior poder explicativo do sucesso educacional dos filhos (COLEMAN et al., 1966). A análise do efeito da ocupação do chefe sobre a transição escolar é importante na medida em que ela reflete tanto a escolaridade do chefe quanto seu rendimento. Desta forma, um potencial problema ao qual incorremos é a possibilidade de autocorrelação entre a educação do chefe e a ocupação. Todavia, por ser a inclusão destas duas variáveis usual na literatura, estas variáveis serão mantidas. Por sua vez, o controle na análise pelos atributos do chefe - sexo e raça/cor - se justifica na medida em que estas características são grandes preditoras do componente discriminatório presente no mercado de trabalho. Ademais, o sexo do chefe pode estar refletindo a presença de *trade-offs* importantes para a determinação da trajetória escolar dos filhos, a exemplo das mulheres chefes de famílias monoparentais, as quais podem ter seu tempo com a dedicação aos filhos comprometido dada a participação na força de trabalho (RIANI; RIOS-NETO, 2008).

A inclusão da variável que identifica o número de irmãos na família residentes no domicílio merece destaque. Além de ser condizente com a literatura que prevê que há uma relação negativa entre tamanho da família e o resultado educacional - a hipótese da diluição dos recursos (BLAKE, 1989) ou da rivalidade entre irmãos (BECKER, 1981) - evidências empíricas para Brasil confirmam a existência desta desvantagem educacional na trajetória escolar de indivíduos pertencentes a famílias com tamanhos distintos (SILVA; HASENBALG, 2002). Embora seja um consenso que houve no Brasil profundas mudanças no âmbito da família, especialmente no contexto da rápida queda da fecundidade (RIOS-NETO, 2005), há evidências de que as hipóteses de diluição e de rivalidade entre irmãos ainda permanecem válidas para o caso brasileiro. Em um estudo de coortes, Marteleto (2005) mostrou que as crianças pertencentes a famílias numerosas, tanto na fase da pré-transição demográfica quanto em sua fase posterior, tendem a possuir um pior resultado educacional em relação às demais crianças. A partir de exercícios de decomposição, a autora demonstrou que o declínio da fecundidade favoreceu as coortes mais jovens, as quais se beneficiaram de famílias menores. Contudo, a relação negativa entre número de irmãos e anos de estudo persistiu no tempo (MARTELETO, 2005).

Por tudo isto, optou-se neste artigo pela manutenção da variável número de irmãos no modelo de transições escolares. Entretanto, temos ciência de que esta decisão possa estar trazendo algum tipo de viés em nossa análise, já que a associação entre número de irmãos e a trajetória escolar pode não estar refletindo uma relação causal. Por exemplo, o pior desempenho escolar de filhos pertencentes a famílias numerosas em relação aos filhos pertencentes a famílias menores pode ser determinado pelas diferenças na educação dos pais, no salário potencial ou mesmo fatores não observáveis que afetam a fecundidade familiar e o ambiente no qual os filhos são criados (ANGRIST; LAVY; SCHLOSSER, 2005). Todavia, por não ser este exercício metodológico pautado na prova da existência de relações causais, a variável número de irmãos foi mantida no modelo.

As amostras em cada transição escolar deste estudo foram construídas de acordo com a exposição ao risco da população de completar determinada série, ou seja, a idade mínima para que o indivíduo possa ter concluído determinado nível. É neste sentido que este exercício diferencia-se em relação à metodologia utilizada por Mare. O autor utiliza, de uma maneira geral, a probabilidade de estar frequentando determinada série, dado que concluiu a série imediatamente anterior. Aqui utilizamos como subsídio o conceito de *progressão por série*, derivado da ideia de probabilidade de progressão por parturição na análise da fecundidade de coortes (RIOS-NETO, 2004). Com base neste arcabouço, a escolarização é vista como uma acumulação das várias progressões: um indivíduo que tenha, por exemplo, 2 anos de estudo, progrediu tanto pela primeira série do Ensino Fundamental, quanto pela segunda série do Ensino Fundamen-

tal e, portanto, estará presente tanto na amostra referente à primeira transição escolar quanto na amostra referente à segunda transição. Desta forma, tem-se ao longo das transições um conjunto de populações justapostas, sendo que o tamanho das amostras diminui ao longo das séries.

Com a finalidade de exemplificar a construção das amostras para o nosso estudo, considere a probabilidade de concluir a primeira série do Ensino Fundamental de 8 anos em 1986. Espera-se idealmente que a idade mínima para que um indivíduo complete esta série seja aos 7 anos. Ademais, todos aqueles na população estão expostos ao risco de concluir a primeira série, já que todos tem pelo menos zero anos de estudo. Desta maneira, a amostra de interesse para o estudo desta transição corresponde a todas as pessoas em 1986 com idade entre 7 e 29 anos. Dentro desta amostra, alguns terão progredido para a primeira série - i.e., tem pelo menos um ano de estudo - enquanto outros terão zero anos de estudo e, portanto, não terão progredido. Os que se inserem no primeiro grupo são identificados pelo valor 1 da variável dependente, enquanto os que se inserem no segundo grupo são identificados pelo valor zero. Como outro exemplo, considere a probabilidade de completar um ano do Ensino Superior, dado que concluiu com sucesso a terceira série do Ensino Médio. Neste caso, o filtro etário é dos 18 aos 29 anos de idade, e apenas estavam expostos ao risco de progredir aquelas pessoas com pelo menos 11 anos de estudo - i.e., aqueles que concluíram pelo menos a terceira série do Ensino Médio. Dentro desta amostra, aqueles que possuem 12 anos de estudo ou mais progrediram para o Ensino Superior e recebem valor 1 da variável dependente, enquanto aqueles que tinham 11 anos de estudo não progrediram e recebem valor 0.

Em cada uma das transições educacionais, empregou-se o seguinte modelo de resposta binária:

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_k \beta_{jk} \times X_{ijk} + \sum_m \beta_{jm} \times X_{ijm} \quad (2.1)$$

Onde p é a probabilidade de transitar de uma série escolar para a próxima, i indexa o indivíduo, j a transição escolar, k as variáveis familiares e m as características individuais. De acordo com Mare (1980), o efeito das características familiares na probabilidade de transitar em cada uma das séries depende da estrutura de covariância das variáveis que mensuram o background familiar X_{ijk} e das variáveis latentes que mediam a relação entre origens sociais e a probabilidade de transição. Desta forma, ao longo das transições educacionais, as taxas diferenciais de atribuição conforme origens sociais implicam numa mudança na estrutura de covariância de X_{ijk} e, portanto, espera-se que haja uma redução no papel das características familiares nas transições mais tardias. Este teste inicial foi realizado neste estudo em três pontos no tempo: 1986,

1999 e 2008. Posteriormente, a partir dos coeficientes estimados, testamos a segunda hipótese de Mare, a qual prevê que, num contexto de expansão educacional, os coeficientes β_{jk} , que expressam a desigualdade de oportunidades, se reduzem quando comparamos modelos em dois pontos no tempo para uma mesma transição educacional (MARE, 1980).

Neste artigo trabalhamos com 12 transições escolares, e, por simplificação, denotamos por e_k a probabilidade de progressão para a série $k + 1$, dado que se tenha concluído a série anterior, k . Nossa análise perpassa desde a progressão para a primeira série do Ensino Fundamental (e_0) até a probabilidade de concluir o primeiro ano do Ensino Superior (e_{11}). A cada uma das transições escolares e período foram estimados e testados 7 modelos de regressões logísticas, cuja variável dependente foi a probabilidade de progressão: o primeiro modelo é o modelo nulo (sem covariáveis); do segundo ao sétimo modelo foram incorporadas, além das variáveis indicadoras individuais (homem, branco, reside em região metropolitana e reside em área rural), uma-a-uma das seguintes variáveis que mensuram as origens sociais, na seguinte ordem: educação do chefe (variável contínua), sexo do chefe (homem), raça do chefe (branco), variáveis indicadoras para o status ocupacional do chefe (ocupações do tipo baixa em relação aos demais e ocupações do tipo alta em relação aos demais) e o número de irmãos residentes (contínua). Foram realizados testes de significância estatística dos parâmetros (Teste de Wald) e o teste da razão de verossimilhança para verificar o modelo mais apropriado. O modelo completo que incluiu todas as variáveis individuais e familiares mostrou-se o mais adequado de acordo com o teste da razão da verossimilhança, e também o mais adequado de acordo com a literatura. Desta maneira, foram selecionadas 12 (transições) \times 3 (períodos) regressões, totalizando 36 modelos de transições escolares.

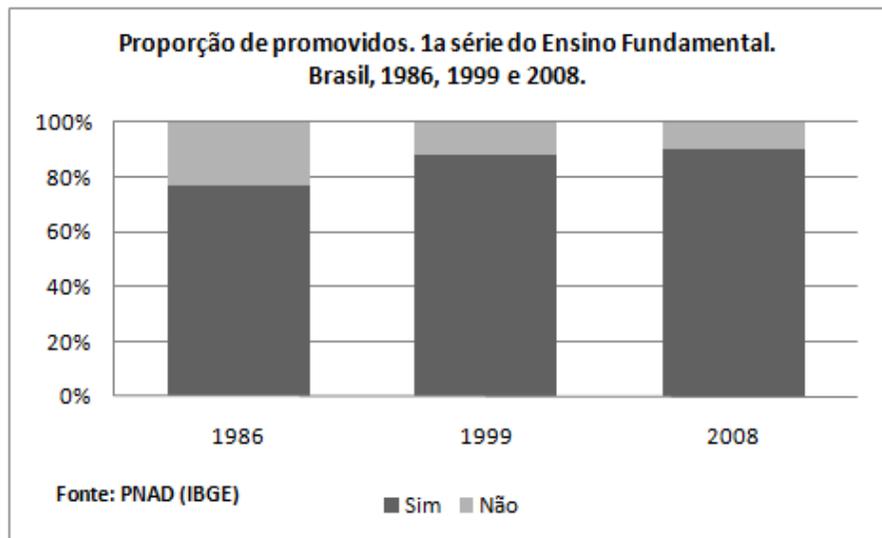
2.6 Resultados

Para sistematizar as evidências deste artigo, reportamos nesta seção os resultados descritivos referentes a quatro transições escolares: conclusão da 1ª série do Ensino Fundamental (e_0); conclusão da 5ª série do Ensino Fundamental, dado que concluiu a 4ª série (e_4); conclusão da 1ª série do Ensino Médio, dado que concluiu a 8ª série do Ensino Fundamental (e_8) e a probabilidade de conclusão do primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu a 3ª série do Ensino Médio (e_{11}). A Figura 12 apresenta a evolução entre 1986 e 2008 da proporção de promovidos nas quatro transições selecionadas. É possível depreender que houve uma melhoria no tempo nas probabilidades de progressão, exceto na probabilidade de conclusão do primeiro ano do Ensino Superior. Pode-se destacar ainda o rápido aumento na probabilidade de progressão para a 1ª e 5ª série (Figuras 13a e 13b, um ligeiro aumento na progressão para o Ensino Médio

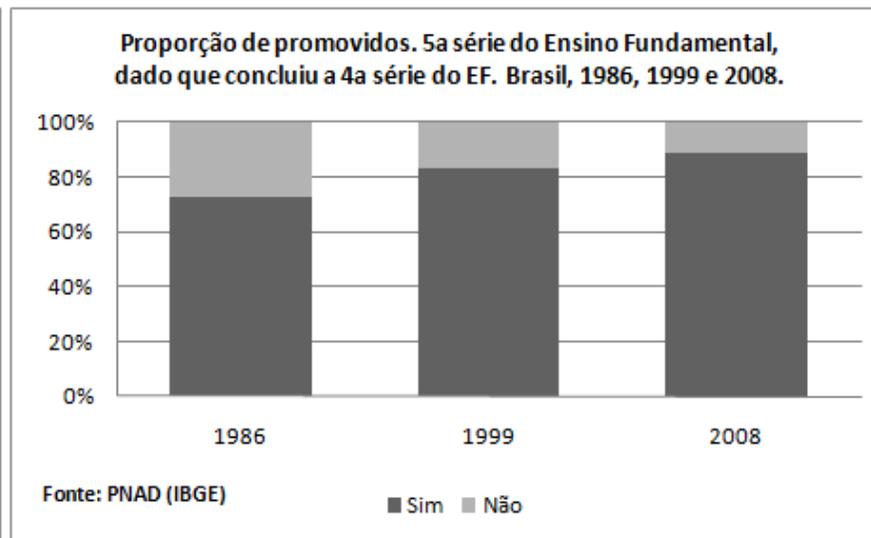
(Figura 13c). Desta maneira, confirma-se que houve no Brasil uma forte expansão educacional, mediante o aumento na probabilidade de progressão (exceto no Ensino Superior).

Nas três tabelas a seguir são reportadas a composição segundo os atributos individuais dos promovidos e não promovidos das amostras em cada período nas quatro transições selecionadas. A partir delas é possível ter uma ideia preliminar de como estes grupos se diferem em termos do sexo, raça/cor e área/situação de residência. A Tabela ?? reporta os dados referentes à primeira transição escolar, a probabilidade de progressão para a 1^a série do Ensino Fundamental. Podemos observar que tanto os promovidos quanto os não promovidos são em maioria do sexo masculino e que, de uma maneira geral, os promovidos tendem a ser mais ligeiramente mais homogêneos conforme o sexo. Em relação à raça/cor, até 1999 os negros eram maioria dentre os não promovidos, e os brancos maioria entre os promovidos. Em 2008, por sua vez, esta tendência se reverte, com uma maior prevalência de negros tanto entre promovidos quanto entre não promovidos. De certa forma, esta evidência reflete o sucesso das políticas de universalização no acesso à educação formal no Brasil, em especial após a segunda metade da década de 90, as quais permitiram que a população negra obtivesse uma maior promoção na educação formal. A composição segundo residência em região metropolitana e em área urbana evidencia o aumento da urbanização e crescimento da população residente em regiões metropolitanas ao longo do tempo tanto entre os promovidos quanto entre os não promovidos. Todavia, percebe-se que há uma prevalência maior de residentes em regiões metropolitanas ou em áreas urbanas dentre os promovidos do que entre os não promovidos, o que pode ser explicado pela melhor infraestrutura escolar e familiar disponível nestes locais. Por fim, a idade média dos promovidos e não promovidos na 1^a série do Ensino Fundamental revela que os promovidos são em geral mais velhos que os não promovidos, fato este que pode ser explicado pela elevada taxa de defasagem idade-série no Brasil.

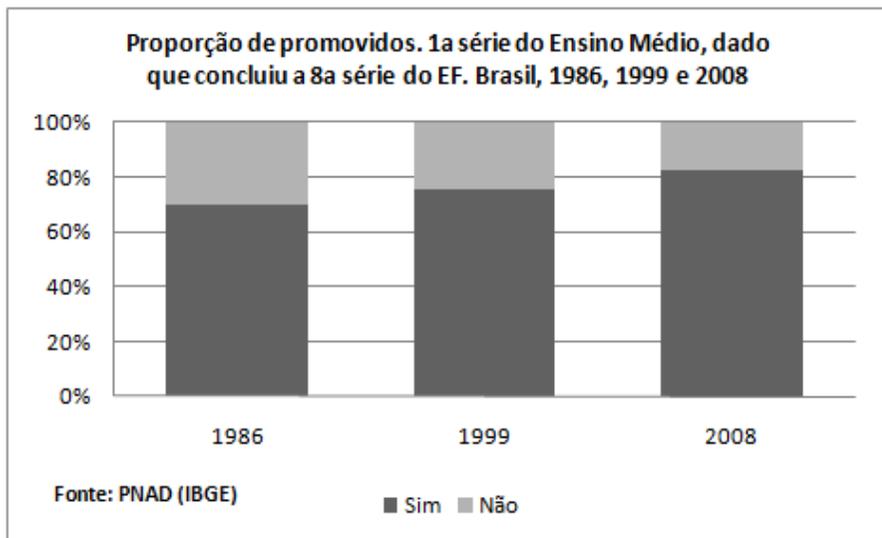
Figura 12: Proporção de promovidos segundo transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



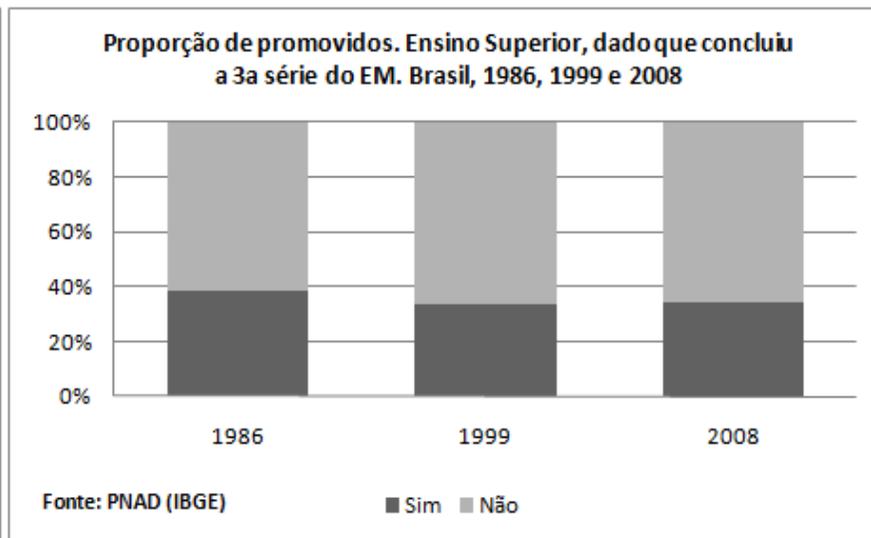
(a) e_0



(b) e_4



(c) e_8



(d) e_{11}

A Tabela 1 mostra que a composição de promovidos e não promovidos na 5ª série do Ensino Fundamental apresenta de certa forma o mesmo padrão revelado da amostra referente a 1ª série do Ensino Fundamental: homens são maioria entre promovidos e não promovidos, porém entre os não promovidos o percentual de homens é mais elevado. Este resultado pode estar refletindo o forte *trade-off* pelo qual passam os homens entre trabalho e estudo. Ao longo do tempo, a composição por sexo tornou-se mais homogênea entre os promovidos e menos homogênea entre os não promovidos, evidência esta que sinaliza um possível recrudescimento deste *trade-off* entre 1986 e 2008. Analogamente ao caso anterior, a composição dos promovidos na 5ª série segundo a raça evidencia que houve ao longo do período analisado uma maior participação dos negros, os quais se tornaram maioria. A composição das amostras segundo a área/situação de residência também é semelhante à progressão para a 1ª série: aumento ao longo do tempo dos promovidos e não promovidos residentes em áreas rurais e regiões metropolitanas, porém persiste um diferencial entre os promovidos e não promovidos nesta composição, refletindo os diferenciais contextuais e comunitários. A idade média dos promovidos e não promovidos na 5ª série também expressa a alta taxa de defasagem idade-série.

Tabela 1: Composição segundo atributos pessoais dos promovidos e não promovidos para a 5ª série do Ensino Fundamental (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008

	1986		1999		2008	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Promovido						
% da amostra	27,15	72,85	17,08	82,92	11,06	88,94
Sim	52,82	51,08	55,88	51,52	56,93	53,31
Não	47,18	48,92	44,12	48,48	43,07	46,69
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Homem						
Sim	55,93	66,04	46,35	59,25	38,78	49,67
Não	44,07	33,96	53,65	40,75	61,22	50,33
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Branco						
Sim	26,87	42,06	26,36	36,53	25,08	33,25
Não	73,13	57,94	73,64	63,47	74,92	66,75
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
RM						
Sim	67,41	88,90	72,88	87,63	77,19	87,08
Não	32,59	11,10	27,12	12,37	22,81	12,92
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Urbano						
Sim	67,41	88,90	72,88	87,63	77,19	87,08
Não	32,59	11,10	27,12	12,37	22,81	12,92
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Idade média	16,77	18,85	15,11	18,38	13,90	18,86

Fonte: PNAD 1986, 1999 e 2008

Obs: RM = Região Metropolitana

A análise da composição segundo atributos dos promovidos e não promovidos na 1ª série do Ensino Médio revela evidências distintas em relação àquelas obtidas nas transições anteriores (Tabela 2). Percebe-se que, nesta transição, os homens são maioria entre não promovidos, enquanto que, surpreendentemente, as mulheres passam a ser maioria entre os promovidos (exceto em 2008, quando os homens são maioria por ligeira diferença). Entre 1986 e 2008, a prevalência de homens entre os não promovidos aumentou significativamente (52,38% em 2006 para

58,99% em 2008), o que pode estar refletindo um maior dilema entre trabalho e estudo para os homens em 2008. Contudo, a boa notícia é a tendência de equalização na proporção de promovidos por sexo entre 1986 e 2008, fato este positivo na medida em que indica que os homens estão tendendo a acumular mais anos de estudo após a conclusão do Ensino Fundamental. Os brancos tendem a ser maioria tanto entre promovidos quanto entre não promovidos, exceto em 2008, quando os negros passam a ser maioria entre os não promovidos. Pode-se argumentar que os negros podem estar tendo uma maior ascensão educacional ao longo do tempo, na medida em que muitos estão concluindo a 8ª série do Ensino Fundamental. Todavia, é necessário assegurar que estes negros que concluem o Ensino Fundamental tenham maior chance de serem promovidos também para o Ensino Médio.

Tabela 2: Composição segundo atributos pessoais dos promovidos e não promovidos para a 1ª série do Ensino Médio (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008

		1986		1999		2008	
Promovido		Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
% da amostra		30,19	69,81	24,38	75,62	17,65	82,35
Homem	Sim	52,38	47,73	55,76	47,77	58,99	51,21
	Não	47,62	52,27	44,24	52,23	41,01	48,79
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Branco	Sim	66,70	73,72	57,65	66,76	44,74	55,52
	Não	33,30	26,28	42,35	33,24	55,26	44,48
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
RM	Sim	43,45	47,51	36,38	41,50	31,43	37,20
	Não	56,55	52,49	63,62	58,50	68,57	62,80
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Urbano	Sim	89,13	93,51	87,44	92,19	84,67	91,34
	Não	10,87	6,49	12,56	7,81	15,33	8,66
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Idade média		19,67	21,44	18,74	20,86	18,40	21,28

Fonte: PNAD 1986, 1999 e 2008

Obs: RM = Região Metropolitana

A composição segundo atributos da amostra de promovidos e não promovidos para o Ensino Superior revela, infelizmente, os traços de uma ainda persistente iniquidade na aquisição de escolaridade para aqueles que almejam os níveis superiores da carreira escolar (Tabela 3). Além de uma baixa e estável proporção de promovidos em relação aos indivíduos expostos ao risco entre 1986 e 2008 (38,52% em 1986, 33,31% em 1999 e 33,94% em 2008), verifica-se que os brancos são maioria tanto entre aqueles que concluíram o Ensino Médio com sucesso, mas que não prosseguiram com os estudos, como também entre os promovidos para o Ensino Superior, e neste último caso eles são uma maioria dominante (representando pelo menos 80% dos promovidos em 1986 e 1999 e 71,74% em 2008). Quanto à composição por sexo, evidencia-se que as mulheres predominam entre os promovidos para o Ensino Superior. Finalmente, parece que os diferenciais comunitários passam a ser ainda mais importante nesta transição, na medida

em que a participação relativa dos que residem em região metropolitana aumentou significativamente, aproximando-se de 50% da amostra, bem como a prevalência em sua maioria de indivíduos que residem em área urbana. Portanto, pode-se inferir que na transição para o Ensino Superior persistem no Brasil uma série de barreiras ao acesso pelos grupos socioeconômicos desfavorecidos.

Tabela 3: Composição segundo atributos pessoais dos promovidos e não promovidos para o Ensino Superior (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008

	Promovido	1986		1999		2008	
		Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
% da amostra		61,48	38,52	66,69	33,31	66,06	33,94
Homem	Sim	48,04	46,26	47,92	45,21	53,90	45,41
	Não	51,96	53,74	52,08	54,79	46,10	54,59
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Branco	Sim	70,88	84,45	64,92	81,38	51,51	71,74
	Não	29,12	15,55	35,08	18,62	48,49	28,26
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
RM	Sim	48,13	52,92	42,20	46,40	37,99	43,52
	Não	51,87	47,08	57,80	53,60	62,01	56,48
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Urbano	Sim	92,50	96,54	92,98	95,04	91,64	96,82
	Não	7,50	3,46	7,02	4,96	8,36	3,18
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Idade média		22,39	23,39	22,11	23,17	22,32	23,48

Fonte: PNAD 1986, 1999 e 2008

Obs: RM = Região Metropolitana

Em relação às características familiares, reportamos a seguir a análise da evolução da composição segundo atributos familiares dos promovidos em 1986, 1999 e 2008 por meio de gráficos. O intuito dessa investigação exploratória é verificar se houve ao longo do tempo mudanças em termos composicionais na promoção conforme as origens sociais em cada uma das quatro transições selecionadas (e_0, e_4, e_8, e_{11}). Desta forma, nos abstermos a partir deste neste ponto de analisar as características familiares dos que não foram promovidos em cada transição. Todavia, caso seja de interesse do leitor, encontra-se no apêndice deste artigo (seção 2.A) as tabelas que sistematizam estas informações para as quatro transições.

A Figura 13 reporta os gráficos que comparam a composição dos promovidos segundo grupos de escolaridade do chefe (0 a 3 anos de estudo, 4 a 8 anos de estudo, 9 a 11 anos de estudo, 12 anos de estudo ou mais) entre as transições escolares selecionadas por período. Em 1986, nas primeiras transições, grande parte dos promovidos possuem um chefe com entre 0 e 3 anos de estudo, seguido por chefes com 4 a 8 anos de estudo, 9 a 11 e 12 anos de estudo ou mais. Ao longo das transições, contudo, verifica-se que a composição segundo os anos de estudo do chefe de altera de forma que a participação dos chefes mais escolarizados aumenta nos estágios mais avançados da carreira escolar, por exemplo (14a). Quando contrapomos a

composição segundo a educação do chefe nos três pontos no tempo através da Figuras 14a, 14b e 14c, ao menos duas hipóteses podem ser levantadas. A primeira é que os chefes podem ter se tornado mais escolarizados ao longo do período, já que a parcela dos menos escolarizados diminuiu e dos chefes mais escolarizados aumentou. A segunda hipótese é que pode ter se tornado mais difícil a promoção para os filhos dos grupos menos escolarizados. É difícil por meio da análise exploratória extrair qualquer conclusão a esse respeito. Todavia, na análise de regressão, é possível obter-se evidências robustas e livres do efeito de confundimento do aumento dos anos de estudo do chefe, e isso será feito mais adiante.

Em relação à raça do chefe, podemos verificar que os promovidos cujo chefe era negro ampliaram sua participação em todas as transições escolares selecionadas ao longo do tempo (Figura 14). A cada ponto no tempo, entretanto, é possível observar que a participação dos promovidos cujo chefe era negro se reduz entre as transições. Desta forma, pode-se conjecturar que a expansão educacional ocorrida no Brasil permitiu que uma maior parte dos daqueles indivíduos cujo chefe era negro conseguisse a promoção em cada série, especialmente nas três primeiras transições. Contudo, argumenta-se que a composição segundo a raça do chefe ainda parece ser bastante desigual, sendo esta constatação mais forte para aqueles promovidos no Ensino Superior.

Evidências de diferenciais na composição segundo sexo do chefe dos promovidos entre as transições escolares selecionadas já não parece ser tão clara, embora se observe um ligeiro aumento na proporção de mulheres chefes, fato este que pode ser explicado por um risco crescente ao longo da trajetória escolar da dissolução da união dos pais (SILVA; HASENBALG, 2002). Verifica-se de forma inequívoca que houve ao longo dos três períodos analisados um aumento no percentual de promovidos cujo chefe era mulher. Mas, sobretudo, parece que este aumento atingiu igualmente todas as transições escolares (Figura 15).

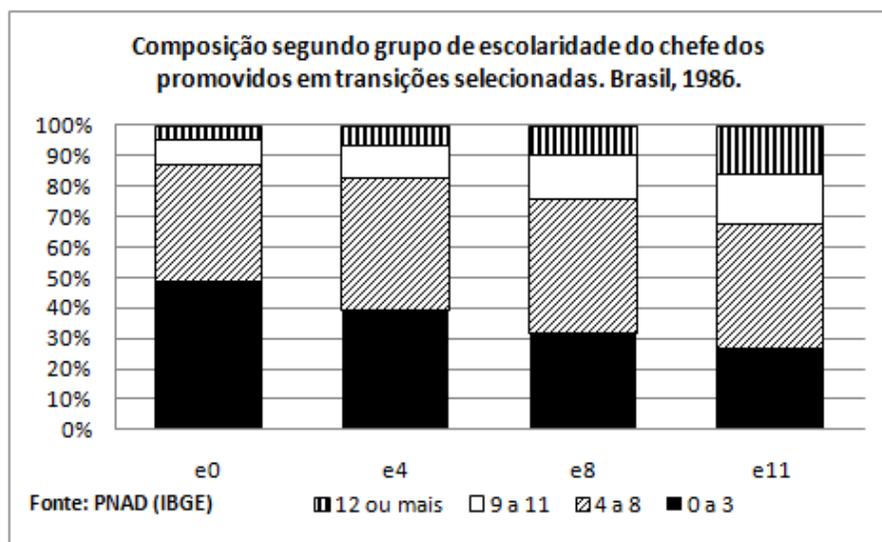
Em relação à composição segundo a educação do chefe dos promovidos, ilustrada através da Figura 16 pode-se depreender que há evidências de diferenciais na composição dos promovidos segundo o tipo de ocupação do chefe (alta, baixa ou chefe inativo) entre as transições escolares: reduz-se ao longo das séries a participação relativa dos promovidos cujo chefe inseria-se em ocupações do tipo baixa e aumenta a participação relativa dos chefes inseridos em ocupações do tipo alta. A participação dos promovidos cujo chefe era inativo aumenta ligeiramente ao longo das transições entre 1986 e 1999, mas depois parece ser constante entre as transições em 2008.

Encerrando-se as evidências descritivas preliminares, temos a composição dos promovidos segundo número de irmãos residentes no domicílio por transição e período (Figura 17). Percebe-

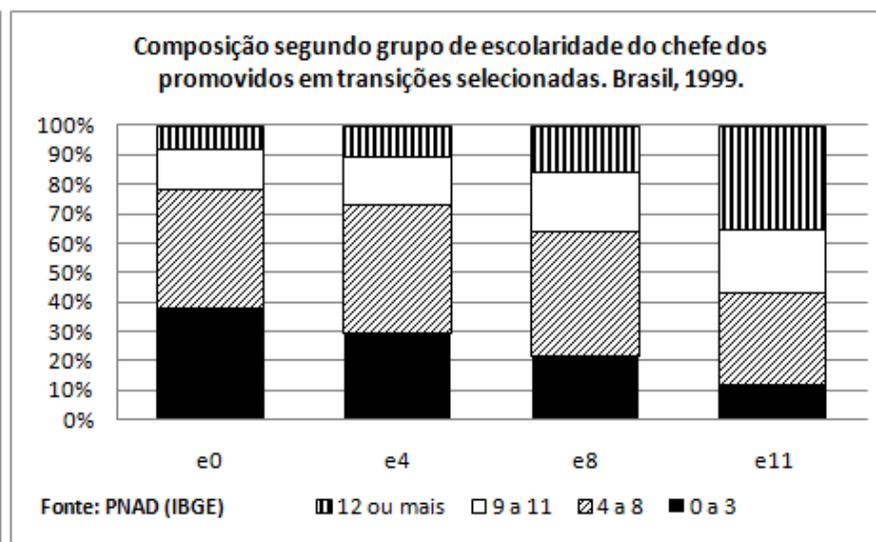
se claramente pelos gráficos os efeitos da queda da fecundidade no Brasil, a qual reduziu a parcela dos promovidos com 3 irmãos ou mais em todas as transições escolares ao longo do tempo. Por outro lado, a mesma composição analisada a cada ponto no tempo entre as várias séries revela que prevalecem nas transições escolares mais avançadas uma maior parcela de promovidos com 0 ou com 1 a 2 irmãos, sendo este fato mais claro em 2008. Argumenta-se mais uma vez que apenas a análise gráfica não permite que os efeitos puros da queda da fecundidade e da mudança na distribuição marginal segundo tamanho da família sejam separados e, portanto, passamos a partir deste ponto para a análise dos modelos estimados de transições escolares.

Agora iniciamos com a análise dos resultados das estimações dos modelos de transições escolares. Serão reportados os coeficientes estimados segundo o melhor modelo, o qual incluiu todas as covariáveis familiares e individuais (Modelo 6). Escolheu-se esta especificação pois a mesma se mostrou mais adequada segundo a literatura e o teste da razão da verossimilhança, embora para algumas transições algumas variáveis se mostraram não significativas. Esta opção reflete um esforço de padronização das variáveis de controle para o estudo das transições escolares. Cabe mencionar ainda que a presença de variáveis não significativas em algumas transições e não em outras é de interesse substantivo neste artigo, sobretudo porque a perda do poder explicativo pode ser condizente com o processo de seletividade hipotetizado por Mare.

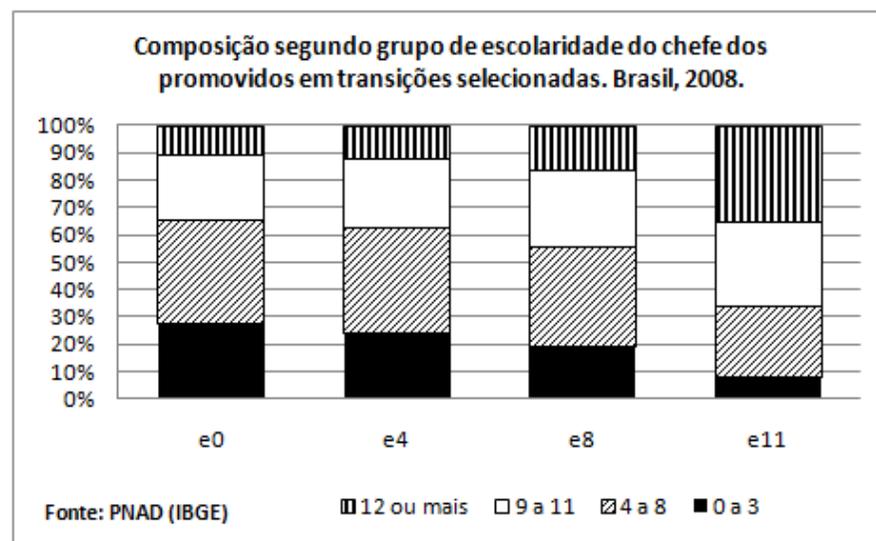
Figura 13: Gráficos que ilustram a composição segundo grupos de educação do chefe dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



(a) 1986

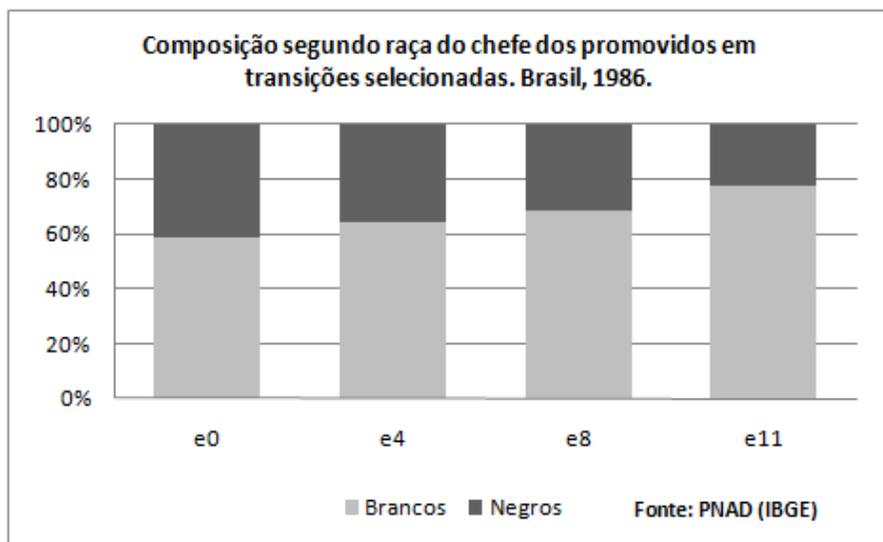


(b) 1999

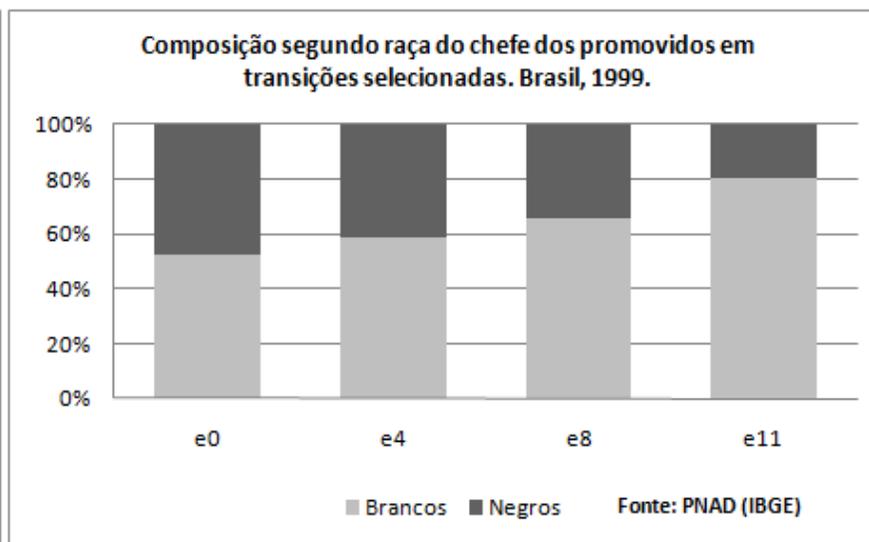


(c) 2008

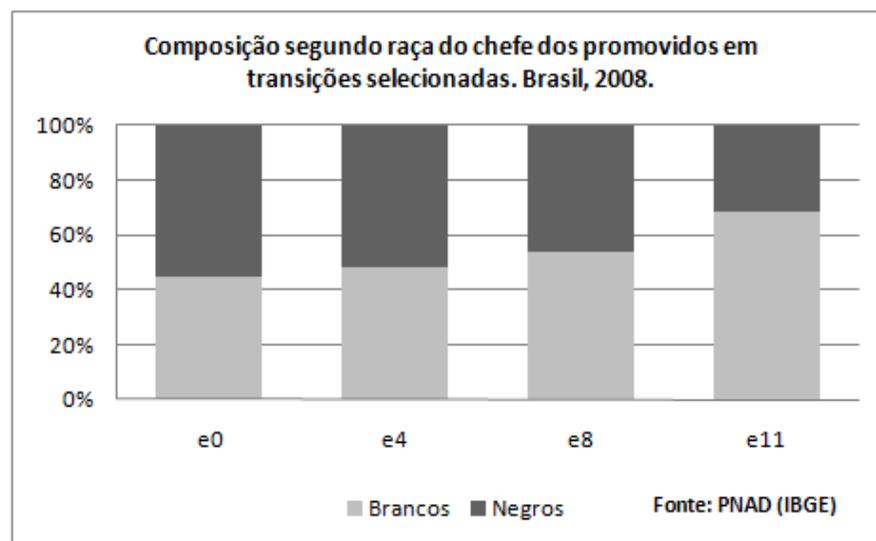
Figura 14: Gráficos que ilustram a composição segundo a raça do chefe da família dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



(a) 1986

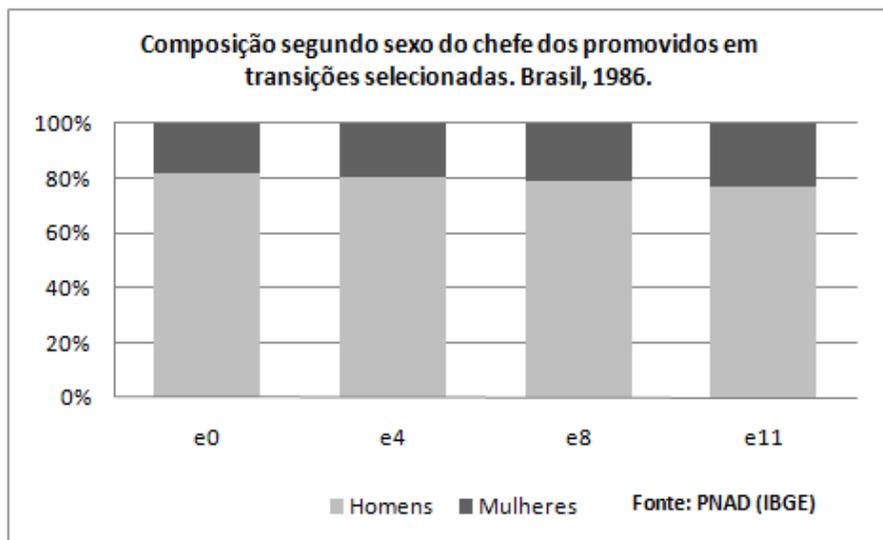


(b) 1999

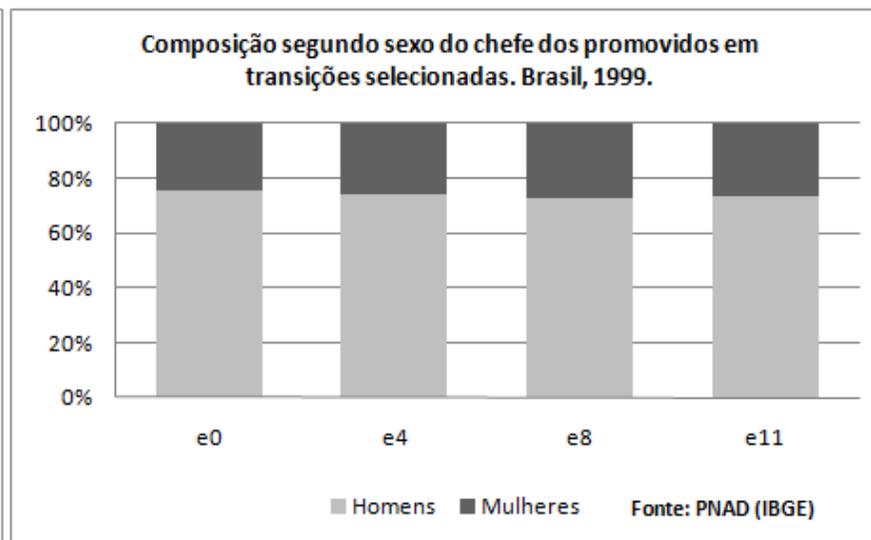


(c) 2008

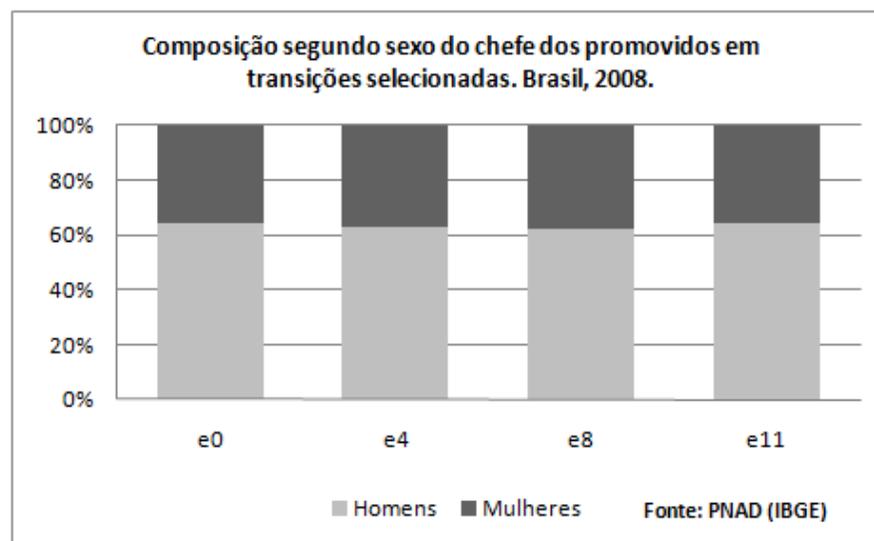
Figura 15: Gráficos que ilustram a composição segundo o sexo do chefe da família dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



(a) 1986

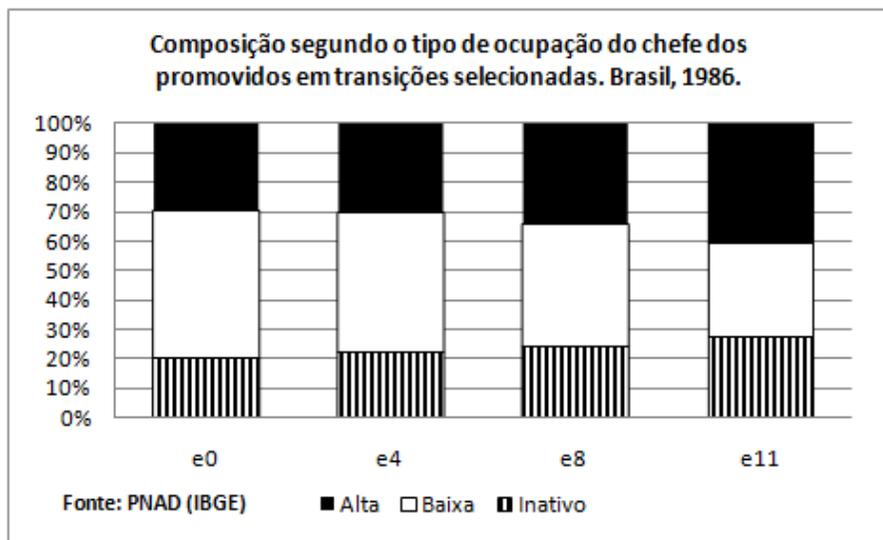


(b) 1999

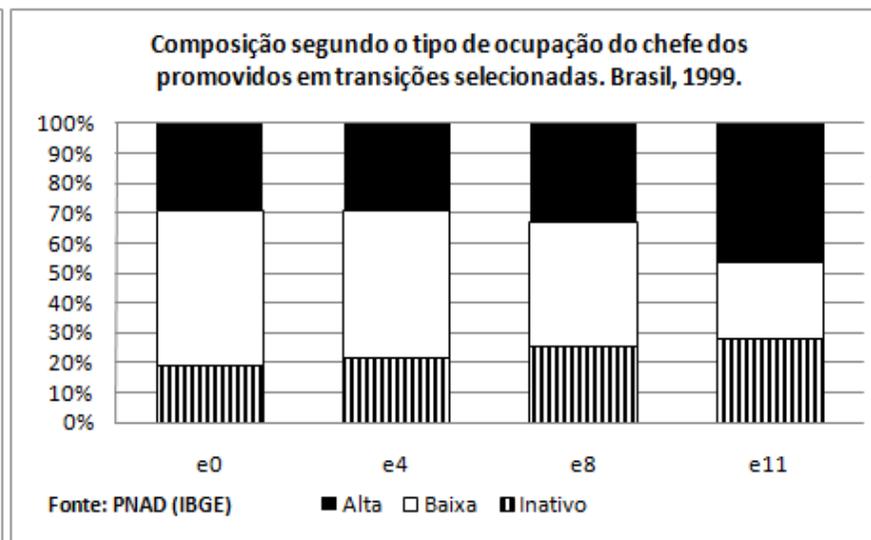


(c) 2008

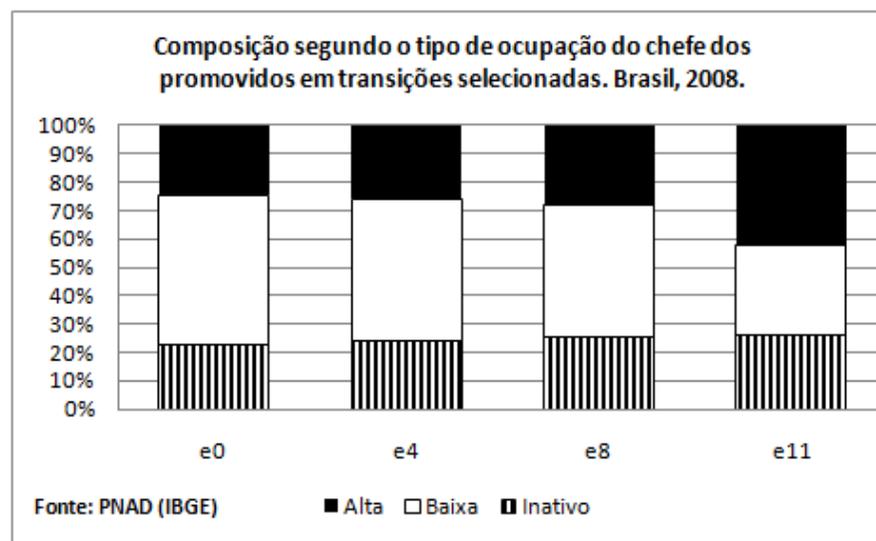
Figura 16: Gráficos que ilustram a composição segundo a ocupação do chefe da família dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



(a) 1986



(b) 1999



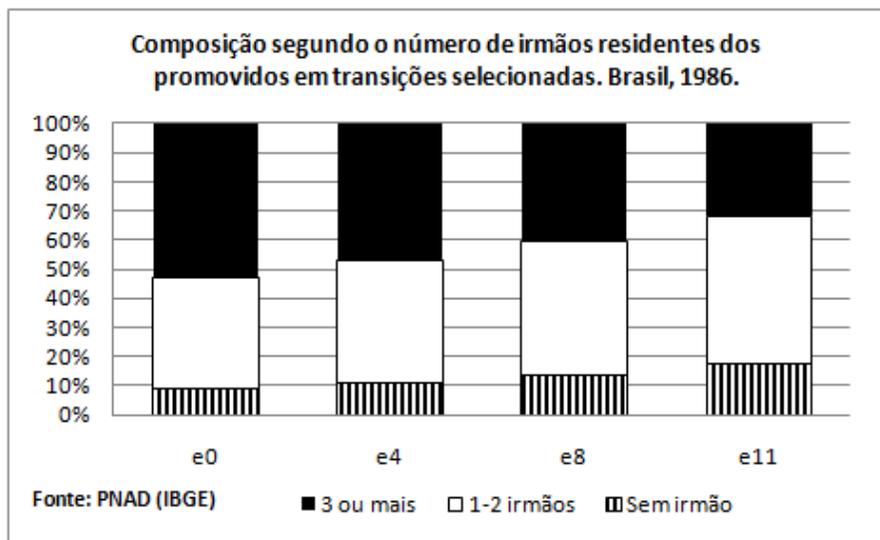
(c) 2008

Para fins de sistematização das principais evidências, os ajustes dos modelos passo-a-passo e as medidas de qualidade de ajuste estão reportadas no Apêndice deste artigo, caso seja de interesse do leitor (seção 2.A). Nos gráficos a seguir são apresentados os coeficientes estimados para cada uma das transições escolares e período (1986, 1999 e 2008). As transições educacionais são denotadas por e_k , que representa a probabilidade de progressão para a série $k + 1$, dado que se tenha concluído a série anterior, k , e a análise compreende a probabilidade de concluir a primeira série do Ensino Fundamental (e_0) até a probabilidade de concluir o primeiro ano do Ensino Superior (e_{11}). Assim como na análise descritiva, em algumas ocasiões serão analisadas apenas as 4 transições educacionais: conclusão da 1ª série do Ensino Fundamental (e_0); conclusão da 5ª série do Ensino Fundamental, dado que concluiu a 4ª série (e_4); conclusão da 1ª série do Ensino Médio, dado que concluiu a 8ª série do Ensino Fundamental (e_8) e a probabilidade de conclusão do primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu a 3ª série do Ensino Médio (e_{11}).

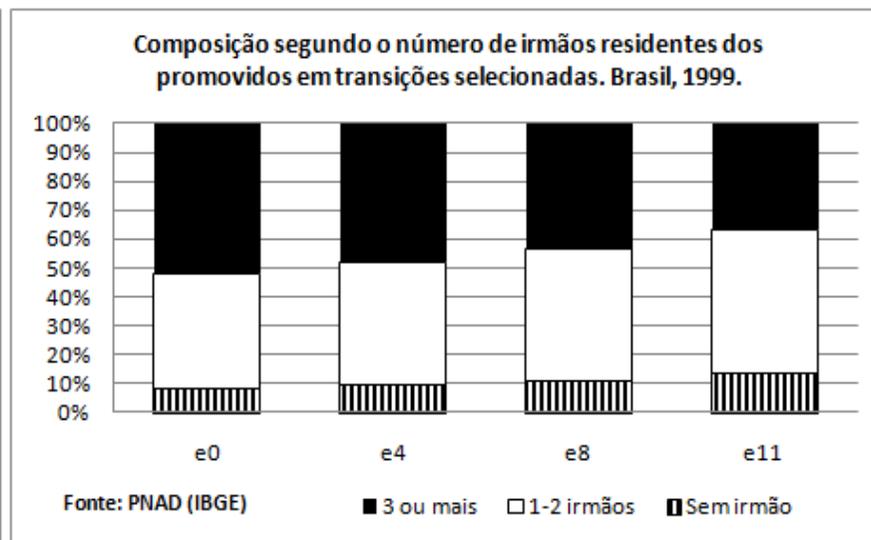
Em relação à probabilidade de progressão segundo a raça/cor, verifica-se que os brancos possuem de forma inequívoca maiores chances de progressão do que os negros, pois os coeficientes mostraram-se positivos e significativos (Figura 18(b)). Todavia, o comportamento dos coeficientes ao longo do tempo e entre as transições merece destaque. Em 1986, a vantagem dos brancos tendia a decrescer ao longo das séries até a probabilidade de concluir com sucesso a 3ª série do Ensino Médio (e_{10}), quando então este efeito aumentava substancialmente na conclusão do primeiro ano do Ensino Superior (e_{11}). Em 1999, contudo, houve uma significativa redução nesta vantagem, especialmente nas 5 primeiras transições (e_0 a e_4), o que pode estar demonstrando o sucesso das políticas de expansão ao ensino fundamental implementadas ao longo da década de 90. Em 2008, há novamente uma redução não desprezível na vantagem dos brancos sobre os negros na probabilidade de progressão.

Os coeficientes estimados para a vantagem na progressão escolar dos residentes em regiões metropolitanas e nas áreas urbanas também se mostraram significativos e positivos em grande parte das transições escolares (Figuras 18(c) e 18(d)). Um resultado importante pode ser atribuído à evolução do coeficiente para a conclusão da 1ª série do Ensino Fundamental (e_0): podemos verificar que para esta transição houve de forma clara ao longo do tempo uma redução da vantagem das áreas urbanas e das regiões metropolitanas, o que se configura como o sucesso das políticas de alfabetização no Brasil para a diminuição do contraste regional no acesso à educação formal.

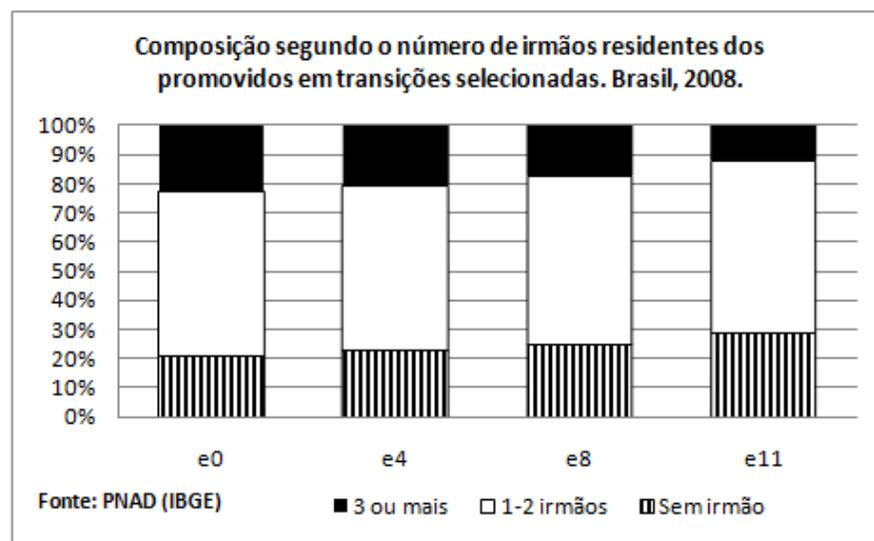
Figura 17: Gráficos que ilustram a composição segundo o número de irmãos residentes dos promovidos em transições selecionadas. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



(a) 1986



(b) 1999



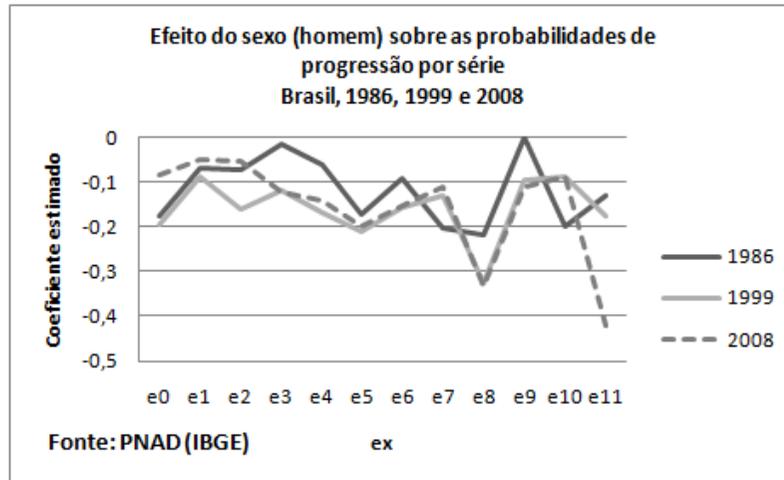
(c) 2008

Os coeficientes estimados para as covariáveis de controle individuais seguiram, de certa forma, o que seria esperado de acordo com a literatura (Figura 18). Os coeficientes negativos e significativos para a variável indicadora de sexo em grande parte das transições e nos três períodos refletem as chances menores de progressão na carreira escolar dos homens, a qual é prevista pela literatura (Figura 18(a)).

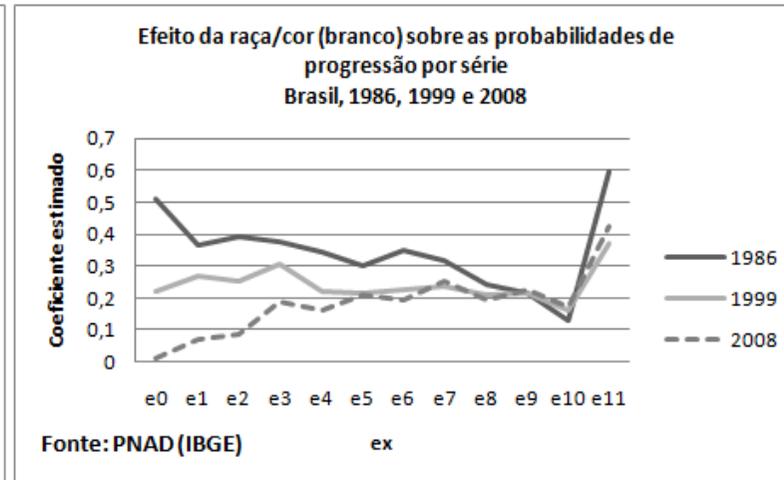
Agora serão reportados os coeficientes estimados nos modelos de transições escolares para cada uma das covariáveis familiares que expressam as origens sociais, quais sejam: educação do chefe, indicadora para chefe branco, indicadora para chefe do sexo masculino, duas indicadoras para o tipo de ocupação (baixa e alta, sendo chefe inativo a categoria omitida) e número de irmãos residentes. Para cada uma das variáveis podem ser testadas as duas hipóteses de Mare: i. declínio dos coeficientes ao longo das séries em um determinado período - hipótese da seletividade; ii. declínio dos coeficientes ao longo do tempo para uma dada série cujo acesso tenha sido expandido, porém com deslocamento da seletividade para as séries posteriores (aumento do efeito em séries posteriores).

Sem dúvidas, a variável que se espera ser mais importante de acordo com a literatura do modelo de transições escolares na determinação da progressão escolar é a educação do chefe. A Figura 19 mostra que a primeira hipótese de Mare, a qual prevê um declínio monotônico do efeito da educação do chefe ao longo das transições escolares, não se confirma em nenhum dos três períodos. Especialmente em relação ao ano de 1999, este resultado vai contra ao obtido por Silva e Hasenbalg (2002), o qual corroborou esta hipótese. Todavia, aqueles autores utilizam tanto um intervalo etário diferente (6 a 19 anos) como também investigam apenas até a conclusão do Ensino Fundamental (e_7). Neste artigo visualizam-se de forma muito clara picos ao longo da carreira escolar para os quais a educação do chefe parece ser muito importante para a progressão, e eles coincidem com as séries consideradas como cruciais neste artigo, a saber: probabilidade de completar a 1ª série do Ensino Fundamental (e_0), probabilidade de concluir a 5ª do Ensino Fundamental, dado que concluiu a 4ª série (e_4), probabilidade de concluir a 1ª do Ensino Médio, dado que concluiu a 8ª série do Ensino Fundamental (e_8) e a probabilidade de concluir o primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu a 3ª série do Ensino Médio (e_{11}).

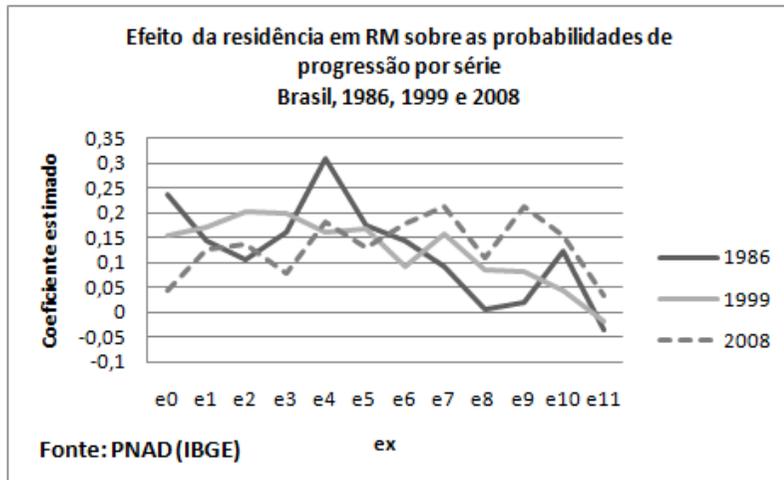
Figura 18: Gráficos que reportam os coeficientes estimados para as covariáveis individuais. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



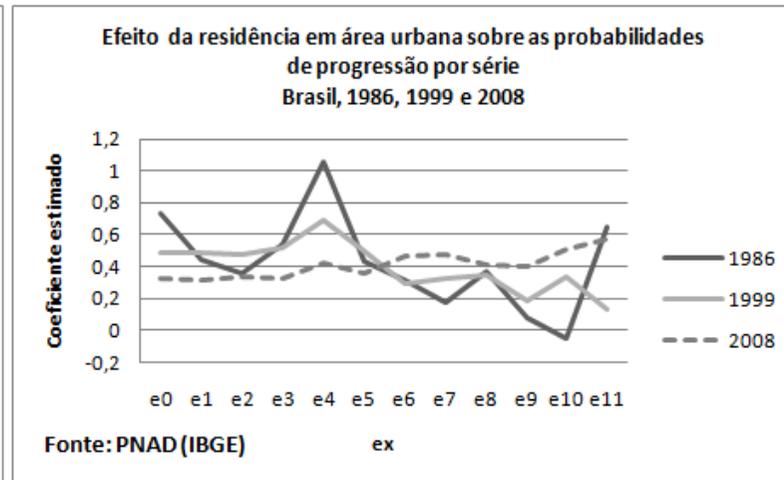
(a) Sexo = homem



(b) Raça = branco

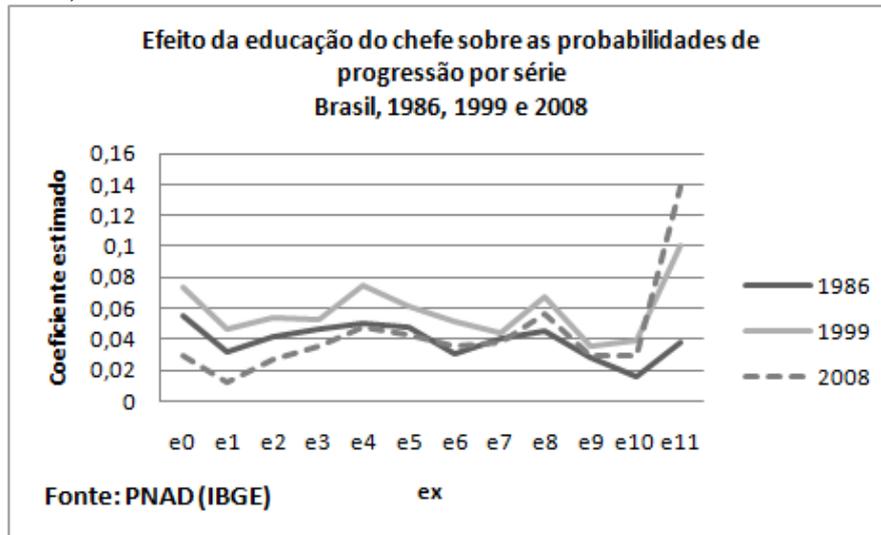


(c) Região Metropolitana



(d) Urbano

Figura 19: Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para a educação do chefe da família. Brasil, 1986 a 2008



Portanto, o comportamento dos coeficientes para a educação do chefe nos fornece um primeiro indício de que os sobreviventes ao longo das séries escolares não tendem a se constituir como grupos homogêneos em termos das origens sociais no Brasil, contrariando o que seria previsto na primeira hipótese de Mare.

Testou-se ainda pela validade da segunda hipótese de Mare de que o efeito da educação do chefe para uma determinada série declina ao longo do tempo com a expansão do acesso. Os resultados apontam que 1999 foi um ano de retrocesso, com o aumento dos coeficientes para todas as transições escolares em relação à 1986. Este resultado é de certa forma surpreendente, na medida em que se esperaria que as políticas educacionais já tivessem sido capazes de reduzir a desigualdade de oportunidades. Todavia, se contrapomos o período inicial, 1986, com o final, 2008, pode-se afirmar que a segunda hipótese de Mare se sustenta, na medida em que há redução no efeito da educação do chefe sobre a probabilidade de progressão nas cinco primeiras transições, as quais foram sobremaneira afetadas pelas políticas educacionais do período. Ademais, com a expansão educacional, claramente visualiza-se que a seletividade é transferida dos primeiros estágios da carreira escolar para aqueles mais tardios, como por exemplo a conclusão da 1ª do Ensino Médio, dado que concluiu a 8ª série do Ensino Fundamental (e_8) e conclusão do primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu a 3ª série do Ensino Médio (e_{11}), com o aumento da importância da educação do chefe.

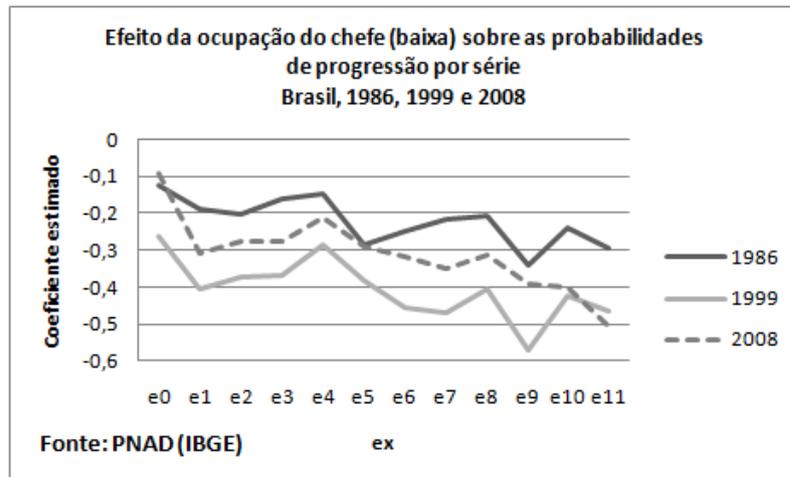
Passamos agora para a análise dos coeficientes estimados para as duas variáveis indicadoras para a ocupação do chefe. A categoria omitida é o chefe inativo. Verificamos pela Figura 20 que estes coeficientes mostraram-se em grande parte das transições negativos e significativos, o que significa que aqueles indivíduos cujo chefe estava inserido em ocupações do tipo alta ou

baixa possuíam uma chance de progredir menor do que aqueles cujo chefe era inativo. Este fato poderia estar sendo explicado pelo fato de que os chefes inativos podem auxiliar seus filhos não tão somente do ponto de vista econômico, na medida em que grande parte deles são aposentados, como também estes chefes dispõem de tempo disponível para dedicar aos filhos (capital cultural). Desta forma, devido à forma segundo a qual os dados foram codificados, a primeira hipótese de Mare se confirma se o comportamento da curva ao longo das transições for ascendente, enquanto a segunda hipótese se confirma tão somente se, ao longo do tempo, os coeficientes tendem a estar mais próximos de zero (ou seja, os grupos tendem a estar mais homogêneos). Podemos verificar que a primeira hipótese de Mare não se confirma: para os chefes inseridos em ocupações do tipo baixa, evidencia-se um declínio na magnitude dos coeficientes ao longo das séries; para aqueles inseridos em ocupações do tipo alta, um comportamento ascendente também não é confirmado.

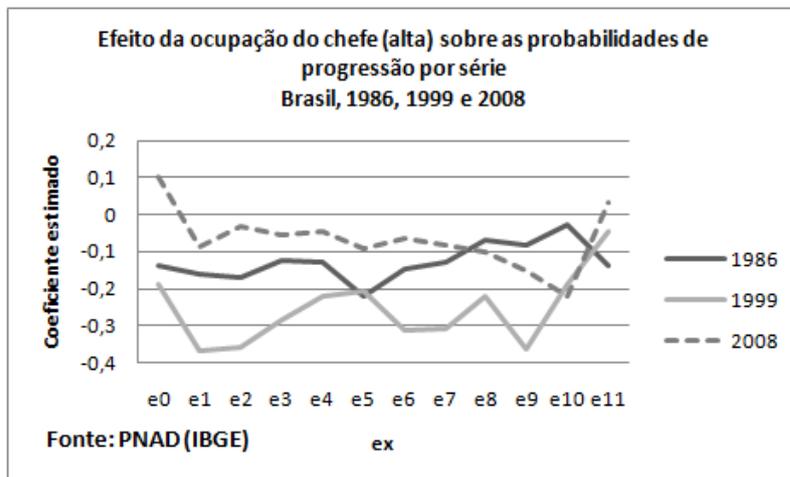
O teste da segunda hipótese de Mare para as duas covariáveis relacionadas à ocupação do chefe revela mais uma vez o retrocesso ocorrido em termos da desigualdade de oportunidades educacional em 1999 em praticamente todas as transições. Contudo, comparando-se 1986 com 2008, verificamos que as políticas educacionais expansionistas não foram acompanhadas por uma redução na diferença entre as ocupações baixas e os trabalhadores inativos, pelo contrário, houve um aumento em módulo no coeficiente com sinal negativo em praticamente todas as transições, exceto para e_0 , que apresentou uma ligeira redução. Evidências de retrocesso também são verificadas quando comparamos o efeito da progressão dos chefes com ocupação do tipo alta em relação aos inativos: para e_0 houve uma reversão na tendência, ou seja, com a expansão educacional, o efeito da ocupação do chefe do tipo alta passou a ser positivo e significativo, indicando que aqueles indivíduos cujo chefe inseria-se em ocupações do tipo alta tinham uma maior chance de progressão na 1ª série do Ensino Fundamental do que aqueles cujo chefe era inativo. Nas transições intermediárias, contudo, não é verificada diferença estatisticamente significativa entre estes dois grupos. Desta forma, comparando-se 1986 e 2008, pode-se dizer que a expansão educacional poderia ter contribuído para manter inalterada a desigualdade de oportunidades nas transições intermediárias.

O teste das duas hipóteses de Mare para a variável indicadora para chefe branco pode ser visualizado pela inspeção visual da Figura 21. Podemos verificar que nos três períodos não se verifica uma tendência monotônica de declínio da vantagem nas chances de promoção daqueles cujo chefe era branco em relação aos demais, pois há picos em algumas transições nas quais essa vantagem se amplia. Em 1986, o efeito desta variável declina ao longo das primeiras séries, é não significativo de e_4 até e_9 , e depois passa a ser positivo e significativo. Em 1999, é sempre positivo e significativo, com picos em e_2 , e_9 e e_{11} . Em 2008, o efeito da raça do chefe tende a ser

Figura 20: Gráficos que reportam os coeficientes estimados para o tipo de ocupação do chefe. Brasil, 1986, 1999 e 2008.



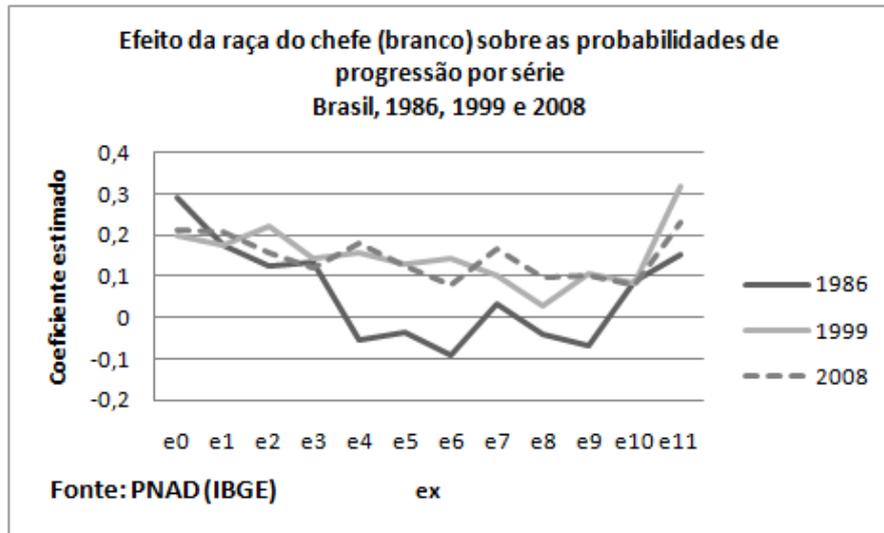
(a) Ocupação do tipo baixa



(b) Ocupação do tipo alta

mais estável ao longo das transições. Desta forma, a primeira hipótese de Mare não se confirma. O teste da segunda hipótese de Mare para esta variável mostrou-se ambíguo: esperar-se-ia que até aproximadamente e_4 a magnitude do efeito em cada uma das primeiras transições tivesse reduzido entre 1986 e 2008, fato este que não necessariamente ocorreu. Ademais, na transição para o Ensino Superior, esta variável mostra um retrocesso na desigualdade de oportunidades em relação à 1986.

Figura 21: Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para o chefe branco. Brasil, 1986 a 2008



As evidências para o efeito do sexo do chefe na probabilidade de progressão por série se revelaram não tão importantes para explicar o fenômeno. Em 1986, esta variável mostrou-se não significativa em todas as transições, e em 1999 e 2008 para apenas algumas delas foi significativa (Figura 22).

Por fim, a variável número de irmãos mostrou-se estatisticamente significativa em todas as transições escolares e períodos investigados. A Figura 23 mostra o comportamento dos coeficientes estimados ao longo das séries. Esperar-se-ia que a importância do tamanho da família para a probabilidade de progressão diminuísse ao longo das séries segundo a primeira hipótese de Mare. Contudo, os resultados mostram que o efeito do número de irmãos residentes, quando não se mantém constante, aumenta ao longo das séries. Desta forma, o modelo de transições escolares aplicado nos três períodos no Brasil refuta a hipótese de Mare quando consideramos o número de irmãos residentes como *proxy* para as origens sociais. Mais ainda, em relação à segunda hipótese, verificamos que as políticas educacionais teriam contribuído para uma piora na desigualdade de oportunidades medida pelo número de irmãos residentes.

Figura 22: Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para o chefe do sexo masculino. Brasil, 1986 a 2008

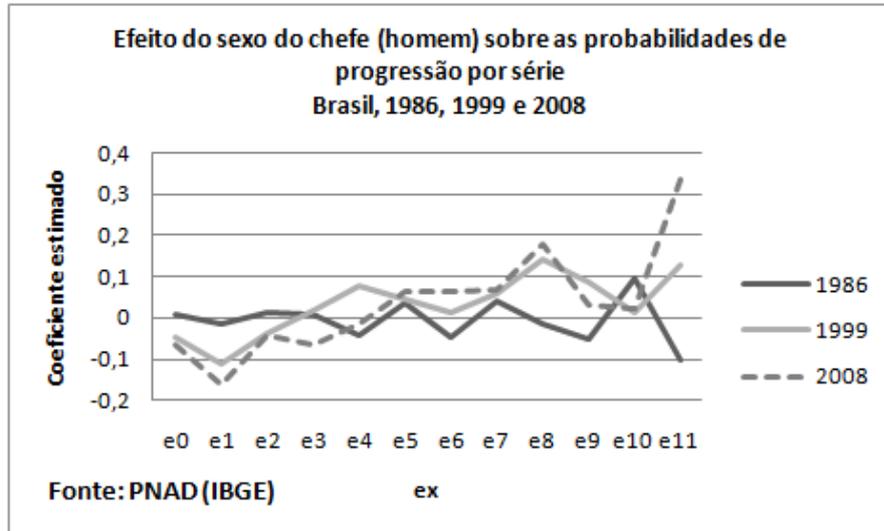
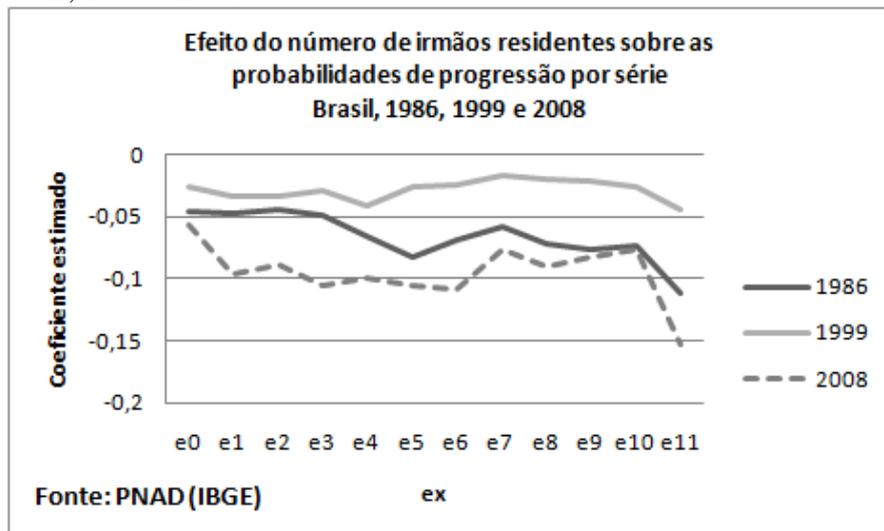


Figura 23: Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para o número de irmãos residentes. Brasil, 1986 a 2008



2.7 Considerações Finais

Neste estudo buscamos contribuir com a literatura brasileira sobre o efeito das origens sociais na probabilidade de progressão por série através de uma análise que cobre um período histórico no qual houve no Brasil uma série de políticas educacionais. Ademais, este trabalho testou para o caso brasileiro as duas hipóteses de Mare (1980), as quais tem sido testadas em vários países e suscitado um intenso debate teórico e metodológico. A revisão da literatura clássica e recente mostrou que este debate foi bastante frutífero, na medida em que novas metodologias e teorias foram desenvolvidas com o intuito de explicar os padrões de estratificação educacionais vigentes ao longo do século XX, com uma tendência de redução em praticamente todo o mundo nas barreiras à escolarização.

Num primeiro esforço de dialogar com esta literatura, buscou-se testar as primeiras hipóteses propostas pela literatura clássica em estratificação educacional, representada nos trabalhos do sociólogo Robert Mare. Sem dúvida, muitos avanços metodológicos ocorreram após a publicação de suas hipóteses clássicas. Contudo, uma vez que tais hipóteses ainda não tinham sido testadas de forma sistêmica no Brasil (incluindo-se vários pontos no tempo e grande parte das transições escolares), acredita-se que este trabalho contribui dando continuidade ao debate sobre a evolução da estratificação educacional no país. Tais como nos estudos clássicos da literatura, foram estimados modelos logísticos de transições escolares, porém utilizando-se como variável dependente a probabilidade de progressão construída com base no método PPS.

Em todos os modelos estimados neste artigo controlamos pelas covariáveis individuais, já que a literatura prevê a existência de diferenciais segundo a raça, o sexo e variáveis locais sobre as chances de progressão. Com isso, buscamos obter efeitos para as origens sociais mais próximos dos verdadeiros. Evidenciou-se que, tal como esperado, homens possuem menores chances de progressão escolar em relação às mulheres, assim como os negros, os residentes em áreas rurais e os não residentes em regiões metropolitanas. Ademais, constatou-se que estas diferenças não são neutras em relação à progressão estudada. Mais ainda, constatou-se que estes diferenciais tendem a decrescer ao longo da carreira escolar, o que significa que os estudantes tendem a ser cada vez mais homogêneos ao longo das séries nas variáveis latentes que poderiam explicar o sucesso educacional, como a habilidade e o QI, por exemplo. Outra evidência importante foi que, no caso da raça/cor e situação/área de residência, houve com a expansão educacional uma redução na vantagem dos brancos e dos residentes em regiões metropolitanas ou urbanas. Sem dúvida, este resultado é muito positivo, pois revela que as políticas educacionais no Brasil tem sido eficazes na redução na desigualdade de oportunidades segundo as características individuais.

A grande contribuição deste artigo, contudo, foi verificar se as duas hipóteses propostas por Mare (1980) seriam válidas para o caso brasileiro. A primeira delas, a de que o efeito das origens sociais decresce ao longo da trajetória escolar, não se verificou para nenhuma das medidas utilizadas (educação, sexo, raça e ocupação do chefe; número de irmãos). A grande lição proveniente da negação desta hipótese é que os grupos sociais no Brasil ainda são muito heterogêneos: mesmo aqueles que conseguem passar por um perverso filtro seletivo ao longo da carreira escolar tendem a enfrentar barreiras não desprezíveis nas séries posteriores. Este fato pode ser explicado, de acordo com o próprio Mare (1993), por diferenças nas distribuições iniciais das variáveis não-observadas e no efeito destas variáveis sobre a trajetória escolar. Desta forma, uma agenda futura de pesquisas consiste em tentar incorporar às estimativas do modelo de transições escolares o impacto da heterogeneidade não-observada com o intuito de se obter estimativas mais consistentes do efeito das origens sociais sobre a probabilidade de progressão por série.

Em relação à segunda hipótese de Mare, foi visto que o autor prevê que a expansão do ensino entre dois períodos leve a uma redução da desigualdade de oportunidades educacionais em uma dada série. De uma maneira geral, verificamos que esta hipótese é corroborada quando utilizamos a educação e ocupação do chefe como medidas para as origens sociais quando comparamos o efeito das mesmas sobre as primeiras transições escolares em 1986 e 2008. Pode-se depreender, portanto, que as políticas educacionais de universalização ao acesso no sistema de ensino e no Ensino Fundamental foram eficazes na redução da desigualdade de oportunidades medida por estas variáveis. Contudo, quando utilizamos outras *proxies* para as origens sociais, tais como número de irmãos, sexo e raça do chefe, podemos verificar que a segunda hipótese de Mare não se verifica, ou seja, não há evidências de que a expansão educacional tenha reduzido as desigualdades de oportunidades quando utilizamos estas variáveis como medida. Desta forma, há indícios de uma ainda persistente desigualdade nas chances educacionais. No entanto, uma vez que a literatura reforça que a educação e a ocupação do chefe tendem a ser as variáveis mais importantes na determinação do sucesso educacional dos filhos, acredita-se que de fato possa ter havido alguma melhora na equalização das oportunidades.

Curiosamente, 1999 se mostrou um ano extremamente ruim para a desigualdade de oportunidades educacional no Brasil. Este fato é de certa forma surpreendente, pois se esperava que neste ano as políticas implementadas na década de 90 já teriam surtido algum tipo de efeito distributivo nas oportunidades educacionais. Todavia, cabe ressaltar que 1999 foi em especial um ano no qual prevaleceram grandes perturbações econômicas e sociais no Brasil, fato este que poderia explicar este resultado inesperado.

Em resumo, embora o Brasil tenha avançado significativamente na universalização do acesso ao sistema de ensino e em especial no Ensino Fundamental, as evidências deste artigo sinalizam que ainda há muito a ser feito para que as chances de sucesso na trajetória escolar possam ser mais bem distribuídas entre os membros da população. Se há uma persistente desigualdade nas oportunidades educacionais, é possível prever que haverá uma persistente desigualdade na renda, nas ocupações e, sobretudo, no sucesso econômico dos indivíduos. Equalizar as chances de progressão na carreira educacional deve ser sem dúvida uma prioridade de política no país, pois, além de garantir a cidadania a todos os indivíduos, ela sem dúvidas se reflete na melhoria da escolarização média da população, com seus positivos efeitos multiplicadores sobre o desenvolvimento econômico e social da nação.

Referências

- ANGRIST, J. D.; LAVY, V.; SCHLOSSER, A. *New Evidence on the Causal Link Between the Quantity and Quality of Children*. Dez 2005. National Bureau of Economic Research. Texto para discussão.
- BARROS, A. J. D. et al. Child development in a birth cohort: effect of child stimulation is stronger in less educated mothers. *International Journal of Epidemiology*, p. 1–10, Fevereiro 2009.
- BECKER, G. *A treatise on the family*. [S.l.]: Harvard University Press, 1981.
- BECKER, G.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 1153–1189, Dezembro 1979.
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M. The family and the state. *Journal of Law and Economics*, v. 31, p. 1–18, Abril 1988.
- BELTRÃO, K. I.; ALVES, J. E. D. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 39, n. 136, p. 125–256, jan/abr 2009.
- BLAKE, I. *Family Size and Achievement*. Berkeley, CA: University of California Press, 1989.
- BLAU, P. M.; DUNCAN, O. D. *The American Occupational Structure*. London: The Free Press, 1967.
- BLOSSFELD, H.-P.; SHAVIT, Y. Persistent inequality: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries. In: SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H.-P. (Ed.). *Persistent Inequality: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries*. [S.l.]: Westview Press, 1993.
- BOUDON, R. *Education, Opportunity and Social Inequality*. New York: Wiley, 1974.
- BOURDIEU, P. Cultural reproduction and social reproduction. In: BROWN, R. (Ed.). *Knowledge, Education and Cultural Change*. London: Tavistock, 1973.
- BUCHMANN, C.; HANNUM, E. Education and stratification in developing countries: A review of theories and research. *Annual Review of Sociology*, v. 27, p. 77–102, 2001.
- CAMARANO, A. A.; GHAOURI, S. K. E. Famílias com idosos: ninhos vazios? In: *Anais do XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais*. Ouro Preto: [s.n.], 2002.
- CAMERON, S. V.; HECKMAN, J. J. Life cycle schooling and dynamic selection bias: Models and evidence for five cohorts of american males. *The Journal of Political Economy*, v. 106, n. 2, p. 262–333, Abril 1998.

- COLEMAN, J. S. Social capital in the creation of human capital. In: LESSER, E. L. (Ed.). *Knowledge and Social Capital*. Woburn: Butterworth-Heinemann, 2000.
- COLEMAN, J. S. et al. *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC: Department of Health, Education and Welfare, 1966.
- DUNCAN, G. J. et al. How much does childhood poverty affect the life chances of children? *American Sociological Review*, v. 63, n. 3, p. 406–423, Junho 1998.
- DUNCAN, O. D.; FEATHERMAN, D. L.; DUNCAN, B. *Socioeconomic Background and Achievement*. New York: Seminar Press, 1972.
- FERNANDES, D. Estratificação educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras da cor. In: *Prêmio IPEA 40 anos*. Brasília: IPEA, 2001. p. 21–72.
- FULLER, B.; RUBINSON, R. *The Political Construction of Education*. [S.l.]: Praeger, 1992.
- GRAAF, N. D. De; GRAAF, P. M. De; KRAAYKAMP, G. Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective. *Sociology of Education*, v. 73, n. 2, p. 92–111, Abril 2000.
- GREGG, P.; PROPPER, C.; WASHBROOK, E. *Understanding the Relationship between Parental Income and Multiple Child Outcomes: a decomposition analysis*. jan. 2008. Department of Economics, University of Bristol, UK. The Centre for Market and Public Organisation. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/bri/cmpowp/08-193.html>>.
- HANUSHEK, E. A. Interpreting recent research on schooling in developing countries. *The World Bank Research Observer*, v. 10, n. 2, p. 227–243, Agosto 1995.
- HAUSER, R. M.; FEATHERMAN, D. L. Equality of schooling: trends and prospects. *Sociology of Education*, v. 49, n. 2, p. 99–120, Abril 1976.
- HENRIQUES, R. *Raça e gênero no sistema de ensino: os limites das políticas universalistas na educação*. Brasília: UNESCO, 2002.
- JENKS, C.; TACH, L. Would equal opportunity mean more mobility? In: MORGAN, S. L.; GRUSKY, D. B.; FIELDS, G. S. (Ed.). *Mobility and Inequality*. Stanford, California: Stanford University Press, 2006.
- LAREAU, A.; HORVAT, E. M. Moments of social inclusion and exclusion: Race, class, and cultural capital in family-school relationships. *Sociology of Education*, v. 72, n. 1, p. 37–53, Janeiro 1999.
- LLOYD, C. B. Investing in the next generation: The implications of high fertility at the level of the family. In: CASSEN, R. (Ed.). *Population and Development: Old Debates, New Conclusions*. New Brunswick, NJ: Transactions Publishers, 1994.
- LUCAS, S. R. Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track mobility, and Social Background. *The American Journal of Sociology*, v. 106, n. 6, p. 1642–1690, Maio 2001.
- MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de; CARVALHO, N. F. Tipologia de qualificação da força de trabalho: uma proposta com base na noção de incompatibilidade entre ocupação e escolaridade. *Nova Economia*, v. 14, n. 2, p. 11–33, mai-ago 2004.

- MARE, R. Social background composition and educational growth. *Demography*, v. 16, n. 1, p. 55–71, Fevereiro 1979.
- MARE, R. Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 75, n. 370, p. 295–305, jun 1980.
- MARE, R. Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, v. 46, n. 1, p. 72–87, Fevereiro 1981.
- MARE, R. Educational stratification on observed and unobserved components of family background. In: SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H.-P. (Ed.). *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*. [S.l.]: Westview Press, 1993. cap. 15, p. 351–376.
- MARTELETO, L. *Family size, demographic change and educational attainment: the case of Brazil*. 2005. Population Studies Center, University of Michigan. Relatório de Pesquisa.
- MÜLLER, W.; KARLE, W. Social selection in educational systems in europe. *European Sociological Review*, v. 9, n. 1, p. 1–23, Março 1993.
- NERI, M.; MOURA, R.; CORREA, P. *Sumário executivo: Infraestrutura e avanços educacionais*. 2006. FGV: Centro de Políticas Sociais. Pesquisa Equidade e Eficiência na educação: Motivações e metas.
- PEARL, J. *Causality: Models, Reasoning and Inference*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2000.
- RAFTERY, A. E.; HOUT, M. Maximally maintained inequality: Expansion, reform, and opportunity in irish education, 1921-75. *Sociology of Education*, v. 66, n. 1, p. 41–62, Janeiro 1993.
- RIANI, J. de L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, São Paulo, v. 25, n. 2, p. 251–269, jul/dez 2008.
- RIBEIRO, C. C. Desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil: raça, classe e gênero. In: *Desigualdade de oportunidades no Brasil*. Belo Horizonte: Editora Argumentum, 2009. cap. 1.
- RIJKEN, S. R. H. *Educational Expansion and Status Attainment, a Cross-National and Overtime Comparison*. Tese (Doctoral dissertation) — Interuniversity Centre for Social Science Theory and Methodology, Utrecht, 1999.
- RIOS-NETO, E. L. G. O método de probabilidade de progressão por série. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Ed.). *Introdução à Demografia da Educação*. Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2004. cap. 1.
- RIOS-NETO, E. L. G. Questões emergentes na análise demográfica: o caso brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, São Paulo, v. 22, n. 2, p. 371–408, jul/dez 2005.
- RIOS-NETO, E. L. G.; CÉSAR, C. C.; RIANI, J. de L. R. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 243–272, dez 2002.

- RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R.; CÉSAR, C. C. *Mother's or teacher's education? Educational stratification and grade progression in Brazil*. Belo Horizonte: [s.n.], Maio 2003. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Texto para Discussão.
- SEWELL, W. H.; HAUSER, R. M. *Education, Occupation and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: Academic Press, 1975.
- SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H.-P. *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*. [S.l.]: Westview Press, 1993.
- SHAVIT, Y.; WESTERBEEK, K. Educational stratification in Italy: Reforms, Expansion, and Equality of Opportunity. *European Sociological Review*, v. 14, n. 1, p. 33–47, Janeiro 1998.
- SHAVIT, Y.; YAISH, M.; BAR-HAIM, E. The persistence of persistent inequality. In: SCHE-RER, S. et al. (Ed.). *From origin to destination. Trends and mechanisms in social stratification research*. Frankfurt e New York: Campus, 2007. p. 37–57.
- SILVA, N. do V. Expansão escolar e estratificação educacional no brasil. In: SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. (Ed.). *Origens e Destinos: desigualdades sociais ao longo do ciclo de vida*. [S.l.]: Topbooks, 2003.
- SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. Recursos familiares e transições educacionais. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 18, p. 67–76, 2002. Suplemento.
- SILVA, N. do V.; SOUZA, A. de Mello e. Um modelo para a análise da estratificação educacional no brasil. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 58, p. 40–52, 1986.
- VALLET, L.-A. What can we do to improve the education of children from disadvantaged backgrounds? In: SORONDO, M. S.; MALINVAUD, E.; LÉNA, P. (Ed.). *Globalization and Education: Proceedings of the Joint Working Group The Pontifical Academy of Sciences*. [S.l.]: De Gruyter, 2007. p. 127–155.
- VAUPEL, J. W.; YASHIN, A. I. Heterogeneity's ruses: Some surprising effects of selection on population dynamics. *The American Statistician*, Alexandria, v. 39, n. 3, p. 176–185, Agosto 1985.

2.A Apêndice

Tabela 4: Composição segundo atributos familiares da amostra da 1ª série do EF (%).

Promovido	1986		1999		2008		
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	
educchefe	0a3	68,48	48,95	58,26	37,76	37,3	27,7
	4a8	25,18	37,98	29,76	40,17	36,21	37,85
	9a11	4,52	8,58	8,56	13,95	20,52	23,87
	12+	1,82	4,50	3,41	8,12	5,97	10,58
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
racachefe	Branco	41,23	58,47	38,16	52,45	37,03	45,08
	Negro	58,77	41,53	61,84	47,55	62,97	54,92
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
sexochefe	Homem	84,57	82,07	79,07	75,69	67,1	64,36
	Mulher	15,43	17,93	20,93	24,31	32,9	35,64
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
nirmaos	0	6,10	8,79	7,35	8,29	19,03	20,9
	1a2	30,56	38,40	31,99	39,7	52,77	56,24
	3+	63,34	52,81	60,66	52,01	28,2	22,85
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
ocupchefe	Inativo	17,07	20,09	16,23	19,1	22,86	22,74
	Baixa	50,82	49,98	55,5	51,83	56,61	52,81
	Alta	32,11	29,92	28,27	29,07	20,52	24,45
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 1986, 1999 e 2008

Tabela 5: Composição segundo atributos familiares da amostra da 5ª série do EF (%).

Promovido	1986		1999		2008		
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	
educchefe	0a3	53,78	39,21	47,6	29,54	37,08	24,26
	4a8	36,53	43,17	38,31	43,32	37,67	37,99
	9a11	6,63	11,23	9,93	16,47	19,11	25,44
	12+	3,06	6,39	4,17	10,66	6,14	12,31
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
racachefe	Branco	59,23	64,36	46,17	58,74	37,56	48,35
	Negro	40,77	35,64	53,83	41,26	62,44	51,65
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
sexochefe	Homem	83,80	80,24	75,45	74,07	65,65	62,87
	Mulher	16,20	19,76	24,55	25,93	34,35	37,13
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
nirmaos	0	7,83	10,74	7,14	9,35	17,23	22,53
	1a2	35,26	42,09	35,79	42,75	54,33	56,99
	3+	56,91	47,17	57,07	47,9	28,44	20,48
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
ocupchefe	Inativo	19,11	22,29	18,7	21,5	22,93	23,78
	Baixa	50,18	47,58	54,56	49,18	55,64	50,53
	Alta	30,71	30,13	26,74	29,31	21,44	25,69
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 1986, 1999 e 2008

Tabela 6: Composição segundo atributos familiares dos promovidos e não promovidos para a 1ª série do Ensino Médio (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008

Promovido	1986		1999		2008		
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	
educchefe	0a3	39,84	31,96	31,95	21,63	29,07	19,2
	4a8	44,06	43,66	45,93	42,07	41,37	36,38
	9a11	10,97	14,37	15,07	20,06	22,19	28,33
	12+	5,14	10,01	7,05	16,24	7,37	16,1
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
racachefe	Branco	64,12	68,74	57,83	65,72	44,09	53,61
	Negro	35,88	31,26	42,17	34,28	55,91	46,39
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
sexochefe	Homem	80,18	78,91	72,55	73,05	60,91	62,38
	Mulher	19,82	21,09	27,45	26,95	39,09	37,62
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
nirmaos	0	11,40	13,73	9,26	10,92	21,3	24,88
	1a2	41,14	45,66	41,75	45,58	55,18	57,75
	3+	47,47	40,61	48,99	43,5	23,52	17,37
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
ocupchefe	Inativo	23,07	24,44	21,81	25,22	23,78	25,26
	Baixa	48,91	41,34	52,01	41,69	54,1	46,41
	Alta	28,03	34,23	26,18	33,09	22,12	28,33
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 1986, 1999 e 2008

Tabela 7: Composição segundo atributos familiares dos promovidos e não promovidos para o Ensino Superior (%). Brasil, 1986, 1999 e 2008

Promovido	1986		1999		2008		
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	
educchefe	0a3	31,57	26,64	22,71	11,82	21,74	7,8
	4a8	44,90	40,72	44,75	31,47	40,63	25,94
	9a11	14,56	16,88	20,74	21,07	27,91	31,24
	12+	8,97	15,75	11,81	35,64	9,72	35,02
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
racachefe	Branco	66,60	77,50	63,76	80,44	49,74	68,71
	Negro	33,40	22,50	36,24	19,56	50,26	31,29
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
sexochefe	Homem	79,47	77,07	71,86	73,25	59,97	64,3
	Mulher	20,53	22,93	28,14	26,75	40,03	35,7
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
nirmaos	0	13,86	17,56	11,4	13,78	25,07	28,79
	1a2	43,64	50,86	44,26	49,64	56,35	59,3
	3+	42,51	31,57	44,33	36,58	18,58	11,91
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
ocupchefe	Inativo	24,4	27,27	28,02	28,2	27,53	26,24
	Baixa	41,7	31,91	42,39	25,17	49,58	31,54
	Alta	33,9	40,82	29,59	46,64	22,89	42,22
	Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 1986, 1999 e 2008

Tabela 8: Modelo PPS para a 1a série do EF. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,168 [0,017]**	-0,164 [0,017]**	-0,164 [0,017]**	-0,168 [0,017]**	-0,17 [0,017]**	-0,174 [0,018]**
branco		0,712 [0,017]**	0,656 [0,018]**	0,656 [0,018]**	0,543 [0,019]**	0,541 [0,019]**	0,513 [0,020]**
rmetrop		0,315 [0,021]**	0,241 [0,022]**	0,24 [0,022]**	0,244 [0,022]**	0,241 [0,022]**	0,237 [0,022]**
urbano		0,931 [0,019]**	0,793 [0,019]**	0,786 [0,020]**	0,787 [0,020]**	0,767 [0,021]**	0,73 [0,021]**
educchefe			0,064 [0,003]**	0,065 [0,003]**	0,056 [0,003]**	0,061 [0,003]**	0,055 [0,003]**
chefehomem				-0,054 [0,023]*	-0,052 [0,023]*	-0,002 [0,026]	0,006 [0,026]
chefebranco					0,306 [0,019]**	0,304 [0,019]**	0,292 [0,019]**
ocupbaixa						-0,13 [0,025]**	-0,122 [0,026]**
ocupalta						-0,152 [0,029]**	-0,14 [0,030]**
nirmaos							-0,046 [0,004]**
Constante	1,218 [0,008]**	0,277 [0,018]**	0,201 [0,018]**	0,248 [0,028]**	0,176 [0,028]**	0,248 [0,031]**	0,445 [0,035]**
N. Obs.	106150	106101	104339	104339	104324	101985	98225
χ^2	0	5543,48	5619,79	5623,16	5782,11	5762,79	5594,14
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-57031	-53056,1	-52090,5	-52087,2	-51918,9	-50798,3	-49187,2
Pseudo R2	0	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 9: Modelo PPS para a 1a série do EF. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,204 [0,020]**	-0,186 [0,020]**	-0,187 [0,020]**	-0,189 [0,020]**	-0,194 [0,021]**	-0,196 [0,021]**
branco		0,515 [0,020]**	0,374 [0,021]**	0,38 [0,021]**	0,237 [0,029]**	0,238 [0,030]**	0,221 [0,030]**
rmetrop		0,287 [0,024]**	0,186 [0,024]**	0,178 [0,024]**	0,178 [0,024]**	0,177 [0,025]**	0,156 [0,026]**
urbano		0,666 [0,022]**	0,49 [0,023]**	0,477 [0,023]**	0,476 [0,023]**	0,484 [0,025]**	0,482 [0,025]**
educchefe			0,075 [0,003]**	0,075 [0,003]**	0,073 [0,003]**	0,077 [0,003]**	0,073 [0,003]**
chefehomem				-0,119 [0,024]**	-0,121 [0,024]**	-0,05 [0,026]	-0,046 [0,027]
chefebranco					0,206 [0,029]**	0,203 [0,030]**	0,201 [0,030]**
ocupbaixa						-0,263 [0,029]**	-0,264 [0,029]**
ocupalta						-0,199 [0,034]**	-0,188 [0,035]**
nirmaos							-0,026 [0,004]**
Constante	1.218 [0,010]**	1.305 [0,022]**	1.189 [0,023]**	1.289 [0,031]**	1.272 [0,031]**	1.406 [0,037]**	1.524 [0,041]**
N. Obs.	118353	118122	117625	117625	117523	110274	107858
χ^2	0	2205,11	2505,91	2549,21	2581,46	2603,53	2551,08
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-43569,2	-42066,9	-41504,3	-41490	-41424,5	-38838,1	-38092,2
Pseudo R2	0	0,03	0,04	0,04	0,04	0,05	0,05

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 10: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EF. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,088 [0,021]**	-0,081 [0,021]**	-0,08 [0,021]**	-0,081 [0,021]**	-0,087 [0,022]**	-0,083 [0,022]**
branco		0,216 [0,022]**	0,145 [0,022]**	0,149 [0,022]**	0,032 [0,026]	0,031 [0,027]	0,011 [0,028]
rmetrop		0,112 [0,024]**	0,057 [0,025]*	0,052 [0,025]*	0,053 [0,025]*	0,056 [0,026]*	0,045 [0,026]
urbano		0,431 [0,026]**	0,308 [0,027]**	0,297 [0,028]**	0,295 [0,028]**	0,347 [0,029]**	0,324 [0,030]**
educchefe			0,041 [0,003]**	0,041 [0,003]**	0,038 [0,003]**	0,035 [0,003]**	0,029 [0,003]**
chefe homem				-0,065 [0,023]**	-0,069 [0,023]**	-0,065 [0,024]**	-0,066 [0,025]**
chefe branco					0,219 [0,027]**	0,208 [0,027]**	0,212 [0,028]**
ocupbaixa						-0,109 [0,027]**	-0,094 [0,028]**
ocupalta						0,089 [0,035]*	0,1 [0,036]**
nirmaos							-0,057 [0,007]**
Constante	1.218 [0,010]**	1.796 [0,026]**	1.694 [0,027]**	1.745 [0,032]**	1.725 [0,032]**	1.754 [0,037]**	1.890 [0,042]**
N. Obs.	122953	122503	121942	121942	121579	116326	110589
χ^2	0	502,29	725,3	737,3	793,66	813,76	817,52
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-39706,3	-38973,8	-38647	-38642,1	-38483	-36800,6	-35204,1
Pseudo R2	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 11: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EF, dado que concluiu a 1a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,073 [0,023]**	-0,071 [0,023]**	-0,071 [0,023]**	-0,075 [0,024]**	-0,074 [0,024]**	-0,068 [0,024]**
branco		0,511 [0,023]**	0,47 [0,024]**	0,471 [0,024]**	0,399 [0,026]**	0,398 [0,026]**	0,367 [0,027]**
rmetrop		0,197 [0,027]**	0,15 [0,028]**	0,145 [0,028]**	0,149 [0,028]**	0,157 [0,028]**	0,144 [0,029]**
urbano		0,587 [0,027]**	0,499 [0,028]**	0,485 [0,028]**	0,488 [0,028]**	0,477 [0,030]**	0,446 [0,030]**
educchefe			0,039 [0,004]**	0,04 [0,004]**	0,035 [0,004]**	0,038 [0,004]**	0,032 [0,004]**
chefe homem				-0,115 [0,032]**	-0,115 [0,032]**	-0,044 [0,035]**	-0,017 [0,035]**
chefe branco					0,192 [0,026]**	0,184 [0,026]**	0,174 [0,027]**
ocupbaixa						-0,191 [0,035]**	-0,189 [0,035]**
ocupalta						-0,161 [0,041]**	-0,161 [0,041]**
nirmaos							-0,047 [0,005]**
Constante	1.218 [0,012]**	1.140 [0,026]**	1.087 [0,027]**	1.188 [0,039]**	1.138 [0,040]**	1.226 [0,044]**	1.404 [0,050]**
N. Obs.	81485	81458	79902	79902	79889	78000	74821
χ^2	0	1203,62	1246,01	1256,97	1301,58	1329,72	1314,26
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-32271,4	-31448,7	-30998,7	-30990,6	-30951,9	-30208,7	-29263,2
Pseudo R2	0	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 12: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EF, dado que concluiu a 1a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,089 [0,024]**	-0,08 [0,024]**	-0,08 [0,024]**	-0,081 [0,024]**	-0,082 [0,025]**	-0,087 [0,025]**
branco		0,495 [0,024]**	0,404 [0,025]**	0,414 [0,025]**	0,291 [0,035]**	0,292 [0,036]**	0,27 [0,036]**
rmetrop		0,281 [0,028]**	0,216 [0,028]**	0,203 [0,028]**	0,204 [0,028]**	0,199 [0,030]**	0,171 [0,030]**
urbano		0,646 [0,027]**	0,53 [0,028]**	0,509 [0,028]**	0,508 [0,028]**	0,496 [0,030]**	0,488 [0,030]**
educchefe			0,048 [0,003]**	0,048 [0,003]**	0,047 [0,003]**	0,051 [0,004]**	0,047 [0,004]**
chefe homem				-0,202 [0,029]**	-0,203 [0,029]**	-0,114 [0,031]**	-0,11 [0,032]**
chefe branco					0,174 [0,035]**	0,169 [0,036]**	0,174 [0,036]**
ocup baixa						-0,416 [0,036]**	-0,406 [0,037]**
ocup alta						-0,381 [0,041]**	-0,368 [0,042]**
nirmaos							-0,033 [0,004]**
Constante	1.218 [0,012]**	1.521 [0,027]**	1.441 [0,028]**	1.611 [0,038]**	1.596 [0,038]**	1.860 [0,047]**	1.997 [0,051]**
N. Obs.	103246	103058	102602	102602	102513	96153	93975
χ^2	0	1370,07	1474,26	1541,89	1560,42	1660,99	1648,76
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-32129,3	-31197,8	-30926	-30897,3	-30846,1	-28870,9	-28347,7
Pseudo R2	0	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 13: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EF, dado que concluiu a 1a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,05 [0,026]	-0,047 [0,026]	-0,045 [0,026]	-0,045 [0,027]	-0,048 [0,027]	-0,05 [0,028]
branco		0,265 [0,027]**	0,224 [0,028]**	0,237 [0,028]**	0,101 [0,033]**	0,096 [0,034]**	0,068 [0,035]
rmetrop		0,147 [0,030]**	0,114 [0,031]**	0,102 [0,031]**	0,104 [0,031]**	0,127 [0,032]**	0,126 [0,033]**
urbano		0,418 [0,032]**	0,347 [0,034]**	0,313 [0,034]**	0,311 [0,034]**	0,361 [0,036]**	0,313 [0,037]**
educchefe			0,023 [0,003]**	0,023 [0,003]**	0,02 [0,003]**	0,02 [0,003]**	0,012 [0,004]**
chefe homem				-0,202 [0,029]**	-0,207 [0,029]**	-0,159 [0,030]**	-0,161 [0,031]**
chefe branco					0,251 [0,033]**	0,231 [0,034]**	0,21 [0,035]**
ocupbaixa						-0,314 [0,036]**	-0,309 [0,037]**
ocupalta						-0,092 [0,045]*	-0,085 [0,046]
nirmaos							-0,096 [0,008]**
Constante	1.218 [0,013]**	2.131 [0,032]**	2.075 [0,033]**	2.236 [0,041]**	2.213 [0,041]**	2.353 [0,047]**	2.610 [0,054]**
N. Obs.	109552	109272	108771	108771	108454	103783	98532
χ^2	0	361,75	402,11	456,46	505,86	587,26	681,1
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-27545,4	-27267,2	-27068,1	-27038,2	-26939,4	-25601,7	-24473,4
Pseudo R2	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 14: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EF, dado que concluiu a 2a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,062 [0,024]*	-0,059 [0,025]*	-0,059 [0,025]*	-0,062 [0,025]*	-0,066 [0,025]**	-0,072 [0,025]**
branco		0,526 [0,024]**	0,483 [0,025]**	0,484 [0,025]**	0,432 [0,027]**	0,429 [0,027]**	0,391 [0,028]**
rmetrop		0,174 [0,028]**	0,119 [0,029]**	0,116 [0,029]**	0,118 [0,029]**	0,127 [0,029]**	0,105 [0,030]**
urbano		0,509 [0,029]**	0,406 [0,030]**	0,396 [0,030]**	0,399 [0,030]**	0,388 [0,032]**	0,36 [0,033]**
educchefe			0,048 [0,004]**	0,049 [0,004]**	0,045 [0,004]**	0,048 [0,004]**	0,042 [0,004]**
chefe homem				-0,079 [0,033]*	-0,079 [0,033]*	-0,002 [0,036]	0,014 [0,036]
chefe branco					0,142 [0,027]**	0,137 [0,027]**	0,124 [0,028]**
ocupbaixa						-0,204 [0,036]**	-0,204 [0,036]**
ocupalta						-0,17 [0,043]**	-0,169 [0,043]**
nirmaos							-0,044 [0,005]**
Constante	1.218 [0,012]**	1.063 [0,029]**	0,994 [0,029]**	1.064 [0,041]**	1.024 [0,042]**	1.116 [0,047]**	1.303 [0,053]**
N. Obs.	69958	69931	68474	68474	68462	66829	63900
χ^2	0	935,25	1029,03	1036,29	1057,1	1080,19	1041,65
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-29199	-28564,6	-28012,5	-28008,8	-27986,3	-27325,1	-26423,1
Pseudo R2	0	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 15: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EF, dado que concluiu a 2a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,149 [0,024]**	-0,138 [0,024]**	-0,138 [0,024]**	-0,141 [0,024]**	-0,157 [0,024]**	-0,159 [0,025]**
branco		0,493 [0,024]**	0,391 [0,024]**	0,398 [0,024]**	0,235 [0,034]**	0,265 [0,036]**	0,253 [0,036]**
rmetrop		0,309 [0,027]**	0,236 [0,028]**	0,228 [0,028]**	0,227 [0,028]**	0,223 [0,029]**	0,204 [0,030]**
urbano		0,64 [0,027]**	0,505 [0,028]**	0,491 [0,028]**	0,492 [0,028]**	0,483 [0,030]**	0,477 [0,030]**
educchefe			0,056 [0,003]**	0,056 [0,003]**	0,054 [0,003]**	0,059 [0,004]**	0,054 [0,004]**
chefe homem				-0,131 [0,028]**	-0,132 [0,028]**	-0,035 [0,030]	-0,036 [0,031]
chefe branco					0,233 [0,034]**	0,227 [0,036]**	0,223 [0,036]**
ocupbaixa						-0,375 [0,035]**	-0,373 [0,036]**
ocupalta						-0,368 [0,041]**	-0,359 [0,041]**
nirmaos							-0,033 [0,004]**
Constante	1.218 [0,012]**	1.371 [0,028]**	1.271 [0,028]**	1.381 [0,037]**	1.359 [0,037]**	1.584 [0,045]**	1.732 [0,049]**
N. Obs.	92891	92732	92322	92322	92243	86511	84465
χ^2	0	1400,48	1559,32	1600,69	1633,28	1777,29	1758,57
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-31835,7	-30889,3	-30551,7	-30538,9	-30480,1	-28413,1	-27819,2
Pseudo R2	0	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 16: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EF, dado que concluiu a 2a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,046 [0,026]	-0,039 [0,026]	-0,039 [0,026]	-0,039 [0,026]	-0,048 [0,027]	-0,054 [0,027]*
branco		0,265 [0,027]**	0,2 [0,027]**	0,204 [0,027]**	0,103 [0,033]**	0,105 [0,034]**	0,086 [0,035]*
rmetrop		0,179 [0,030]**	0,121 [0,030]**	0,117 [0,030]**	0,117 [0,030]**	0,143 [0,031]**	0,138 [0,032]**
urbano		0,458 [0,032]**	0,339 [0,033]**	0,327 [0,034]**	0,326 [0,034]**	0,381 [0,035]**	0,339 [0,037]**
educchefe			0,04 [0,003]**	0,04 [0,003]**	0,038 [0,003]**	0,035 [0,003]**	0,027 [0,004]**
chefe homem				-0,069 [0,028]*	-0,073 [0,028]**	-0,039 [0,030]	-0,041 [0,030]
chefe branco					0,189 [0,034]**	0,174 [0,034]**	0,156 [0,035]**
ocupbaixa						-0,283 [0,035]**	-0,278 [0,036]**
ocupalta						-0,035 [0,044]	-0,032 [0,045]
nirmaos							-0,088 [0,008]**
Constante	1.218 [0,013]**	1.964 [0,032]**	1.860 [0,033]**	1.914 [0,040]**	1.895 [0,040]**	2.023 [0,046]**	2.265 [0,052]**
N. Obs.	100926	100664	100221	100221	99927	95686	90717
χ^2	0	427,9	581,17	593,09	625,27	698,74	739,63
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-27454,1	-27130,5	-26912,2	-26908,5	-26813	-25487,2	-24302,4
Pseudo R2	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 17: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 4a série do EF, dado que concluiu a 3a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,006 [0,025]**	-0,006 [0,026]	-0,005 [0,026]	-0,008 [0,026]	-0,014 [0,026]	-0,016 [0,026]
branco		0,509 [0,025]**	0,464 [0,026]**	0,465 [0,026]**	0,413 [0,028]**	0,41 [0,028]**	0,378 [0,029]**
rmetrop		0,234 [0,029]**	0,175 [0,029]**	0,172 [0,029]**	0,175 [0,029]**	0,174 [0,030]**	0,161 [0,030]**
urbano		0,684 [0,030]**	0,575 [0,031]**	0,564 [0,032]**	0,568 [0,032]**	0,562 [0,034]**	0,536 [0,034]**
educchefe			0,051 [0,004]**	0,052 [0,004]**	0,049 [0,004]**	0,052 [0,004]**	0,046 [0,004]**
chefe homem				-0,082 [0,034]*	-0,081 [0,034]*	-0,016 [0,037]	0,007 [0,038]
chefe branco					0,141 [0,028]**	0,144 [0,029]**	0,134 [0,029]**
ocup baixa						-0,165 [0,037]**	-0,159 [0,037]**
ocup alta						-0,137 [0,044]**	-0,125 [0,045]**
nirmaos							-0,049 [0,006]**
Constante	1,218 [0,012]**	0,712 [0,031]**	0,633 [0,031]**	0,704 [0,043]**	0,662 [0,044]**	0,729 [0,049]**	0,908 [0,055]**
N. Obs.	59336	59309	57988	57988	57977	56579	53907
χ^2	0	1180,06	1285,58	1292,69	1317,74	1338,37	1318,07
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-26863	-26072,9	-25534	-25530,2	-25509,9	-24900	-23922,1
Pseudo R2	0	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 18: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 4a série do EF, dado que concluiu a 3a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,127 [0,023]**	-0,118 [0,024]**	-0,118 [0,024]**	-0,12 [0,024]**	-0,12 [0,024]**	-0,119 [0,025]**
branco		0,531 [0,024]**	0,431 [0,024]**	0,436 [0,024]**	0,328 [0,035]**	0,324 [0,036]**	0,308 [0,037]**
rmetrop		0,281 [0,026]**	0,21 [0,027]**	0,205 [0,027]**	0,205 [0,027]**	0,22 [0,028]**	0,2 [0,029]**
urbano		0,674 [0,028]**	0,544 [0,029]**	0,536 [0,029]**	0,535 [0,029]**	0,526 [0,031]**	0,519 [0,031]**
educchefe			0,056 [0,003]**	0,056 [0,003]**	0,054 [0,003]**	0,057 [0,004]**	0,053 [0,004]**
chefe homem				-0,083 [0,028]**	-0,083 [0,028]**	0,007 [0,030]	0,017 [0,030]
chefe branco					0,154 [0,035]**	0,152 [0,036]**	0,145 [0,037]**
ocup baixa						-0,374 [0,034]**	-0,368 [0,034]**
ocup alta						-0,301 [0,040]**	-0,286 [0,041]**
nirmaos							-0,029 [0,004]**
Constante	1.218 [0,012]**	1.128 [0,028]**	1.022 [0,029]**	1.091 [0,037]**	1.076 [0,037]**	1.288 [0,045]**	1.406 [0,049]**
N. Obs.	82285	82156	81797	81797	81731	76650	74788
χ^2	0	1456,33	1656,1	1673,48	1694,92	1750,42	1696,35
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-31062,8	-30127,7	-29780	-29774,7	-29741,6	-27830	-27271,8
Pseudo R2	0	0,03	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 19: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 4a série do EF, dado que concluiu a 3a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,118 [0,026]**	-0,109 [0,026]**	-0,108 [0,026]**	-0,108 [0,026]**	-0,116 [0,027]**	-0,123 [0,027]**
branco		0,369 [0,027]**	0,291 [0,027]**	0,297 [0,027]**	0,211 [0,033]**	0,201 [0,034]**	0,186 [0,035]**
rmetrop		0,156 [0,030]**	0,093 [0,030]**	0,087 [0,030]**	0,086 [0,030]**	0,094 [0,031]**	0,08 [0,032]**
urbano		0,476 [0,032]**	0,341 [0,034]**	0,324 [0,034]**	0,322 [0,034]**	0,377 [0,036]**	0,325 [0,037]**
educchefe			0,045 [0,003]**	0,045 [0,003]**	0,044 [0,003]**	0,044 [0,003]**	0,036 [0,004]**
chefe homem				-0,096 [0,028]**	-0,1 [0,028]**	-0,06 [0,029]**	-0,064 [0,030]**
chefe branco					0,159 [0,033]**	0,149 [0,034]**	0,119 [0,035]**
ocupbaixa						-0,275 [0,034]**	-0,274 [0,036]**
ocupalta						-0,048 [0,043]	-0,056 [0,044]
nirmaos							-0,106 [0,008]**
Constante	1.218 [0,013]**	1.822 [0,033]**	1.703 [0,034]**	1.778 [0,040]**	1.761 [0,040]**	1.876 [0,046]**	2.169 [0,052]**
N. Obs.	92144	91905	91507	91507	91236	87437	82810
χ^2	0	545,89	729,4	748,03	765,75	844,94	940,18
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-27183,8	-26784,9	-26528,4	-26521,2	-26434,7	-25169,8	-23865,1
Pseudo R2	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 20: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 5a série do EF, dado que concluiu a 4a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,065 [0,024]**	-0,066 [0,024]**	-0,066 [0,024]**	-0,065 [0,024]**	-0,066 [0,025]**	-0,06 [0,025]**
branco		0,43 [0,024]**	0,381 [0,025]**	0,381 [0,025]**	0,391 [0,027]**	0,389 [0,027]**	0,346 [0,028]**
rmetrop		0,369 [0,027]**	0,31 [0,027]**	0,306 [0,027]**	0,305 [0,027]**	0,312 [0,028]**	0,31 [0,028]**
urbano		1,222 [0,031]**	1,117 [0,032]**	1,099 [0,032]**	1,098 [0,032]**	1,091 [0,034]**	1 [0,034]**
educchefe			0,049 [0,004]**	0,05 [0,004]**	0,051 [0,004]**	0,053 [0,004]**	0,05 [0,004]**
chefe homem				-0,136 [0,032]**	-0,136 [0,032]**	-0,078 [0,035]**	-0,044 [0,036]**
chefe branco					-0,026 [0,027]**	-0,038 [0,028]**	-0,055 [0,028]**
ocup baixa						-0,14 [0,034]**	-0,145 [0,035]**
ocup alta						-0,12 [0,041]**	-0,13 [0,042]**
nirmaos							-0,066 [0,006]**
Constante	1218 [0,012]**	-0,342 [0,033]**	-0,423 [0,033]**	-0,304 [0,044]**	-0,295 [0,045]**	-0,235 [0,049]**	0,005 [0,054]**
N. Obs.	49158	49139	47954	47954	47944	46771	44402
χ^2	0	2518,06	2599,59	2617,91	2618,38	2615,66	2588,19
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-28744,5	-26957,1	-26363,7	-26352,1	-26347,8	-25691,1	-24410,6
Pseudo R2	0	0,06	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 21: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 5a série do EF, dado que concluiu a 4a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,169 [0,022]**	-0,161 [0,023]**	-0,161 [0,023]**	-0,164 [0,023]**	-0,17 [0,023]**	-0,167 [0,024]**
branco		0,491 [0,022]**	0,36 [0,023]**	0,36 [0,023]**	0,236 [0,033]**	0,239 [0,034]**	0,223 [0,034]**
rmetrop		0,283 [0,025]**	0,191 [0,025]**	0,191 [0,025]**	0,193 [0,025]**	0,186 [0,026]**	0,161 [0,027]**
urbano		0,852 [0,028]**	0,681 [0,028]**	0,681 [0,028]**	0,681 [0,028]**	0,696 [0,030]**	0,686 [0,030]**
educchefe			0,077 [0,003]**	0,077 [0,003]**	0,075 [0,003]**	0,079 [0,003]**	0,075 [0,003]**
chefe homem				0,003 [0,026]	0,004 [0,026]	0,067 [0,028]*	0,076 [0,029]**
chefe branco					0,176 [0,032]**	0,172 [0,034]**	0,156 [0,034]**
ocupbaixa						-0,29 [0,031]**	-0,287 [0,032]**
ocupalta						-0,226 [0,037]**	-0,22 [0,038]**
nirmaos							-0,041 [0,004]**
Constante	1,218 [0,011]**	0,633 [0,028]**	0,476 [0,029]**	0,473 [0,036]**	0,455 [0,036]**	0,598 [0,042]**	0,766 [0,046]**
N. Obs.	71333	71216	70916	70916	70857	66456	64780
χ^2	0	1896,93	2388,82	2389,99	2409,88	2460,92	2422,85
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-32612,5	-31387,1	-30826,5	-30826,5	-30780,2	-28833,3	-28140
Pseudo R2	0	0,04	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 22: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 5a série do EF, dado que concluiu a 4a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,134 [0,024]**	-0,128 [0,025]**	-0,127 [0,025]**	-0,127 [0,025]**	-0,13 [0,025]**	-0,14 [0,026]**
branco		0,4 [0,025]**	0,305 [0,026]**	0,307 [0,026]**	0,198 [0,031]**	0,189 [0,032]**	0,162 [0,033]**
rmetrop		0,276 [0,028]**	0,199 [0,028]**	0,196 [0,028]**	0,196 [0,028]**	0,202 [0,029]**	0,182 [0,030]**
urbano		0,573 [0,031]**	0,403 [0,032]**	0,395 [0,032]**	0,391 [0,032]**	0,442 [0,034]**	0,421 [0,035]**
educchefe			0,057 [0,003]**	0,056 [0,003]**	0,055 [0,003]**	0,055 [0,003]**	0,048 [0,003]**
chefe homem				-0,044 [0,026]	-0,048 [0,026]	-0,011 [0,027]	-0,014 [0,028]
chefe branco					0,198 [0,031]**	0,189 [0,032]**	0,18 [0,033]**
ocupbaixa						-0,209 [0,031]**	-0,211 [0,033]**
ocupalta						-0,046 [0,040]	-0,048 [0,041]
nirmaos							-0,099 [0,008]**
Constante	1.218 [0,012]**	1.429 [0,031]**	1.283 [0,032]**	1.317 [0,038]**	1.299 [0,038]**	1.375 [0,043]**	1.621 [0,049]**
N. Obs.	83227	83005	82653	82653	82407	79016	74782
χ^2	0	912,15	1208,2	1216,04	1233,15	1252,91	1347,74
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-28945,5	-28339,1	-27994,6	-27992,9	-27888,7	-26582,6	-25193,1
Pseudo R2	0	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 23: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 6a série do EF, dado que concluiu a 5a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,162 [0,030]**	-0,158 [0,031]**	-0,158 [0,031]**	-0,158 [0,031]**	-0,163 [0,031]**	-0,171 [0,032]**
branco		0,419 [0,030]**	0,369 [0,031]**	0,369 [0,031]**	0,371 [0,034]**	0,361 [0,034]**	0,3 [0,035]**
rmetrop		0,261 [0,032]**	0,201 [0,033]**	0,198 [0,033]**	0,198 [0,033]**	0,196 [0,033]**	0,175 [0,034]**
urbano		0,574 [0,045]**	0,468 [0,046]**	0,456 [0,047]**	0,456 [0,047]**	0,447 [0,048]**	0,431 [0,050]**
educchefe			0,05 [0,004]**	0,051 [0,004]**	0,052 [0,004]**	0,054 [0,005]**	0,048 [0,005]**
chefe homem				-0,097 [0,039]*	-0,097 [0,039]*	-0,005 [0,042]	0,035 [0,043]
chefe branco					-0,006 [0,034]	-0,016 [0,035]	-0,036 [0,036]
ocup baixa						-0,282 [0,043]**	-0,283 [0,044]**
ocup alta						-0,219 [0,052]**	-0,22 [0,053]**
nirmaos							-0,082 [0,007]**
Constante	1,218 [0,015]**	0,548 [0,047]**	0,454 [0,048]**	0,539 [0,059]**	0,541 [0,059]**	0,683 [0,065]**	0,967 [0,072]**
N. Obs.	36148	36133	35099	35099	35089	34212	32354
χ^2	0	529,39	648,47	655,79	655,62	689,09	759,75
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-18528,1	-18174,8	-17687,9	-17683,8	-17679,4	-17217,6	-16350
Pseudo R2	0	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 24: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 6a série do EF, dado que concluiu a 5a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,207 [0,025]**	-0,201 [0,025]**	-0,2 [0,025]**	-0,203 [0,025]**	-0,215 [0,026]**	-0,21 [0,026]**
branco		0,446 [0,024]**	0,325 [0,025]**	0,328 [0,025]**	0,228 [0,036]**	0,221 [0,038]**	0,213 [0,038]**
rmetrop		0,266 [0,026]**	0,185 [0,027]**	0,182 [0,027]**	0,183 [0,027]**	0,192 [0,028]**	0,168 [0,029]**
urbano		0,609 [0,033]**	0,462 [0,034]**	0,458 [0,034]**	0,458 [0,034]**	0,51 [0,036]**	0,503 [0,036]**
educchefe			0,068 [0,003]**	0,068 [0,003]**	0,067 [0,003]**	0,064 [0,004]**	0,061 [0,004]**
chefe homem				-0,042 [0,028]	-0,041 [0,028]	0,031 [0,031]	0,045 [0,031]
chefe branco					0,141 [0,036]**	0,141 [0,038]**	0,129 [0,038]**
ocupbaixa						-0,379 [0,034]**	-0,384 [0,035]**
ocupalta						-0,194 [0,042]**	-0,207 [0,042]**
nirmaos							-0,026 [0,005]**
Constante	1,218 [0,012]**	0,839 [0,035]**	0,68 [0,035]**	0,715 [0,042]**	0,699 [0,043]**	0,887 [0,049]**	0,995 [0,053]**
N. Obs.	58661	58577	58332	58332	58286	54621	53207
χ^2	0	957,36	1358,06	1365,75	1377,43	1446,54	1384,83
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-26772,6	-26152,6	-25741,8	-25740,5	-25709,8	-23921,6	-23374,4
Pseudo R2	0	0,02	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 25: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 6a série do EF, dado que concluiu a 5a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,181 [0,026]**	-0,177 [0,026]**	-0,177 [0,026]**	-0,181 [0,026]**	-0,19 [0,026]**	-0,197 [0,027]**
branco		0,432 [0,026]**	0,347 [0,027]**	0,346 [0,027]**	0,266 [0,032]**	0,25 [0,033]**	0,208 [0,034]**
rmetrop		0,198 [0,028]**	0,136 [0,029]**	0,138 [0,029]**	0,14 [0,029]**	0,148 [0,030]**	0,131 [0,031]**
urbano		0,499 [0,034]**	0,343 [0,035]**	0,348 [0,035]**	0,344 [0,035]**	0,403 [0,037]**	0,359 [0,038]**
educchefe			0,051 [0,003]**	0,051 [0,003]**	0,05 [0,003]**	0,049 [0,003]**	0,043 [0,003]**
chefe homem				0,028 [0,027]	0,023 [0,027]	0,062 [0,028]*	0,063 [0,029]*
chefe branco					0,145 [0,032]**	0,14 [0,033]**	0,127 [0,034]**
ocup baixa						-0,295 [0,033]**	-0,288 [0,034]**
ocup alta						-0,089 [0,042]*	-0,091 [0,043]*
nirmaos							-0,105 [0,009]**
Constante	1.218 [0,013]**	1.449 [0,034]**	1.309 [0,035]**	1.288 [0,040]**	1.275 [0,040]**	1.407 [0,045]**	1.670 [0,052]**
N. Obs.	72995	72800	72501	72501	72286	69360	65566
χ^2	0	713,18	981,94	981,9	996,99	1052,41	1114,85
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-26264,4	-25775,6	-25495	-25494,4	-25402,3	-24221	-22944,3
Pseudo R2	0	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 26: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 7a série do EF, dado que concluiu a 6a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,096 [0,035]**	-0,1 [0,035]**	-0,099 [0,035]**	-0,097 [0,035]**	-0,086 [0,036]*	-0,091 [0,037]*
branco		0,403 [0,035]**	0,371 [0,036]**	0,371 [0,036]**	0,398 [0,039]**	0,392 [0,040]**	0,347 [0,041]**
rmetrop		0,22 [0,037]**	0,169 [0,038]**	0,165 [0,038]**	0,164 [0,038]**	0,158 [0,038]**	0,145 [0,039]**
urbano		0,415 [0,057]**	0,338 [0,058]**	0,322 [0,058]**	0,321 [0,058]**	0,324 [0,060]**	0,312 [0,062]**
educchefe			0,034 [0,005]**	0,035 [0,005]**	0,037 [0,005]**	0,037 [0,005]**	0,031 [0,005]**
chefe homem				-0,131 [0,045]**	-0,131 [0,045]**	-0,058 [0,048]	-0,048 [0,050]
chefe branco					-0,069 [0,039]	-0,092 [0,040]*	-0,093 [0,041]*
ocup baixa						-0,262 [0,048]**	-0,247 [0,049]**
ocup alta						-0,165 [0,059]**	-0,146 [0,060]*
nirmaos							-0,069 [0,009]**
Constante	1,218 [0,017]**	0,761 [0,059]**	0,699 [0,060]**	0,814 [0,072]**	0,836 [0,073]**	0,966 [0,079]**	1,195 [0,088]**
N. Obs.	28479	28465	27556	27556	27547	26855	25281
χ^2	0	257,13	299,25	306,53	308,84	335,94	378,64
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-13925,6	-13752,3	-13364,1	-13358,5	-13352,8	-12976	-12265,2
Pseudo R2	0	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 27: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 7a série do EF, dado que concluiu a 6a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,158 [0,027]**	-0,156 [0,027]**	-0,155 [0,027]**	-0,157 [0,027]**	-0,162 [0,028]**	-0,155 [0,029]**
branco		0,435 [0,027]**	0,336 [0,028]**	0,342 [0,028]**	0,22 [0,040]**	0,215 [0,041]**	0,226 [0,042]**
rmetrop		0,171 [0,029]**	0,111 [0,029]**	0,105 [0,029]**	0,105 [0,029]**	0,105 [0,031]**	0,093 [0,031]**
urbano		0,409 [0,040]**	0,289 [0,041]**	0,28 [0,041]**	0,28 [0,041]**	0,3 [0,043]**	0,295 [0,044]**
educchefe			0,054 [0,003]**	0,054 [0,003]**	0,052 [0,003]**	0,054 [0,004]**	0,051 [0,004]**
chefe homem				-0,091 [0,031]**	-0,09 [0,032]**	0,005 [0,034]	0,012 [0,035]
chefe branco					0,17 [0,040]**	0,165 [0,041]**	0,143 [0,042]**
ocup baixa						-0,465 [0,039]**	-0,456 [0,040]**
ocup alta						-0,321 [0,046]**	-0,311 [0,047]**
nirmaos							-0,024 [0,006]**
Constante	1,218 [0,014]**	1,027 [0,042]**	0,894 [0,043]**	0,968 [0,050]**	0,948 [0,050]**	1,196 [0,057]**	1,280 [0,062]**
N. Obs.	48100	48035	47836	47836	47797	44839	43633
χ^2	0	469,15	733,11	744,16	763,27	869,17	848,29
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-21609,5	-21303,6	-21070	-21065	-21041,5	-19595,3	-19134,6
Pseudo R2	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 28: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 7a série do EF, dado que concluiu a 6a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,135 [0,028]**	-0,133 [0,028]**	-0,134 [0,028]**	-0,136 [0,028]**	-0,142 [0,029]**	-0,153 [0,029]**
branco		0,376 [0,028]**	0,3 [0,029]**	0,299 [0,029]**	0,244 [0,035]**	0,226 [0,036]**	0,192 [0,037]**
rmetrop		0,237 [0,031]**	0,186 [0,031]**	0,186 [0,032]**	0,185 [0,032]**	0,191 [0,032]**	0,178 [0,033]**
urbano		0,569 [0,037]**	0,438 [0,039]**	0,44 [0,039]**	0,438 [0,039]**	0,508 [0,041]**	0,462 [0,042]**
educchefe			0,043 [0,003]**	0,043 [0,003]**	0,043 [0,003]**	0,041 [0,004]**	0,035 [0,004]**
chefe homem				0,009 [0,029]	0,007 [0,029]	0,053 [0,031]	0,064 [0,032]*
chefe branco					0,093 [0,035]**	0,089 [0,036]*	0,079 [0,037]*
ocup baixa						-0,316 [0,036]**	-0,318 [0,038]**
ocup alta						-0,041 [0,046]	-0,063 [0,047]
nirmaos							-0,109 [0,010]**
Constante	1.218 [0,014]**	1.401 [0,038]**	1.279 [0,039]**	1.272 [0,045]**	1.267 [0,045]**	1.383 [0,050]**	1.652 [0,057]**
N. Obs.	63527	63359	63104	63104	62918	60438	57055
χ^2	0	603,1	766,91	766,8	766,6	861,8	920,72
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-22366,7	-21959,6	-21749,4	-21749,4	-21673,5	-20691	-19602,9
Pseudo R2	0	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 29: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 8a série do EF, dado que concluiu a 7a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,169 [0,038]**	-0,167 [0,039]**	-0,167 [0,039]**	-0,168 [0,039]**	-0,173 [0,039]**	-0,201 [0,040]**
branco		0,448 [0,039]**	0,403 [0,040]**	0,403 [0,040]**	0,384 [0,043]**	0,361 [0,044]**	0,319 [0,046]**
rmetrop		0,174 [0,040]**	0,113 [0,041]**	0,111 [0,041]**	0,112 [0,041]**	0,101 [0,042]**	0,091 [0,043]**
urbano		0,309 [0,067]**	0,211 [0,068]**	0,201 [0,069]**	0,201 [0,069]**	0,199 [0,071]**	0,175 [0,073]**
educchefe			0,043 [0,005]**	0,044 [0,005]**	0,043 [0,005]**	0,044 [0,006]**	0,04 [0,006]**
chefe homem				-0,073 [0,048]	-0,073 [0,048]	-0,003 [0,052]	0,039 [0,054]
chefe branco					0,051 [0,044]	0,046 [0,044]	0,033 [0,045]
ocupbaixa						-0,206 [0,052]**	-0,216 [0,054]**
ocupalta						-0,114 [0,064]	-0,129 [0,066]**
nirmaos							-0,058 [0,010]**
Constante	1,218 [0,019]**	0,81 [0,069]**	0,724 [0,070]**	0,788 [0,082]**	0,773 [0,083]**	0,873 [0,089]**	1,076 [0,098]**
N. Obs.	22931	22917	22127	22127	22119	21585	20236
χ^2	0	210,48	273,61	277,55	279,79	286,75	304,63
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-11516,8	-11375,8	-11031,9	-11030,4	-11024,8	-10745,1	-10146,7
Pseudo R2	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 30: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 8a série do EF, dado que concluiu a 7a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,118 [0,029]**	-0,115 [0,029]**	-0,114 [0,029]**	-0,115 [0,029]**	-0,127 [0,030]**	-0,13 [0,030]**
branco		0,41 [0,029]**	0,32 [0,029]**	0,324 [0,029]**	0,236 [0,043]**	0,255 [0,044]**	0,239 [0,045]**
rmetrop		0,241 [0,030]**	0,187 [0,031]**	0,184 [0,031]**	0,185 [0,031]**	0,176 [0,032]**	0,159 [0,033]**
urbano		0,4 [0,044]**	0,294 [0,045]**	0,289 [0,045]**	0,289 [0,045]**	0,333 [0,047]**	0,33 [0,047]**
educchefe			0,048 [0,003]**	0,048 [0,003]**	0,047 [0,003]**	0,046 [0,004]**	0,044 [0,004]**
chefe homem				-0,051 [0,033]	-0,052 [0,033]	0,044 [0,035]	0,057 [0,036]
chefe branco					0,121 [0,043]**	0,101 [0,044]*	0,104 [0,045]*
ocupbaixa						-0,462 [0,040]**	-0,468 [0,041]**
ocupalta						-0,295 [0,047]**	-0,308 [0,047]**
nirmaos							-0,016 [0,006]**
Constante	1.218 [0,014]**	0,828 [0,046]**	0,702 [0,047]**	0,743 [0,054]**	0,729 [0,054]**	0,949 [0,060]**	1.021 [0,065]**
N. Obs.	39661	39608	39442	39442	39406	37004	35970
χ^2	0	406,72	590,99	596,17	603,66	721,51	686,44
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-19236,8	-18959,7	-18742,1	-18740,7	-18716,9	-17487,7	-17082,2
Pseudo R2	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 31: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 8a série do EF, dado que concluiu a 7a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,111 [0,029]**	-0,108 [0,029]**	-0,108 [0,029]**	-0,111 [0,029]**	-0,113 [0,029]**	-0,112 [0,030]**
branco		0,453 [0,029]**	0,371 [0,030]**	0,37 [0,030]**	0,263 [0,037]**	0,255 [0,038]**	0,252 [0,039]**
rmetrop		0,272 [0,032]**	0,216 [0,032]**	0,217 [0,032]**	0,22 [0,032]**	0,213 [0,033]**	0,212 [0,034]**
urbano		0,568 [0,039]**	0,419 [0,041]**	0,421 [0,041]**	0,42 [0,041]**	0,479 [0,043]**	0,474 [0,044]**
educchefe			0,049 [0,003]**	0,049 [0,003]**	0,047 [0,003]**	0,046 [0,004]**	0,038 [0,004]**
chefe homem				0,01 [0,030]	0,009 [0,030]	0,055 [0,032]	0,066 [0,032]*
chefe branco					0,188 [0,037]**	0,182 [0,038]**	0,167 [0,039]**
ocupbaixa						-0,34 [0,037]**	-0,349 [0,038]**
ocupalta						-0,066 [0,047]	-0,082 [0,048]
nirmaos							-0,076 [0,010]**
Constante	1.218 [0,014]**	1.228 [0,040]**	1.086 [0,041]**	1.078 [0,047]**	1.059 [0,047]**	1.194 [0,053]**	1.371 [0,060]**
N. Obs.	55492	55343	55133	55133	54978	52860	49809
χ^2	0	643,65	861,23	862,22	887,44	980,49	965,82
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-20735,8	-20288,4	-20083,9	-20083,8	-20004,4	-19121,8	-18071
Pseudo R2	0	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 32: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EM, dado que concluiu a 8a série. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,189 [0,038]**	-0,194 [0,039]**	-0,194 [0,039]**	-0,193 [0,039]**	-0,202 [0,039]**	-0,217 [0,040]**
branco		0,33 [0,039]**	0,291 [0,040]**	0,291 [0,040]**	0,295 [0,044]**	0,299 [0,044]**	0,242 [0,046]**
rmetrop		0,1 [0,039]*	0,015 [0,041]	0,013 [0,041]	0,013 [0,041]	0,009 [0,041]	0,005 [0,043]
urbano		0,506 [0,070]**	0,399 [0,071]**	0,387 [0,071]**	0,386 [0,071]**	0,399 [0,074]**	0,367 [0,076]**
educchefe			0,05 [0,005]**	0,051 [0,005]**	0,051 [0,005]**	0,048 [0,006]**	0,045 [0,006]**
chefe homem				-0,092 [0,048]	-0,091 [0,048]	-0,035 [0,051]	-0,014 [0,053]
chefe branco					-0,008 [0,044]	-0,021 [0,044]	-0,039 [0,046]
ocupbaixa						-0,201 [0,052]**	-0,205 [0,053]**
ocupalta						-0,063 [0,063]	-0,069 [0,065]
nirmaos							-0,072 [0,010]**
Constante	1218 [0,019]**	0,192 [0,072]**	0,079 [0,073]	0,16 [0,085]	0,162 [0,086]	0,245 [0,091]**	0,505 [0,101]**
N. Obs.	18195	18186	17496	17496	17490	17071	15920
χ^2	0	167,18	268,03	273	272,81	286,66	311,48
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-11143,5	-11026,5	-10607,9	-10605,4	-10602,1	-10332,6	-9648,32
Pseudo R2	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 33: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EM, dado que concluiu a 8a série. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,323 [0,029]**	-0,332 [0,030]**	-0,333 [0,030]**	-0,334 [0,030]**	-0,336 [0,031]**	-0,327 [0,031]**
branco		0,387 [0,030]**	0,255 [0,031]**	0,252 [0,031]**	0,224 [0,044]**	0,23 [0,045]**	0,21 [0,046]**
rmetrop		0,161 [0,030]**	0,076 [0,031]*	0,079 [0,031]*	0,079 [0,031]*	0,093 [0,033]**	0,084 [0,033]*
urbano		0,463 [0,049]**	0,318 [0,049]**	0,323 [0,050]**	0,323 [0,050]**	0,349 [0,052]**	0,349 [0,052]**
educchefe			0,071 [0,003]**	0,071 [0,003]**	0,071 [0,003]**	0,068 [0,004]**	0,067 [0,004]**
chefe homem				0,046 [0,033]	0,047 [0,033]	0,119 [0,036]**	0,14 [0,036]**
chefe branco					0,038 [0,044]	0,027 [0,045]	0,027 [0,046]
ocup baixa						-0,401 [0,040]**	-0,403 [0,041]**
ocup alta						-0,206 [0,047]**	-0,219 [0,048]**
nirmaos							-0,019 [0,006]**
Constante	1,218 [0,015]**	0,579 [0,051]**	0,384 [0,052]**	0,347 [0,058]**	0,343 [0,059]**	0,541 [0,064]**	0,61 [0,069]**
N. Obs.	31834	31796	31669	31669	31641	29720	28843
χ^2	0	434,87	847,21	847,96	847,48	900,67	856,03
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-17681,1	-17386,7	-17050,6	-17049,4	-17036,5	-15877,3	-15407
Pseudo R2	0	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 34: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 1a série do EM, dado que concluiu a 8a série. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,316 [0,027]**	-0,318 [0,027]**	-0,321 [0,027]**	-0,324 [0,027]**	-0,333 [0,028]**	-0,333 [0,029]**
branco		0,409 [0,027]**	0,305 [0,028]**	0,297 [0,028]**	0,233 [0,034]**	0,226 [0,035]**	0,194 [0,036]**
rmetrop		0,173 [0,029]**	0,104 [0,030]**	0,111 [0,030]**	0,113 [0,030]**	0,115 [0,031]**	0,11 [0,032]**
urbano		0,559 [0,040]**	0,373 [0,041]**	0,393 [0,041]**	0,388 [0,041]**	0,441 [0,043]**	0,417 [0,044]**
educchefe			0,062 [0,003]**	0,062 [0,003]**	0,061 [0,003]**	0,061 [0,003]**	0,057 [0,004]**
chefe homem				0,114 [0,028]**	0,112 [0,028]**	0,153 [0,030]**	0,178 [0,031]**
chefe branco					0,113 [0,034]**	0,106 [0,035]**	0,097 [0,036]**
ocup baixa						-0,322 [0,035]**	-0,312 [0,036]**
ocup alta						-0,108 [0,043]*	-0,103 [0,045]*
nirmaos							-0,09 [0,010]**
Constante	1,218 [0,013]**	0,957 [0,041]**	0,774 [0,041]**	0,688 [0,047]**	0,677 [0,047]**	0,814 [0,051]**	0,992 [0,057]**
N. Obs.	47749	47632	47450	47450	47319	45515	42838
χ^2	0	672,22	1048,95	1061,95	1070,44	1128,91	1132,48
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-22252,1	-21779,9	-21459,2	-21449,1	-21399,2	-20477	-19222
Pseudo R2	0	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 35: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EM, dado que concluiu a 1a série do EM. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		0,027 [0,052]	0,032 [0,053]	0,033 [0,053]	0,033 [0,053]	0,02 [0,053]	0 [0,055]
branco		0,309 [0,053]**	0,261 [0,054]**	0,262 [0,054]**	0,265 [0,059]**	0,27 [0,060]**	0,216 [0,063]**
rmetrop		0,127 [0,053]*	0,062 [0,055]	0,059 [0,055]	0,06 [0,055]	0,06 [0,056]	0,021 [0,058]
urbano		0,192 [0,105]	0,11 [0,106]	0,089 [0,107]	0,089 [0,107]	0,104 [0,110]	0,081 [0,112]
educchefe			0,039 [0,006]**	0,04 [0,006]**	0,04 [0,006]**	0,035 [0,008]**	0,028 [0,008]**
chefe homem				-0,14 [0,065]*	-0,139 [0,065]*	-0,055 [0,069]	-0,051 [0,073]
chefe branco					-0,006 [0,060]	-0,034 [0,061]	-0,067 [0,063]
ocup baixa						-0,339 [0,071]**	-0,339 [0,073]**
ocup alta						-0,104 [0,085]	-0,082 [0,089]
nirmaos							-0,076 [0,014]**
Constante	1,218 [0,026]**	0,903 [0,107]**	0,807 [0,108]**	0,933 [0,123]**	0,933 [0,124]**	1,089 [0,132]**	1,390 [0,144]**
N. Obs.	12812	12804	12223	12223	12218	11925	11063
χ^2	0	46,98	78,89	83,61	83,85	113,2	128,9
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-6443,9	-6408,6	-6165,66	-6162,52	-6159,06	-5991,29	-5591,38
Pseudo R2	0	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 36: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EM, dado que concluiu a 1a série do EM. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,08 [0,036]*	-0,086 [0,036]*	-0,085 [0,036]*	-0,086 [0,036]*	-0,089 [0,037]*	-0,094 [0,038]*
branco		0,397 [0,036]**	0,323 [0,037]**	0,325 [0,037]**	0,23 [0,053]**	0,24 [0,055]**	0,217 [0,056]**
rmetrop		0,152 [0,037]**	0,104 [0,037]**	0,103 [0,037]**	0,102 [0,037]**	0,097 [0,039]*	0,081 [0,040]*
urbano		0,257 [0,064]**	0,178 [0,065]**	0,175 [0,065]**	0,177 [0,065]**	0,183 [0,068]**	0,191 [0,068]**
educchefe			0,038 [0,004]**	0,038 [0,004]**	0,037 [0,004]**	0,038 [0,005]**	0,036 [0,005]**
chefe homem				-0,027 [0,040]	-0,025 [0,040]	0,08 [0,043]	0,088 [0,044]*
chefe branco					0,131 [0,053]*	0,11 [0,055]*	0,109 [0,056]*
ocupbaixa						-0,574 [0,049]**	-0,569 [0,050]**
ocupalta						-0,366 [0,057]**	-0,364 [0,058]**
nirmaos							-0,022 [0,008]**
Constante	1.218 [0,018]**	0,822 [0,066]**	0,708 [0,067]**	0,729 [0,074]**	0,712 [0,075]**	1.014 [0,082]**	1.091 [0,088]**
N. Obs.	23777	23754	23663	23663	23639	22254	21599
χ^2	0	168,68	249,27	249,87	255,3	383,52	369,59
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-12169,1	-12058,8	-11953,1	-11952,8	-11937,3	-11117,5	-10826,9
Pseudo R2	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 37: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 2a série do EM, dado que concluiu a 1a série do EM. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,081 [0,031]*	-0,082 [0,032]**	-0,081 [0,032]*	-0,083 [0,032]**	-0,097 [0,032]**	-0,112 [0,033]**
branco		0,384 [0,031]**	0,318 [0,032]**	0,322 [0,032]**	0,241 [0,040]**	0,232 [0,041]**	0,224 [0,042]**
rmetrop		0,262 [0,034]**	0,222 [0,034]**	0,22 [0,035]**	0,219 [0,035]**	0,233 [0,035]**	0,213 [0,036]**
urbano		0,511 [0,048]**	0,387 [0,050]**	0,38 [0,050]**	0,373 [0,050]**	0,429 [0,052]**	0,402 [0,053]**
educchefe			0,038 [0,004]**	0,038 [0,004]**	0,037 [0,004]**	0,034 [0,004]**	0,029 [0,004]**
chefe homem				-0,048 [0,033]	-0,05 [0,033]	0,009 [0,035]	0,031 [0,036]
chefe branco					0,138 [0,040]**	0,123 [0,041]**	0,101 [0,042]**
ocupbaixa						-0,394 [0,041]**	-0,389 [0,043]**
ocupalta						-0,135 [0,050]**	-0,151 [0,051]**
nirmaos							-0,082 [0,012]**
Constante	1.218 [0,016]**	1.002 [0,049]**	0,887 [0,050]**	0,923 [0,057]**	0,909 [0,057]**	1.092 [0,063]**	1.270 [0,070]**
N. Obs.	38613	38531	38393	38393	38277	36859	34673
χ^2	0	381,2	485,65	490,15	500,59	590,72	570,38
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-16552	-16277,4	-16151,6	-16150,4	-16111,4	-15416,7	-14628,2
Pseudo R2	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 38: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EM, dado que concluiu a 2a série do EM. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,169 [0,056]**	-0,162 [0,057]**	-0,162 [0,057]**	-0,164 [0,057]**	-0,176 [0,058]**	-0,198 [0,060]**
branco		0,267 [0,058]**	0,228 [0,059]**	0,228 [0,059]**	0,182 [0,064]**	0,171 [0,065]**	0,13 [0,068]
rmetrop		0,224 [0,057]**	0,15 [0,059]*	0,15 [0,059]*	0,151 [0,059]*	0,145 [0,060]*	0,123 [0,062]*
urbano		-0,021 [0,121]	-0,092 [0,123]	-0,094 [0,124]	-0,094 [0,124]	-0,085 [0,128]	-0,052 [0,131]
educchefe			0,028 [0,007]**	0,028 [0,007]**	0,026 [0,007]**	0,022 [0,008]**	0,016 [0,008]
chefe homem				-0,013 [0,069]	-0,012 [0,069]	0,066 [0,073]	0,096 [0,076]
chefe branco					0,112 [0,064]	0,1 [0,065]	0,087 [0,067]
ocupbaixa						-0,234 [0,075]**	-0,237 [0,077]**
ocupalta						-0,045 [0,088]	-0,029 [0,092]
nirmaos							-0,074 [0,016]**
Constante	1.218 [0,028]**	1.054 [0,125]**	1.001 [0,127]**	1.013 [0,142]**	0,981 [0,143]**	1.070 [0,151]**	1.274 [0,164]**
N. Obs.	10149	10144	9639	9639	9636	9399	8678
χ^2	0	46,2	55,81	55,97	58,52	71,46	87,09
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-5377,24	-5345,06	-5114,14	-5114,11	-5109,61	-4982,19	-4598,76
Pseudo R2	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 39: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EM, dado que concluiu a 2a série do EM. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,066 [0,039]	-0,076 [0,039]	-0,075 [0,039]	-0,076 [0,039]	-0,091 [0,041]*	-0,089 [0,041]*
branco		0,325 [0,040]**	0,23 [0,041]**	0,236 [0,041]**	0,145 [0,058]*	0,154 [0,060]**	0,163 [0,061]**
rmetrop		0,114 [0,040]**	0,063 [0,041]	0,059 [0,041]	0,059 [0,041]	0,073 [0,042]	0,043 [0,043]
urbano		0,397 [0,072]**	0,305 [0,073]**	0,298 [0,073]**	0,301 [0,073]**	0,351 [0,075]**	0,337 [0,077]**
educchefe			0,046 [0,004]**	0,046 [0,004]**	0,045 [0,004]**	0,04 [0,005]**	0,039 [0,005]**
chefe homem				-0,078 [0,044]	-0,077 [0,044]	0,003 [0,047]	0,013 [0,048]
chefe branco					0,124 [0,058]*	0,106 [0,059]	0,085 [0,060]
ocupbaixa						-0,401 [0,052]**	-0,422 [0,053]**
ocupalta						-0,153 [0,060]*	-0,189 [0,060]**
nirmaos							-0,026 [0,008]**
Constante	1.218 [0,019]**	0,57 [0,075]**	0,417 [0,076]**	0,479 [0,083]**	0,463 [0,084]**	0,617 [0,090]**	0,739 [0,097]**
N. Obs.	18399	18381	18315	18315	18295	17245	16714
χ^2	0	115,26	230,88	234,51	237,72	294,49	289,53
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-10077,3	-9998,62	-9894,25	-9892,34	-9879,83	-9270,56	-9016,97
Pseudo R2	0	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 40: Modelo de Probabilidade de Progressão para a 3a série do EM, dado que concluiu a 2a série do EM. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,063 [0,033]	-0,068 [0,033]*	-0,066 [0,033]*	-0,067 [0,033]*	-0,084 [0,034]*	-0,088 [0,035]*
branco		0,319 [0,033]**	0,261 [0,033]**	0,265 [0,033]**	0,203 [0,042]**	0,188 [0,043]**	0,175 [0,044]**
rmetrop		0,197 [0,035]**	0,162 [0,036]**	0,159 [0,036]**	0,16 [0,036]**	0,166 [0,037]**	0,153 [0,038]**
urbano		0,623 [0,054]**	0,515 [0,056]**	0,505 [0,056]**	0,503 [0,056]**	0,534 [0,058]**	0,508 [0,059]**
educchefe			0,035 [0,004]**	0,035 [0,004]**	0,033 [0,004]**	0,034 [0,004]**	0,03 [0,004]**
chefe homem				-0,064 [0,034]	-0,064 [0,034]	-0,001 [0,036]	0,021 [0,037]
chefe branco					0,104 [0,042]*	0,09 [0,043]*	0,078 [0,045]
ocupbaixa						-0,382 [0,043]**	-0,401 [0,045]**
ocupalta						-0,183 [0,051]**	-0,219 [0,053]**
nirmaos							-0,076 [0,014]**
Constante	1.218 [0,016]**	0,786 [0,056]**	0,673 [0,057]**	0,721 [0,063]**	0,709 [0,063]**	0,901 [0,069]**	1.075 [0,075]**
N. Obs.	32102	32040	31926	31926	31821	30659	28752
χ^2	0	302,93	388,61	394,87	398,99	465,17	451,48
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-14788,4	-14577,6	-14461,9	-14459,8	-14416,7	-13793,2	-12988,3
Pseudo R2	0	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 41: Modelo de Probabilidade de Progressão para o Ensino Superior, dado que concluiu a 3a série do EM. Brasil, 1986

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,092 [0,056]	-0,095 [0,058]	-0,093 [0,058]	-0,095 [0,058]	-0,087 [0,059]	-0,128 [0,062]*
branco		0,796 [0,063]**	0,745 [0,065]**	0,748 [0,065]**	0,676 [0,068]**	0,665 [0,070]**	0,598 [0,074]**
rmetrop		0,106 [0,057]	-0,027 [0,060]	-0,03 [0,060]	-0,029 [0,060]	-0,034 [0,061]	-0,035 [0,064]
urbano		0,743 [0,143]**	0,671 [0,148]**	0,646 [0,148]**	0,646 [0,149]**	0,648 [0,152]**	0,643 [0,158]**
educchefe			0,044 [0,007]**	0,045 [0,007]**	0,042 [0,007]**	0,041 [0,008]**	0,038 [0,008]**
chefe homem				-0,142 [0,069]*	-0,141 [0,069]*	-0,089 [0,074]	-0,102 [0,078]
chefe branco					0,185 [0,066]**	0,166 [0,068]*	0,155 [0,071]*
ocup baixa						-0,277 [0,077]**	-0,295 [0,081]**
ocup alta						-0,147 [0,087]	-0,139 [0,090]
nirmaos							-0,111 [0,018]**
Constante	1218 [0,027]**	-1.805 [0,148]**	-1.953 [0,154]**	-1.825 [0,167]**	-1.885 [0,170]**	-1.738 [0,176]**	-1.394 [0,188]**
N. Obs.	7744	7741	7319	7319	7318	7134	6565
χ^2	0	197,39	218,99	223,83	226,58	232,99	250,44
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-5161,73	-5032,21	-4682,38	-4679,55	-4674,07	-4551,34	-4153,27
Pseudo R2	0	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 42: Modelo de Probabilidade de Progressão para o Ensino Superior, dado que concluiu a 3a série do EM. Brasil, 1999

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,127 [0,042]**	-0,172 [0,043]**	-0,174 [0,043]**	-0,176 [0,043]**	-0,181 [0,044]**	-0,174 [0,045]**
branco		0,861 [0,047]**	0,657 [0,049]**	0,652 [0,049]**	0,404 [0,066]**	0,396 [0,069]**	0,373 [0,070]**
rmetrop		0,144 [0,042]**	0,021 [0,043]	0,024 [0,043]	0,023 [0,043]	0,025 [0,045]	-0,017 [0,046]
urbano		0,292 [0,095]**	0,022 [0,100]	0,026 [0,100]	0,032 [0,100]	0,106 [0,102]	0,137 [0,104]
educchefe			0,117 [0,005]**	0,117 [0,005]**	0,115 [0,005]**	0,103 [0,006]**	0,101 [0,006]**
chefe homem				0,064 [0,048]	0,068 [0,048]	0,112 [0,050]*	0,129 [0,052]*
chefe branco					0,346 [0,065]**	0,323 [0,067]**	0,317 [0,069]**
ocup baixa						-0,472 [0,059]**	-0,466 [0,059]**
ocup alta						-0,049 [0,058]	-0,044 [0,059]
nirmaos							-0,045 [0,010]**
Constante	1218 [0,020]**	-1.607 [0,101]**	-2.072 [0,108]**	-2.120 [0,115]**	-2.177 [0,115]**	-1.969 [0,120]**	-1.853 [0,125]**
N. Obs.	13763	13749	13702	13702	13688	12903	12479
χ^2	0	362,34	862,69	862,48	874,9	896,34	868,04
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-8757,98	-8519,26	-8083,59	-8082,49	-8059,99	-7566,31	-7296,27
Pseudo R2	0	0,03	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 43: Modelo de Probabilidade de Progressão para o Ensino Superior, dado que concluiu a 3a série do EM. Brasil, 2008

	Modelo Nulo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
homem		-0,352 [0,030]**	-0,385 [0,031]**	-0,394 [0,032]**	-0,396 [0,032]**	-0,405 [0,033]**	-0,422 [0,034]**
branco		0,868 [0,031]**	0,68 [0,032]**	0,663 [0,032]**	0,493 [0,040]**	0,465 [0,040]**	0,427 [0,042]**
rmetrop		0,171 [0,031]**	0,029 [0,032]	0,041 [0,032]	0,042 [0,032]	0,035 [0,033]	0,035 [0,035]
urbano		0,928 [0,075]**	0,434 [0,079]**	0,465 [0,080]**	0,466 [0,080]**	0,58 [0,081]**	0,573 [0,083]**
educchefe			0,154 [0,004]**	0,155 [0,004]**	0,152 [0,004]**	0,139 [0,004]**	0,139 [0,004]**
chefe homem				0,24 [0,033]**	0,241 [0,033]**	0,305 [0,034]**	0,333 [0,036]**
chefe branco					0,284 [0,039]**	0,27 [0,040]**	0,231 [0,042]**
ocup baixa						-0,531 [0,042]**	-0,506 [0,043]**
ocup alta						0,013 [0,045]	0,032 [0,047]
nirmaos							-0,153 [0,017]**
Constante	1218 [0,015]**	-1,977 [0,078]**	-2,635 [0,084]**	-2,812 [0,088]**	-2,858 [0,088]**	-2,631 [0,089]**	-2,421 [0,095]**
N. Obs.	26088	26036	25952	25952	25861	24950	23352
χ^2	0	1106,77	2388,03	2411,75	2438,56	2555,8	2424,14
g.l.	0	4	5	6	7	9	10
L	-16713	-15946,6	-14777,9	-14744,3	-14658	-13997,8	-13034,1
Pseudo R2	0	0,04	0,11	0,11	0,12	0,13	0,13

Fonte: PNAD (IBGE)

Erro padrão robusto entre colchetes

* significante a 5%; ** significante a 1%

3 Terceiro Artigo - Comparação entre metodologias de idade-período-coorte para o estudo de probabilidades de progressão por série selecionadas no Brasil

3.1 Introdução

A aplicação dos modelos idade-período-coorte (IPC) tem sido objeto de intenso debate na Demografia desde 1970, especialmente a partir do trabalho de Mason et al. (1973). De forma sintética, estes modelos buscam avaliar em que medida um fenômeno de interesse estaria sendo determinado por variações de período, por variações na idade, ou por variações interativas entre período e idade (coorte). Pressupõe-se que cada um destes efeitos tenha uma interpretação e atuação substantiva sobre o objeto de estudo. Efeitos de idade estão normalmente associados ao diferencial nos riscos conforme a idade. Ademais, a idade pode refletir a evolução de processos biológicos, psicológicos e a mudança nos papéis sociais a cada faixa etária. Os efeitos de período, por sua vez, refletem as mudanças no fenômeno de interesse que atingem todos os grupos etários. Em geral, variações de período nos dão uma medida das condições ambientais, econômicas e sociais vigentes. Por sua vez, os efeitos de coorte podem estar refletindo mudanças entre um grupo de indivíduos com a mesma idade. Esses efeitos podem ser representados por mudanças genéticas ou sociais (RODGERS, 1982; HALLI; RAO, 1992; YANG; FU; LAND, 2004).

A principal controvérsia na aplicação dos modelos IPC é como lidar com o chamado *problema da identificação*. Uma vez que há uma dependência linear entre idade, período e coorte (período = idade + coorte), a matriz de design $X^T X$ é singular, ou seja, a inversa de $X^T X$ não existe. Por conseguinte, a solução para as equações estimáveis não é única e não é possível estimar os três efeitos separados sem que sejam impostas restrições de identificação. A usual estratégia para a identificação do modelo IPC consiste na imposição de uma igualdade entre os

parâmetros do modelo (FIENBERG; MASON, 1985). Todavia, esta solução recebeu muitas críticas, as quais de uma maneira geral tendem a reforçar o caráter *ad hoc* ou mesmo ateuórico da escolha das restrições de identificação (SMITH, 2004).

A partir de avanços na bioestatística, foram testadas funções que seriam invariantes às restrições nos parâmetros dentro do arcabouço IPC. Dentre elas, surgiu o estimador intrínseco (EI), descrito por Yang, Fu e Land (2004). Este estimador é baseado em funções estimáveis da decomposição do valor singular de matrizes, e provê soluções únicas dos estimadores de idade, período e coorte. Mais ainda, o estimador intrínseco permite que o modelo seja identificado mediante mínimas suposições ou informações *a priori*. Ademais, os autores demonstraram que o EI apresenta propriedades estatísticas desejáveis nas análises IPC com períodos de tempo fixo (YANG; FU; LAND, 2004; YANG, 2008).

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é realizar um exercício de comparação metodológica de dois estimadores IPC: o estimador restrito convencional obtido pelos modelos lineares generalizados (MLGR) e o estimador intrínseco (EI). Os dois instrumentais serão contrapostos em termos da estimativa dos parâmetros, do ajuste aos valores observados e da eficiência do modelo. O objeto de interesse são as contribuições dos efeitos de idade, período e coorte nas mudanças temporais nas probabilidades de progressão por série (PPS) no Brasil. A modelagem IPC das probabilidades de progressão por série se justifica pois os efeitos de idade, período e coorte podem impactar de forma significativa as transições escolares: *efeitos de idade* refletem tanto a idade mínima de entrada no sistema de ensino como também o dilema entre trabalho e estudo que surge ao longo da carreira educacional; *efeitos de período* estão associados às diferentes conjunturas econômica e política, bem como ao estado das políticas educacionais; finalmente, *efeitos de coorte* refletem características sociais peculiares a determinados grupos de indivíduos.

Além de ser de grande importância substantiva, a análise IPC das probabilidades de progressão por série possui aplicação para a elaboração de projeções educacionais. Uma vez que é demonstrada a existência de uma relação formal entre a PPS e os anos médios de estudo (RIOS-NETO, 2004), uma modelagem consistente das probabilidades de progressão por série permite, então, a construção de cenários factíveis das variações futuras nos componentes de idade, período e coorte. A partir destas probabilidades projetadas, Rios-Neto (2004) demonstrou que é possível obter os anos médios de estudo da população no futuro. Neste sentido, a comparação entre metodologias adquire uma importância fundamental para que se obtenham projeções educacionais de qualidade e acuradas.

Este artigo está organizado em quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção

é apresentada uma revisão da literatura dos modelos IPC, em especial em relação às estratégias e soluções para contornar o problema da identificação. A terceira seção trata exclusivamente do estimador intrínseco descrito por Yang, Fu e Land (2004). A quarta seção descreve os dados e os passos metodológicos. A quinta seção reporta os procedimentos e os resultados da comparação entre o estimador restrito convencional e o estimador intrínseco para a análise de quatro progressões por série selecionadas, quais sejam: conclusão da 1ª série do Ensino Fundamental (e_0); conclusão da 5ª série do Ensino Fundamental, dado que concluiu a 4ª série (e_4); conclusão da 1ª série do Ensino Médio, dado que concluiu a 8ª série do Ensino Fundamental (e_8) e a probabilidade de conclusão do primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu a 3ª série do Ensino Médio (e_{11}). A sexta seção sumariza as evidências deste estudo e propõe uma agenda futura de pesquisas.

3.2 A questão da identificação dos modelos de idade-período-coorte: uma revisão

O problema da identificação dentro do arcabouço IPC pode ser descrito da seguinte forma. Considere um modelo linear geral cuja variável dependente seja uma taxa demográfica T_{ij} , expressa em termos da razão entre o número de ocorrências O_{ij} e expostos ao risco E_{ij} a cada grupo etário i e período j :

$$T_{ij} = \frac{O_{ij}}{E_{ij}} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \epsilon_{ij} \quad (3.1)$$

Neste modelo, $i = 1, \dots, a$ é o indexador do grupo etário, $j = 1, \dots, p$ indexa o período e $k = a + p - 1$ denota a coorte. Ainda, ϵ_{ij} é o termo de erro aleatório cuja esperança é zero.

O modelo 3.1 se insere na classe dos chamados Modelos Lineares Generalizados (MLG). De acordo com Rios-Neto e Oliveira (1999), um MLG é construído a partir da escolha de uma função de ligação apropriada ao fenômeno de interesse e de uma distribuição de probabilidade para a variável resposta. Em termos formais, um modelo linear generalizado apresenta três componentes: um *componente aleatório* implícito na variável dependente, cuja distribuição é estipulada *a priori*; um *componente sistemático*, expresso por um preditor linear construído a partir das variáveis explicativas; e uma *função de ligação* que relaciona os componentes aleatório e sistemático.

Neste artigo, tratamos a probabilidade de progressão por série como uma variável dicotômica que apresenta uma distribuição binomial. Ou seja, para cada combinação de idade-período

temos neste estudo a frequência absoluta dos que progrediram em determinada transição escolar e daqueles que não progrediram. A partir destas quantidades são obtidas as chances de progredir em relação à não progredir. A ligação canônica é, então, realizada pela função logística, resultando em um modelo logito da seguinte forma:

$$e_{ij} = \log\left(\frac{p_{ij}}{1 - p_{ij}}\right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \epsilon_{ij} \quad (3.2)$$

Onde e_{ij} expressa o logaritmo da razão das chances de progredir numa transição escolar para um determinado grupo etário e período e p_{ij} é a probabilidade de progressão na célula i, j . De acordo com Yang, Fu e Land (2004), o modelo 3.13 pode apenas ser operacionalizado através da centralização dos parâmetros ou por meio da imposição de identificação de uma de cada covariável de idade, período e coorte como sendo a categoria de referência.

Escolhida uma das operacionalizações para o modelo, pode-se reescrever o modelo 3.13 na forma de uma equação linear geral, onde Y representa o logaritmo da chance de progressão em cada uma das células, X é a matriz constituída por variáveis indicadoras com dimensão $m = 1 + (a - 1) + (p - 1) + (a + p - 2)$ e ϵ é o vetor de erro aleatório:

$$Y = X\beta + \epsilon \quad (3.3)$$

A solução numérica para a obtenção dos parâmetros amostrais para β por máxima verossimilhança do modelo 3.3 pode ser descrita por:

$$b = (X^T X)^{-1}(X^T Y) \quad (3.4)$$

A questão fundamental é que não existe *apenas um* vetor de coeficientes estimados para o modelo 3.3. Isto ocorre pois $X^T X$ não é invertível (ou seja, é uma matriz singular), devido a uma perfeita relação linear entre os efeitos de idade, período e coorte. Em outras palavras, algumas colunas da matriz X podem ser linearmente combinadas ou somadas de forma a produzir uma coluna idêntica às outras colunas na mesma matriz. Denomina-se na literatura este impasse como *problema de identificação* na análise IPC. Implícito no problema da identificação está, portanto, o fato de que, para a equação 3.4, há um infinito número de soluções possíveis. Por conseguinte, torna-se impossível separar as estimativas dos efeitos de coorte, idade e período sem que sejam impostas restrições adicionais aos coeficientes do modelo, i.e., além da centralização ou da adoção de categorias de referência.

A partir desta limitação iniciou-se nas ciências sociais e na epidemiologia um intenso debate

sobre qual seria a melhor restrição de identificação a ser adotada nos modelos IPC. Mason et al. (1973), Fienberg e Mason (1985) foram os primeiros a propor uma solução a este problema. De acordo com os autores, uma forma de tornar a matriz $X^T X$ invertível e, conseqüentemente, obter uma solução única para os parâmetros, seria impor uma restrição de igualdade no vetor de coeficientes β . Desta forma, bastaria que se admitisse que os coeficientes do primeiro e segundo período, ou da primeira e segunda coorte, ou do primeiro e segundo grupo etário, por exemplo, fossem iguais.

Esta estratégia, contudo, mostrou-se sujeita a diversas fragilidades, as quais foram apontadas pela literatura. A primeira delas se pautou na dificuldade em se separar os efeitos de idade, período e coorte por meio dos métodos estatísticos. Glenn (1976), por exemplo, argumentou pela necessidade de que, na aplicação do IPC, houvesse um esforço adicional para averiguar em que medida os efeitos de idade, período e coorte seriam aditivos. Dito de outra forma, seria necessário que o pesquisador se certificasse de que, por exemplo, os efeitos de idade sejam constantes a cada período ou coorte. Esta questão é relevante na medida em que os eventos históricos (período) podem afetar os indivíduos de forma distinta ao longo do ciclo de vida (idade). De forma análoga, pode-se suspeitar que os efeitos de idade podem não ser os mesmos entre várias coortes.

Outras críticas posteriores reforçaram o caráter *ad hoc* na restrição dos coeficientes do modelo, a possibilidade de que sejam obtidos efeitos falsos sobre o fenômeno ao utilizar-se a proposta de Mason et al. (1973), Fienberg e Mason (1985) ou mesmo a necessidade de um conhecimento profundo substantivo que forneça subsídios à correta identificação. Utilizando exercícios de simulação, Rodgers (1982) mostrou que a adoção de diferentes estratégias de identificação podem não resultar em estimativas verdadeiras dos efeitos de idade, período e coorte. Sua principal contribuição foi argumentar, portanto, que a solução proposta por Mason et al. (1973) pode impactar de forma significativa as estimativas do modelo. Heckman e Robb (1985), por outro lado, argumentam que informações adicionais devem ser utilizadas para superar o problema de identificação, ou seja, os cientistas sociais deveriam aprimorar seu conhecimento de variáveis intervenientes ou *proxies* dos efeitos de idade, período e coorte. De uma perspectiva não tão crítica, Mason e Smith (1985) propõem que uma regra plausível para a seleção das restrições é utilizar conhecimento *a priori* ou informações externas. Finalmente, a crítica feita por Rodgers (1982), Yang et al. (2008) é que todo e qualquer modelo exatamente identificado a um conjunto de dados produzirá as mesmas medidas de qualidade de ajuste do modelo e, portanto, este fato inviabiliza o uso de qualquer critério para selecionar o modelo restrito com melhor ajuste.

A literatura recente que discute o problema da identificação recebeu contribuições significativas da bioestatística e da epidemiologia. Robertson, Gandini e Boyle (1999) sistematizaram estas contribuições e avaliaram cada uma delas. A primeira classe de contribuições se baseia no uso da *minimização de uma função de perda* como forma de se atingir a identificação, a qual, em geral, leva em consideração as medidas de qualidade do ajuste e os parâmetros do modelo de três fatores (idade-período, período-coorte, idade-coorte) e do modelo completo (idade-período-coorte) (OSMOND; GARDNER; DECARLI; VECCHIA, 1982, 1987 apud ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999). A segunda classe utiliza *registros individuais* como forma de se obter coortes de nascimento que não são justapostas e, desta forma, resolve o problema da exata dependência linear entre os parâmetros (ROBERTSON; BOYLE, 1986 apud ROBERTSON; GANDINI; BOYLE, 1999). A terceira classe de estudos, por sua vez, utiliza *funções estimáveis* que não necessitam de restrições para que ocorra a identificação. Neste caso, um modelo IPC arbitrário é estimado e as suas estimativas são transformadas em curvaturas e desvios: curvaturas representam a segunda diferença das estimativas dos parâmetros, enquanto os desvios são os resíduos obtidos por meio de regressões lineares para os efeitos de idade, período e coorte estimados com base em restrições arbitrárias. Utilizando simulações, Robertson, Gandini e Boyle (1999) concluíram que todos os métodos apresentam algum tipo de viés e que, em alguns casos, este viés acarretar em erro de interpretação do fenômeno.

Na terceira linha das estratégias descritas por Robertson, Gandini e Boyle (1999), a que utiliza funções estimáveis, insere-se a abordagem baseada num novo estimador: o chamado estimador intrínseco. Ele foi introduzido por Fu; Knight e Fu; Fu, Hall e Rohan (apud YANG; FU; LAND, 2004) e se assenta na decomposição do valor singular de matrizes, e provê estimadores robustos dos efeitos de idade, período e coorte. Uma vez que a aplicação deste método é de interesse central neste artigo, a formalização deste método será apresentada na próxima seção.

Por fim, uma contribuição importante para as estratégias de identificação no arcabouço IPC foi dada por Winship e Harding (2008). Os autores se basearam na abordagem dos modelos causais ou estruturais proposta por Pearl (2000), e desenvolveram uma metodologia na qual os mecanismos pelos quais a idade, o período e a coorte afetam a variável resposta são de interesse-chave. O teorema proposto pelos autores é que, para a identificação dos coeficientes no modelo IPC, é apenas necessário que sejam especificados todos as variáveis intervenientes dos efeitos de idade, período e coorte, respectivamente. Por se tratar de uma abordagem estrutural, os autores consideram que o modelo poderá eventualmente estar sobre-identificado e, neste caso, deve-se testar o ajuste do modelo global e de seus componentes.

3.3 O Estimador Intrínseco (EI)

Nesta seção formalizamos a construção do estimador intrínseco (YANG; FU; LAND, 2004; YANG, 2008; YANG et al., 2008), bem como as suas propriedades estatísticas. Considere a equação linear geral do modelo IPC 3.3. A partir da mesma, a dependência linear entre os efeitos de idade, período e coorte pode ser representada na forma matricial da seguinte forma, a partir de um vetor B_0 não-nulo:

$$XB_0 = 0 \quad (3.5)$$

A equação 3.5 é resultado do fato de que a matriz X é singular, i.e., existe alguma combinação linear das colunas da matriz de design X que resulta em um vetor nulo. Na Álgebra Linear, diz-se que o posto (ou *rank*) de uma matriz X é o número máximo de colunas linearmente independentes de X . Se uma matriz possui o máximo de colunas linearmente independentes, então dizemos que ela possui *posto completo*. Este, todavia, não é o caso da matriz X , dada a relação linear prevista entre idade, período e coorte.

Kupper et al. (apud YANG; FU; LAND, 2004) demonstraram que, se uma matriz possui posto menor que completo, seu espaço paramétrico pode ser decomposto na soma direta de dois subespaços lineares que são perpendiculares entre si:

$$P = N \oplus \Theta \quad (3.6)$$

Onde \oplus representa a soma direta dos dois subespaços lineares N e Θ , que são perpendiculares entre si. N é o espaço nulo com uma dimensão de X medido pelo vetor sB_0 com um número real s e Θ é o subespaço complementar ortogonal a N . Devido a esta decomposição ortogonal do espaço paramétrico, cada uma das infinitas soluções do modelo IPC irrestrito pode ser escrita como:

$$\hat{b} = B + sB_0 \quad (3.7)$$

Onde s é um escalar que corresponde a uma solução específica para o problema da identificação e B_0 é um autovetor de norma euclidiana ou de tamanho 1. Yang, Fu e Land (2004) argumentam que este autovetor B_0 independe das taxas observadas Y , e portanto é completamente determinado pelo número de grupos etários e períodos, ou seja, B_0 possui uma forma específica que é função tão somente da matriz de design X .

Kupper et al. (apud YANG; FU; LAND, 2004) mostraram que B_0 tem a seguinte forma:

$$B_0 = \frac{\tilde{B}_0}{\|\hat{B}_0\|} \quad (3.8)$$

A implicação direta da equação 3.8 é que B_0 é o vetor normalizado de \tilde{B}_0 , o qual corresponde a:

$$\tilde{B}_0 = (0, I, P, C)^T \quad (3.9)$$

Onde $I = (1 - \frac{i+1}{2}, \dots, [a-1] - \frac{i+1}{2})$, $P = (\frac{p+1}{2} - 1, \dots, \frac{p+1}{2} - [p-1])$ e $C = (1 - \frac{i+p}{2}, \dots, [a+p-2] - \frac{i+p}{2})$ e i , p e c denotam, respectivamente, os grupos etários, períodos e coortes. Yang, Fu e Land (2004) ressaltam que a grande importância da equação 3.9 é que o vetor B_0 é fixo, ou seja, é independente da variável-resposta Y e, portanto, não possui nenhum papel na determinação dos coeficientes do modelo. Todavia, quando alguma restrição é imposta ao vetor de coeficientes, tal como propõem Fienberg e Mason (1985), então este princípio é violado na medida em que s na equação 3.7 assume um valor diferente de zero.

Portanto, é possível demonstrar que qualquer estimador do modelo IPC pode ser descrito por uma restrição de identificação na matriz de design X , conforme a equação 3.7, e B é o denominado *estimador intrínseco* que é ortogonal ao espaço nulo e é determinado pela inversa generalizada de Moore-Penrose.

Yang et al. (2008) sugerem o seguinte algoritmo computacional para que se obtenha o estimador intrínseco, com base na regressão por componentes principais:

1. Obtenha os autovalores e os autovetores (componentes principais) da matriz $X^T X$;
2. Normalize os autovetores de forma que eles tenham tamanho 1;
3. Identifique o autovetor B_0 que corresponde ao único autovalor 0;
4. Estime uma regressão por componentes principais com variável-resposta Y e a matriz de design U , sendo que esta última contém os vetores-coluna que são os componentes principais determinados pelos autovalores não-nulos;
5. Utilize uma matriz ortonormal de todos os autovetores para transformar os coeficientes da regressão por componentes principais em coeficientes da regressão do estimador intrínseco B .

Yang et al. (2008) alertam que, apesar do fato de que o estimador intrínseco possa ser derivado de uma regressão por componentes principais, os coeficientes estimados por este modelo não serão interpretáveis em termos da idade, período e coorte. Portanto, torna-se necessária a transformação ortogonal destas estimativas.

Outra explicação para a derivação do estimador intrínseco é baseada na geometria analítica (YANG et al., 2008). Considere o vetor de parâmetros b irrestrito do modelo IPC. Vimos anteriormente que o espaço paramétrico pode ser decomposto em duas partes que são ortogonais entre si:

$$b = B + sB_0 \quad (3.10)$$

Onde $b_0 = P_{proj}b$ é um vetor de parâmetros especial que é uma função linear de b correspondente à projeção do espaço paramétrico no espaço não-nulo de X . Ainda, o vetor de parâmetros especial b_0 correspondente a $s=0$ satisfaz a seguinte projeção:

$$b_0 = (I - B_0^T B_0)b \quad (3.11)$$

Yang et al. (2008) admitem que, embora o estimador intrínseco possua forma definida e dependa tão somente da matriz de design X , ele também é construído com base em uma restrição. No caso deste estimador, a condição de identificação do modelo é a restrição na orientação geométrica do vetor de parâmetros b no espaço paramétrico. Em outras palavras, o EI impõe a restrição de que o espaço paramétrico definido pelo autovetor B_0 no espaço nulo da matriz X não influencia o vetor de parâmetros b_0 . Cabe ressaltar que B_0 é fixo e depende tão somente do número de grupos etários e períodos - ou seja, independe das taxas observadas Y , o que sugere que a restrição imposta por este estimador seja mais adequada do que aquelas adotadas pelo estimador restrito por modelos lineares generalizados.

Uma forma alternativa para se obter o estimador intrínseco pode ser descrita da seguinte forma: obtenha um estimador arbitrário \hat{b} mediante a imposição de igualdade em qualquer par de parâmetros de idade, período ou coorte e, em seguida, projete geometricamente \hat{b} para o estimador intrínseco B a partir da remoção do componente aleatório na direção de B_0 :

$$B = (I - B_0^T B_0)\hat{b} \quad (3.12)$$

Fu, Hall e Rohan (2004), Yang, Fu e Land (2004) enunciam e demonstram matematicamente algumas propriedades estatísticas do estimador intrínseco. Posto que o propósito deste

artigo é tão somente um exercício de aplicação metodológica, deixamos ao leitor interessado nas formulações matemáticas estas referências. De uma maneira geral, podemos verificar pelos estudos até então realizados que o estimador intrínseco apresenta excelentes propriedades estatísticas, as quais serão descritas nos próximos parágrafos.

A primeira vantagem estatística do EI é que ele satisfaz a condição para a estimação de funções lineares do vetor de parâmetros b . Este é um dos fatores positivos das abordagens baseadas em funções estimáveis: são invariantes em relação à qual solução para as equações normais for obtida. Ademais, estas funções são desejáveis como estimadores estatísticos na medida em que são funções lineares do vetor de parâmetros não identificado que pode ser estimado sem viés - em outras palavras, o EI fornece estimadores não viesados dos efeitos de idade, período e coorte. Cabe mencionar que esta condição, devidamente formalizada por Kupper et al. (apud YANG; FU; LAND, 2004), implica que qualquer estimador restrito, ou seja, aquele que é obtido mediante a imposição de restrições de igualdade sobre o vetor de parâmetros, sempre produzirá estimativas viesadas dos efeitos de idade, período e coorte. Em resumo, a primeira propriedade estatística do EI é que ele produz estimativas não-viesadas dos coeficientes no arcabouço IPC para a análise de taxas populacionais considerando-se número finito fixo de períodos p . A propriedade assintótica do estimador intrínseco sugere que à medida que o número de períodos aumenta, $p \rightarrow \infty$, a arbitrariedade dos múltiplos possíveis estimadores por MLGR é removida e estes estimadores convergem para o estimador intrínseco B (YANG; FU; LAND, 2004).

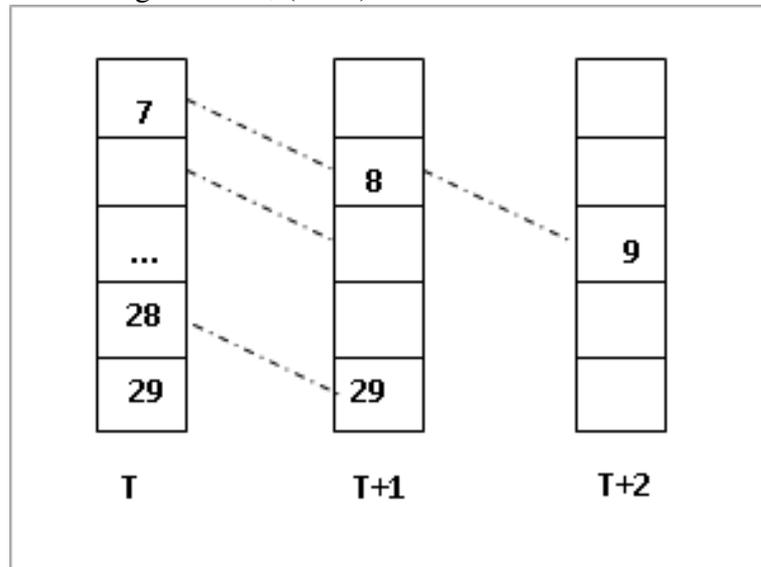
Em segundo lugar, foi demonstrado que o EI é mais eficiente do ponto de vista estatístico - i.e., possui menor variância - do que qualquer estimador MLGR. Em outras palavras, Para qualquer número finito p de períodos de tempo, o estimador intrínseco B tem uma variância menor do que qualquer estimador restrito de MLGR. Ou seja, $var(\hat{b}) - var(B)$ é uma função definida e positiva para uma não trivial restrição de identificação no contexto do MLGR (YANG; FU; LAND, 2004). Outra importante propriedade do estimador intrínseco que foi provada é que ele é assintoticamente consistente, i.e, quando $p \rightarrow \infty$ ele converge para os parâmetros verdadeiros que geram a sequência de taxas do IPC.

Uma limitação, contudo, ainda persiste na solução EI. Foi dito na seção anterior que todo e qualquer modelo exatamente identificado a um conjunto de dados produzirá as mesmas medidas de qualidade de ajuste do modelo (RODGERS, 1982; YANG et al., 2008). O estimador intrínseco, embora resulte em coeficientes distintos do arcabouço MLGR - i.e., livres de qualquer viés - ele apresentará as mesmas medidas de qualidade de ajuste, tais como a log-verossimilhança e a *deviance*. Portanto, estas medidas não devem ser utilizadas para selecionar o modelo (YANG et al., 2008).

3.4 Dados e métodos

Para este exercício utilizamos os microdados da PNAD-IBGE, no período compreendido entre 1981 e 2008. Embora a PNAD não se constitua por um painel verdadeiro, i.e., que acompanha os indivíduos ao longo do tempo, sua análise no contexto do modelo IPC pode ser viável. Isto pois uma forma de se acompanhar cada coorte ao longo de repetidas pesquisas é olhar para os membros dessa coorte que foram selecionados de forma aleatória em cada ano (OLIVEIRA, 2002). Desta forma, por exemplo, os indivíduos que tinham 7 anos em 1981 teriam 8 anos em 1982, e assim por diante. A Figura 24 ilustra a estratégia de análise, com base em Fienberg e Mason (1985), Oliveira (2002).

Figura 24: Esquema analítico da análise IPC mediante pesquisas transversais repetidas, conforme ilustrado em Fienberg e Mason, (1985)



A faixa etária de estudo neste artigo foi dos 7 aos 29 anos, pois se requer que, a cada transição, os indivíduos analisados já pudessem ter concluído determinada série. Nossa análise também foi estratificada por sexo. Isto pois há evidências de que homens e mulheres apresentam diferenciais na progressão escolar, bem como a estratificação também é útil na construção de projeções educacionais. Desta forma, as únicas informações extraídas dos microdados foram: idade, sexo, anos de estudo e o período de referência. Construímos também as amostras referentes a cada transição escolar: conclusão da 1^a série do Ensino Fundamental (e_0); conclusão da 5^a série do Ensino Fundamental, dado que concluiu a 4^a série (e_4); conclusão da 1^a série do Ensino Médio, dado que concluiu a 8^a série do Ensino Fundamental (e_8) e a probabilidade de conclusão do primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu a 3^a série do Ensino Médio (e_{11}).

O primeiro passo para a construção do banco de dados foi verificar quantos indivíduos, segundo o sexo, idade, coorte e período, progrediram na transição de interesse e quantos estavam em risco de realizar aquela progressão. Para a primeira transição, e_0 , todos os indivíduos com pelo menos 7 anos encontravam-se expostos em risco de serem promovidos, mas somente aqueles que tinham pelo menos 1 ano de estudo foram de fato promovidos. No caso da segunda transição, e_4 , apenas os indivíduos com pelo menos 10 anos que completaram a 4ª série com sucesso estavam em risco de realizar a transição para a 5ª série do Ensino Fundamental, portanto considerou-se os aqueles que possuíam pelo menos 5 anos de estudo como os promovidos. Esta lógica se repetiu para a construção dos bancos de dados referentes à conclusão da 1ª série do Ensino Médio e à conclusão do primeiro ano do Ensino Superior. Como a série histórica da PNAD possui três descontinuidades (1991, 1994 e 2000), utilizamos uma interpolação linear do número de promovidos e indivíduos em risco nos anos adjacentes de forma a completar a série.

As tabelas 44, 45, 46 e 47 ilustram o diagrama IPC para cada transição escolar investigada neste artigo. Observe que, da primeira à última transição, o que muda em cada uma das tabelas é sempre o intervalo etário inferior: no mínimo 7 anos para e_0 , 10 anos para e_4 , 15 anos para e_8 e 18 anos para e_{11} , para garantir que a cada análise se considere apenas aqueles indivíduos expostos ao risco de progredir. Desta forma, na análise de e_0 , temos 23 intervalos unitários de idade \times 28 períodos; para e_4 , temos 20 intervalos unitários de idade \times 28 períodos; para e_8 , temos 15 intervalos unitários de idade \times 28 períodos; e finalmente, para e_{11} , temos 12 intervalos unitários de idade \times 28 períodos.

Neste trabalho, consideramos a probabilidade de progressão por série como sendo uma variável dicotômica que apresenta uma distribuição binomial. Ou seja, para cada combinação de idade-período-coorte-sexo temos neste estudo a frequência absoluta dos que progrediram e dos que não progrediram em determinada transição escolar. A partir destas quantidades foram obtidas as chances de progredir em relação à não progredir em cada uma das células da tabela idade-período. Para a estimação do modelo, a ligação canônica foi determinada função logística, resultando em um modelo logito da seguinte forma:

$$e_{ij} = \log\left(\frac{p_{ij}}{1 - p_{ij}}\right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \epsilon_{ij} \quad (3.13)$$

Onde e_{ij} expressa o logaritmo da razão das chances de progredir numa transição escolar para um determinado grupo etário e período e p_{ij} é a probabilidade de progressão na célula i, j . A opção por esta forma funcional do modelo teve o objetivo de garantir que as probabilidades de progressão por série preditas estivessem inseridas no intervalo $[0,1]$, o que sempre ocorre quando a opção é a função de ligação logística. O método de estimação utilizado foi o da

máxima verossimilhança.

Em relação à especificação do modelo, optamos pela estimação do modelo idade-período-coorte em sua forma completa, para verificar as diferenças entre as metodologias EI e MLGR e avaliar a importância substantiva dos efeitos de idade, período e coorte para a probabilidade de transição em cada uma das séries. Temos em mente, contudo, que o procedimento ideal seria testar a importância de cada uma das variáveis, a partir de um modelo nulo, e então incorporar uma a uma as variáveis de idade, período e coorte e avaliar sua significância, através da estatística *deviance* e do R^2 .

Outro procedimento importante na análise IPC que não efetuamos neste trabalho foi testar a presença de efeitos interativos entre idade, período e coorte, ou mesmo a necessidade de inclusão de termos quadráticos. Contudo, por ser este um artigo direcionado para a comparação de metodologias, não se buscou fundamentalmente um ajuste perfeito aos dados, mas sim verificar o potencial de cada arcabouço para a estimação de um modelo IPC em sua forma completa.

Para a estimação do modelo com base no estimador intrínseco utilizamos o algoritmo disponibilizado no STATA por Schulhofer-Wohl e Yang (2006). De forma sintética, o algoritmo dos autores estima o vetor de parâmetros restrito que corresponderia à projeção dos parâmetros do modelo no espaço não-nulo da matriz X . Isto é efetivado mediante a aplicação de uma transformação ortonormal da matriz $X^T X$, a qual produz os autovalores não-nulos e seus correspondentes autovetores. Em seguida, é estimada uma regressão por componentes principais que utiliza estes autovetores como variáveis explicativas. Por fim, a matriz de transformação ortonormal é novamente empregada, mas desta vez para retornar os coeficientes aos efeitos diretamente interpretáveis de idade, período e coorte.

Schulhofer-Wohl e Yang (2006) ressaltam que, no algoritmo para computar o estimador intrínseco, é adotada a restrição de que a soma dos coeficientes seja igual a zero. Para fins computacionais, são incluídas variáveis indicadoras para cada um dos valores das variáveis idade, período e coorte na matriz de variáveis explicativas, mas uma das categorias de cada uma delas é omitida. Após a regressão por componentes principais, contudo, a restrição de que os parâmetros devem ter soma zero permite que sejam obtidas as estimativas para as categorias omitidas e, portanto, tem-se as estimativas para todas as categorias de idade, período e coorte, o que não ocorre com o MLGR.

Tabela 44: Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para a 1ª série - e_0

Idade \ Período	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
7	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45	C46	C47	C48	C49	C50
8	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45	C46	C47	C48	C49
9	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45	C46	C47	C48
10	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45	C46	C47
11	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45	C46
12	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45
13	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44
14	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43
15	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42
16	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41
17	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40
18	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39
19	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38
20	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37
21	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36
22	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35
23	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34
24	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33
25	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32
26	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31
27	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30
28	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29
29	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28

Fonte: Elaboração própria

Tabela 45: Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para a 5a série - e_4

Idade \ Período	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
11	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45	C46
12	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44	C45
13	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43	C44
14	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42	C43
15	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42
16	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41
17	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40
18	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39
19	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38
20	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37
21	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36
22	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35
23	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34
24	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33
25	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32
26	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31
27	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30
28	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29
29	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28

Fonte: Elaboração própria

Tabela 46: Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio - e_8

Idade \ Período	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
15	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41	C42
16	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40	C41
17	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39	C40
18	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39
19	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38
20	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37
21	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36
22	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35
23	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34
24	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33
25	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32
26	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31
27	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30
28	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29
29	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28

Fonte: Elaboração própria

Tabela 47: Diagrama analítico do modelo idade-período-coorte aplicado para a probabilidade de progressão para o Ensino Superior - e_{11}

Idade \ Período	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
18	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38	C39
19	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37	C38
20	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36	C37
21	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35	C36
22	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34	C35
23	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33	C34
24	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32	C33
25	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31	C32
26	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30	C31
27	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29	C30
28	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28	C29
29	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24	C25	C26	C27	C28

Fonte: Elaboração própria

Para estimar o modelo linear generalizado restrito, utilizamos o algoritmo *glm* também disponível no STATA (STATACORP, 2007). Nossa estratégia de identificação consistiu em adotar a imposição de que as duas coortes mais antigas tivessem os mesmos coeficientes em todas as transições escolares analisadas (ou seja, as coortes de 1952 e 1953 seriam iguais). Considera-se esta alternativa é plausível uma vez que pode se admitir que as duas coortes mais antigas não tenham passado por um processo de mudança social tão significativo. Cabe mencionar, ainda, que outras estratégias poderiam ser utilizadas, quais sejam: igualar os dois últimos períodos, igualar as duas coortes mais recentes ou os dois períodos mais recentes. Contudo, consideramos que os períodos e coortes mais recentes podem ter diferenças significativas em virtude das políticas educacionais recentemente adotadas no Brasil. Não se cogitou aqui em nenhum momento restringir os parâmetros de idade, pois assumimos que o comportamento da progressão por idade é singular e de interesse substantivo, pois a variação nas probabilidades de progressão por idade numa determinada série reflete o crônico padrão brasileiro de distorção idade-série.

3.5 Resultados

As Figuras 25 e 26 mostram o comportamento das probabilidades de progressão selecionadas em quatro pontos no tempo (1981, 1992, 2001 e 2008): conclusão da 1ª série do Ensino Fundamental (e_0); conclusão da 5ª série do Ensino Fundamental, dado que concluiu a 4ª série (e_4); conclusão da 1ª série do Ensino Médio, dado que concluiu a 8ª série do Ensino Fundamental (e_8) e a probabilidade de conclusão do primeiro ano do Ensino Superior, dado que concluiu a 3ª série do Ensino Médio (e_{11}). Podemos observar que o padrão por idade de e_0 e e_4 é bastante semelhante entre homens e mulheres. Ainda em relação ao padrão das curvas de progressão, pode-se observar que a probabilidade de progressão na idade correta (7 anos para e_0 , 10 anos para e_4 , 15 anos para e_8 e 18 anos para e_{11}) é bastante baixa. Isto indica que poucos conseguem ser promovidos na idade correta. A elevação das probabilidades de progressão nas idades posteriores é condizente com o padrão brasileiro de distorção idade-série. A análise de nível das curvas revela, de uma maneira geral, uma melhoria ao longo do tempo para e_0 e e_4 e no caso das mulheres também em e_8 .

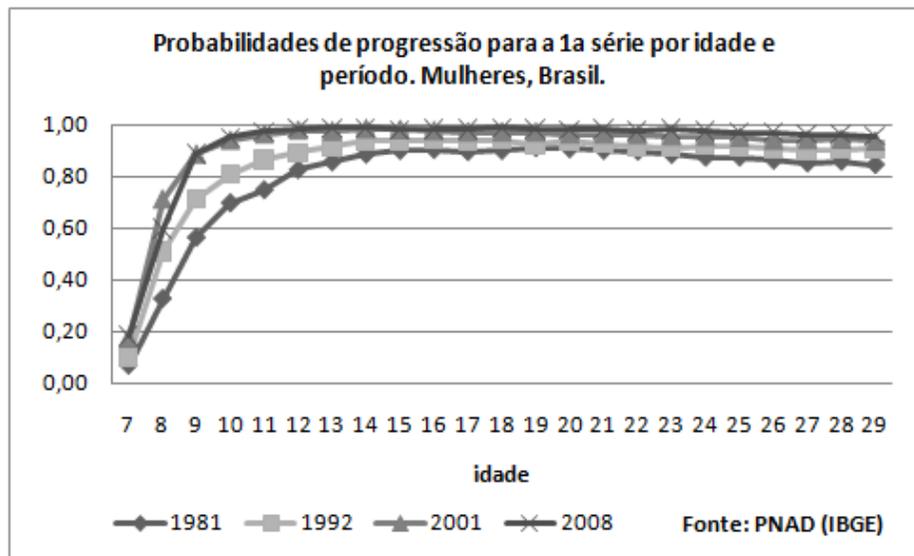
O padrão por idade das probabilidades de progressão dos homens nas duas últimas transições e_8 e e_{11} e das mulheres na probabilidade de progressão para o Ensino Médio (e_8) merece destaque. Podemos observar que estas curvas apresentam bastante oscilações, e que, de uma maneira geral, apontam no sentido de uma piora ao longo do tempo nas probabilidades de progressão. Este fato, contudo, não é surpreendente. Uma vez que as probabilidades de progressão por série são *condicionais* à conclusão da série anterior, o aumento do número de expostos ao

risco nas transições tardias é reflexo das políticas educacionais universalistas adotadas a partir da década de 90, e que atingiram sobretudo os primeiros estágios da carreira escolar. Desta forma, com o passar dos anos, um maior número de indivíduos a cada idade passou a estar em risco de transitar para o Ensino Médio ou Superior. Contudo, uma vez que estes níveis de ensino não se expandiram de tal forma que o Ensino Fundamental, uma redução na probabilidade de progressão por série pode ser esperada. Interessante é o padrão discrepante das probabilidades de progressão para o Ensino Médio dos homens a partir de 1992. De certa forma, estas oscilações poderiam ser explicadas por flutuações no mercado de trabalho, uma vez que os homens enfrentam de forma mais sistêmica este *trade-off* entre trabalho e estudo.

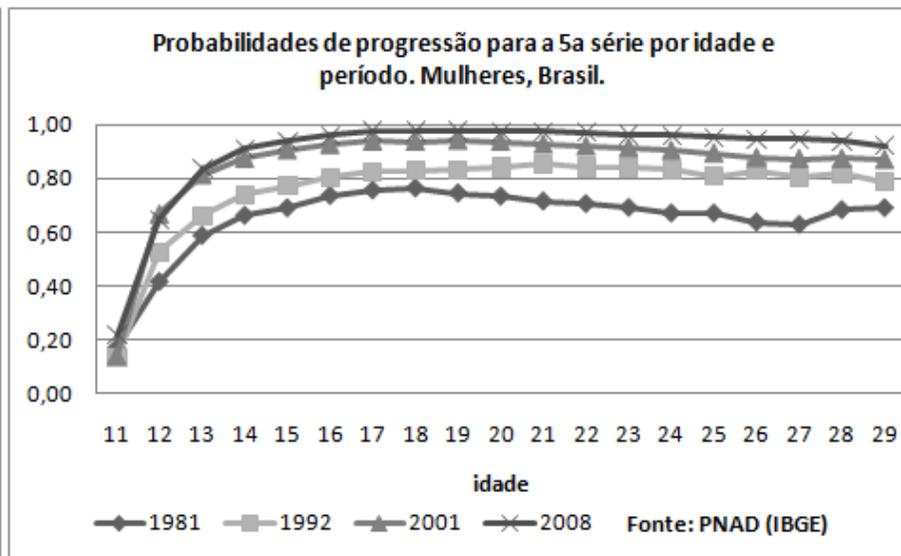
A Figura 27 mostra o comportamento das probabilidades de progressão por série (e_0, e_4, e_8, e_{11}) conforme a coorte de nascimento e o sexo dos indivíduos ao final de sua carreira escolar, ou seja, aos 29 anos. Nosso objetivo é verificar em que medida as coortes se diferenciaram em termos das probabilidades de progressão e, para tanto, seria necessário garantir que a coorte já tivesse encerrado sua carreira escolar. Por conseguinte, conseguimos acompanhar apenas as coortes nascidas entre 1952 e 1978. Apesar de se tratar de informação passada, este diagnóstico pode revelar a importância da coorte de nascimento para a probabilidade de progressão, e, portanto, nos fornecer uma evidência preliminar da importância dos efeitos de coorte para a trajetória educacional. Podemos observar que, para e_0 , a curva apresenta-se praticamente horizontal, com uma ligeira tendência de aumento entre coortes para homens e mulheres. Para e_4 , a curva tende a ser mais ascendente ao longo das coortes para ambos os sexos. Para e_8 , contudo, a tendência entre coortes já não se mostra muito clara para os homens, e mostra muitas flutuações. No caso das mulheres, entretanto, as flutuações são mais suaves e evidencia-se tendência de crescimento de e_8 . As evidências entre coortes para e_{11} revelam também ligeira flutuação entre coortes, porém tende a ser mais estável e em um patamar baixo (próximo a 0,4).

Passamos neste momento para a comparação dos resultados dos modelos idade-período-coorte estimados para as transições e_0, e_4, e_8, e_{11} segundo o estimador intrínseco e os modelos lineares generalizados restritos (com a suposição de que as duas coortes mais antigas fossem iguais) segundo o sexo. Para fins de sistematização das evidências, os resultados de todos os modelos, inclusive erro-padrão e estatísticas de qualidade do ajuste, estão apresentados no apêndice deste artigo (seção 3.A). Vale lembrar que, tal como foi explicitado na seção 3.3, cada par de modelos comparados (EI versus MLGR) segundo transição escolar e sexo possuem as mesmas medidas de qualidade do ajuste (deviance, AIC, BIC e log-verossimilhança), sendo, portanto, a utilização destes critérios na seleção do melhor modelo inviável.

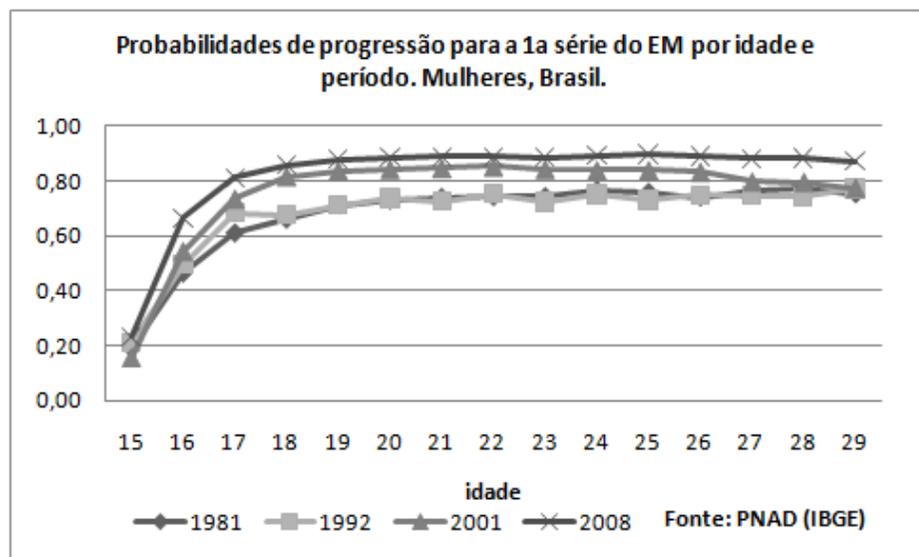
Figura 25: Probabilidade de progressão em séries selecionadas conforme idade e período. Brasil, Mulheres.



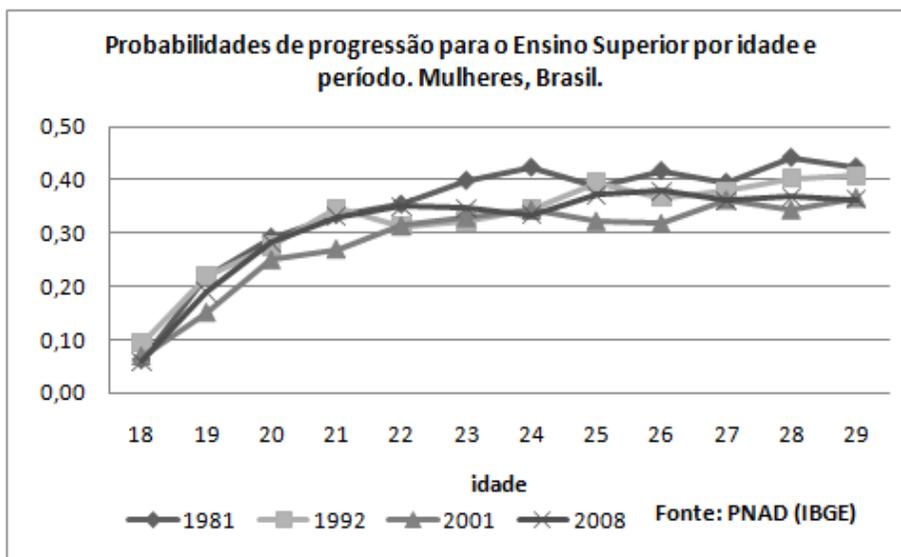
(a) e_0



(b) e_4

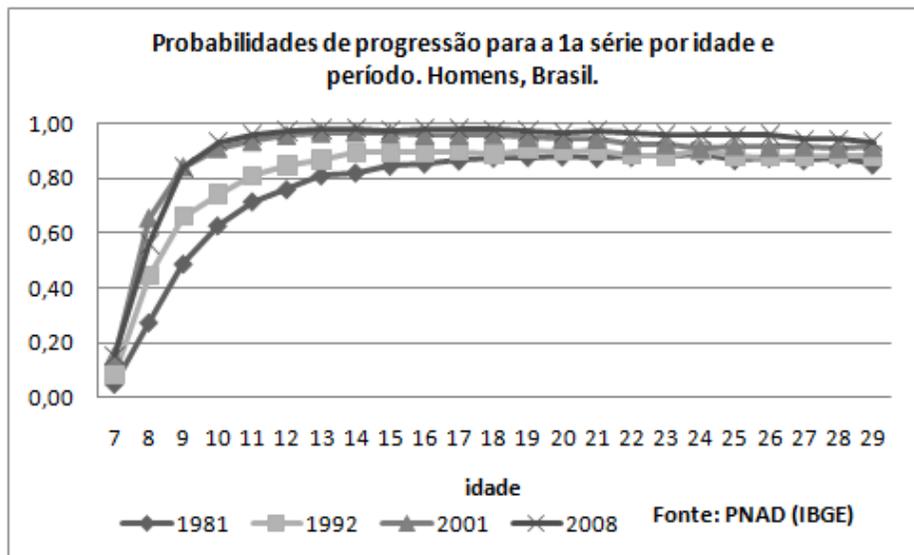


(c) e_8

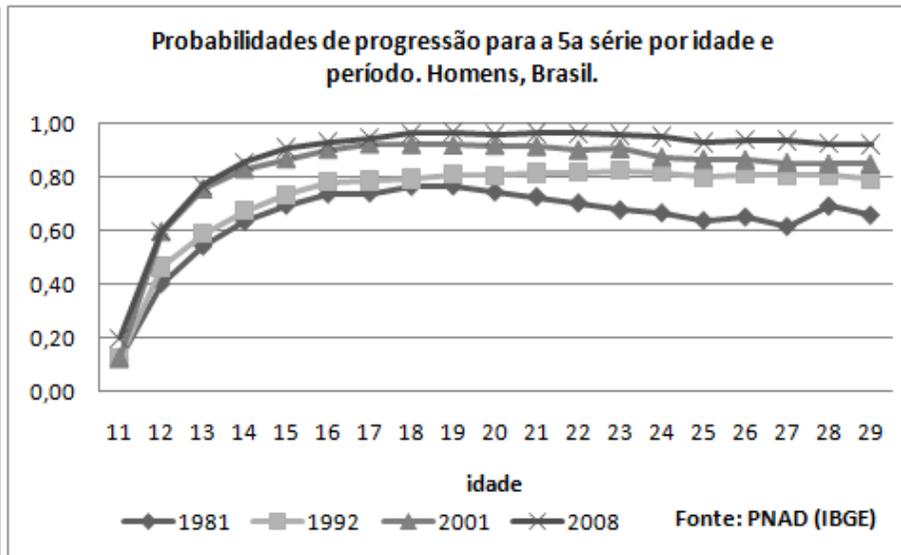


(d) e_{11}

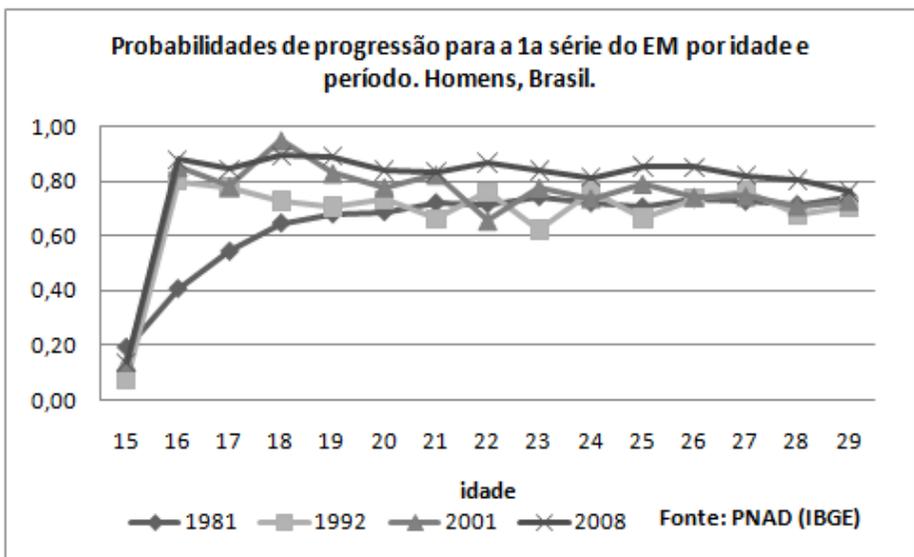
Figura 26: Probabilidade de progressão em séries selecionadas conforme idade e período. Brasil, Homens.



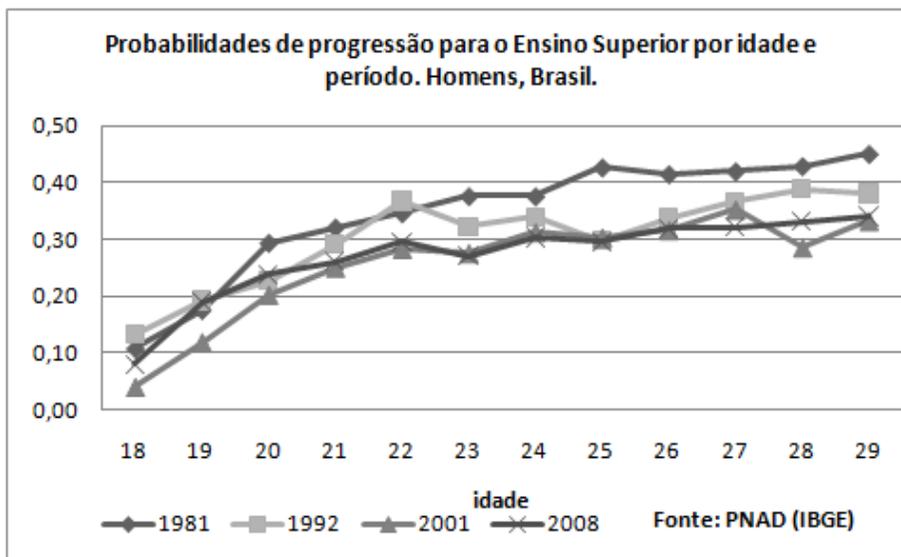
(a) e_0



(b) e_4

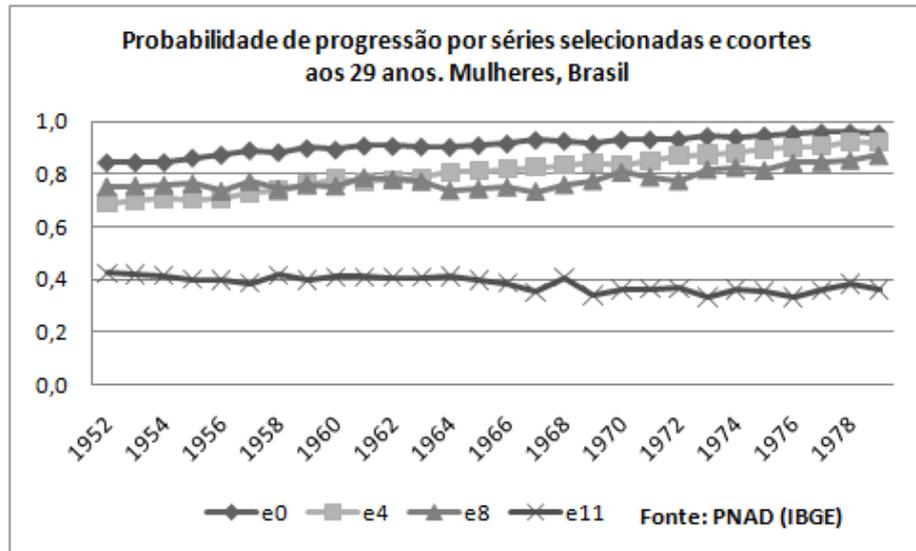


(c) e_8

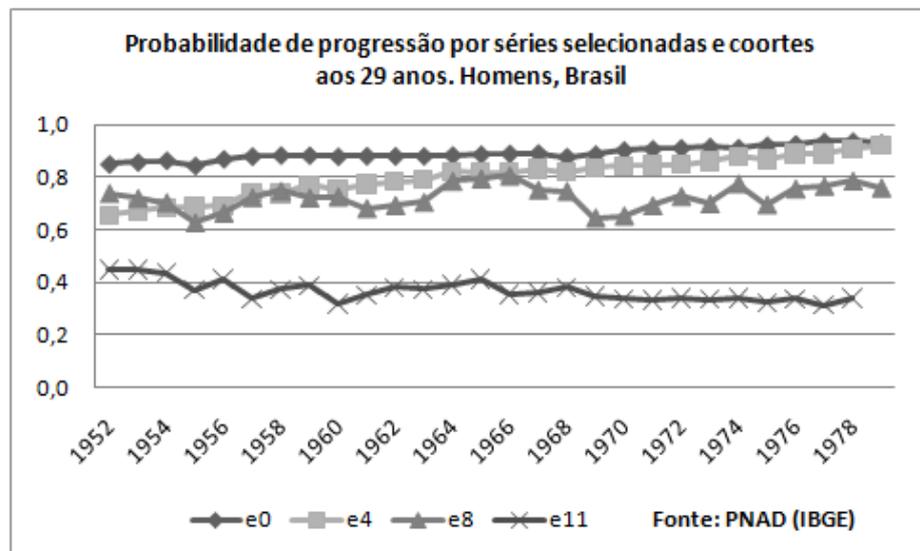


(d) e_{11}

Figura 27: Probabilidade de progressão em séries selecionadas conforme coorte e sexo ao final da carreira escolar. Brasil



(a) Mulheres



(b) Homens

Resumindo as evidências das regressões em relação aos efeitos mais importantes sobre as probabilidades de progressão selecionadas, traçadas a partir da seção 3.A, verificamos que, de uma maneira geral, os efeitos de idade, período e coorte tem a sua significância alterada conforme o método de estimação (EI ou MLGR). No que tange à probabilidades de progressão para a 1ª série do Ensino Fundamental (e_0), há casos em que os efeitos estimados para o período e coorte pelo estimador intrínseco revelam-se significativos a um nível de 5%, porém são não significativos quando estimados pelo MLGR. É importante salientar que esta discordância possui implicações substantivas: se apenas considerássemos o MLGR, diríamos que as variações de período não foram importantes para a variação em e_0 . Todavia, quando dispomos das

estimativas do EI, verificamos que houve um crescimento vertiginoso deste efeito, o que seria condizente com a evolução histórica das políticas educacionais expansionistas no Brasil.

Os coeficientes dos modelos IPC estimados para a probabilidade de progressão para a 5ª série do ensino fundamental também mostram a divergência na significância dos parâmetros entre os dois métodos, tanto para homens quanto para as mulheres. No MLGR, todos os efeitos de período e coorte não são significativos a um nível de 5%, enquanto que o EI revela que uma boa parte dos parâmetros de período e coorte são significativos. Os efeitos de período obtidos pelo estimador intrínseco apontam para uma elevação em e_4 . Já os efeitos de coorte possuem comportamento parabólico para as coortes nascidas entre 1962 e 1992, com um pico para aquelas coortes nascidas na década de 80.

No que diz respeito à probabilidade de progressão para o Ensino Médio (e_8), praticamente todos os efeitos mostram-se não significativos a um nível de 5% quando o estimador adotado é o do MLGR, para ambos os sexos. O estimador intrínseco, por sua vez, revela que alguns efeitos de período e coorte são significativos: os efeitos de período apontam de maneira geral para uma elevação em e_8 , e os efeitos de coorte apresentam grande flutuação, em especial no caso dos homens.

O padrão de discordância na significância dos coeficientes se repete quando a transição analisada é a probabilidade de conclusão do primeiro ano do Ensino Superior (e_{11}). No arcabouço dos MLGR, somente os efeitos referentes às primeiras idades são significativos a um nível de 5%, sendo todos os demais insignificantes tanto para os homens quanto para as mulheres. Todavia, as estimativas com base no estimador intrínseco revelam que todos os efeitos de idade são positivos e crescentes; os efeitos de período, quando significativos, apontam para a redução na probabilidade de progressão ao longo do tempo; e, finalmente, os efeitos de coorte tendem a apresentar bastante flutuações, quando são significativos.

Realizamos também uma análise dos coeficientes estimados pelos modelos EI e MLGR em cada uma das transições escolares e conforme o sexo. Com este exercício buscamos verificar em que medida as estimativas dos parâmetros derivada de cada método são discrepantes. Antes contudo, de prosseguirmos com a análise dos gráficos, cabe mencionar que, na estimação do modelo, o EI utiliza a restrição de que a soma dos coeficientes de idade, período e coorte seja igual a zero. Por sua vez, o MLGR utiliza a restrição de omitir uma categoria de referência, no caso a primeira categoria de idade, período e coorte. Diante disso, para manter a comparabilidade entre os coeficientes dos dois modelos, os parâmetros do modelo MLGR foram centralizados em torno da média dos coeficientes de idade, período e coorte. Este procedimento é conhecido como *effect coding* e, a partir dele, o intercepto é igual à média global e o intercepto

para cada variável expressa a diferença entre o grupo e a média global (HOSMER; LEMESHOW, 2000).

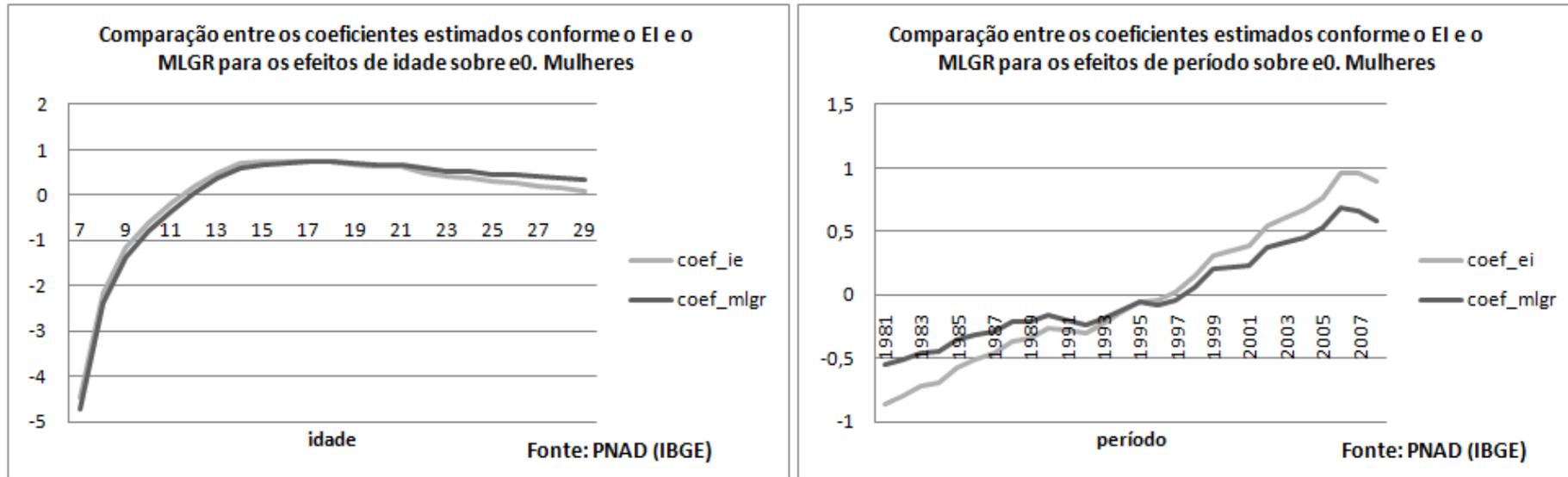
Vamos analisar, em primeiro lugar, a comparação entre os coeficientes estimados para a probabilidade de progressão para a 1ª série (e_0). Para as mulheres, os efeitos de idade são parecidos nas duas modelagens, contudo, os efeitos de período e coorte tendem a ser mais discrepantes, embora as figuras mostrem que o comportamento dos coeficientes ao longo dos períodos e coortes tende a ser semelhante. Para os homens, contudo, além da divergência entre os modelos entre os efeitos de idade e coorte, os efeitos de idade também são distintos entre os métodos (Figuras 28 e 29).

Comparando-se os coeficientes estimados para a probabilidade de progressão para a 5ª série (e_4), podemos verificar que, no caso das mulheres, os efeitos de idade apresentam ligeira diferença entre os métodos, enquanto os efeitos de período e coorte tendem a apresentar magnitudes bastante distintas. Este padrão se repete para os homens, e, da mesma forma que foi visto para e_0 , os efeitos de idade se diferem mais do que o observado para as mulheres (Figuras 30 e 31).

Nossos resultados apontam, ainda, que a diferença entre os coeficientes estimados pelos dois métodos pode, em certos casos, levar a diferentes interpretações a respeito dos efeitos. Por exemplo, os efeitos de coorte sobre a probabilidade de progressão para o Ensino Médio, dado que concluiu a oitava série do Ensino Fundamental (e_8) para as mulheres mostra que, entre 1974 e 1988, estes efeitos eram positivos segundo o EI e negativos segundo o MLGR (Figura 32). No caso dos homens, a Figura 33 mostra que os efeitos de período possuem um comportamento inverso conforme o método IPC escolhido. Esta evidência é importante, e corrobora os estudos que revelam o quanto a escolha do método IPC pode influenciar nos resultados e nas interpretações.

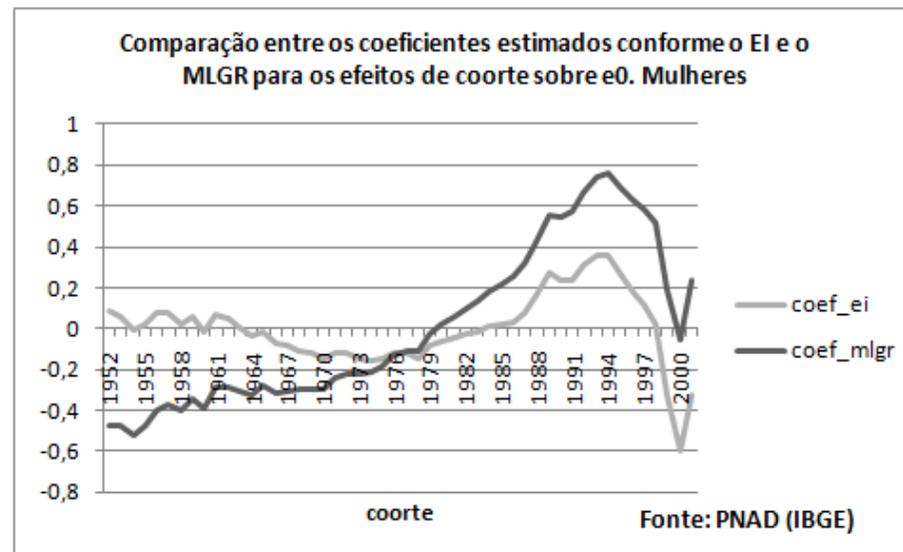
Em relação à probabilidade de progressão para o Ensino Superior, dado que concluiu a terceira série do Ensino Médio (e_{11}), as estimativas EI e MLGR tendem a ser mais semelhantes em termos do comportamento ao longo das idades, períodos e coortes no caso das mulheres (Figura 34). Todavia, no caso dos homens mais uma vez os efeitos de período são opostos entre os dois métodos, e as estimativas apresentam ligeira divergência em relação ao padrão observado para as mulheres (Figura 35).

Figura 28: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_0 Brasil, Mulheres



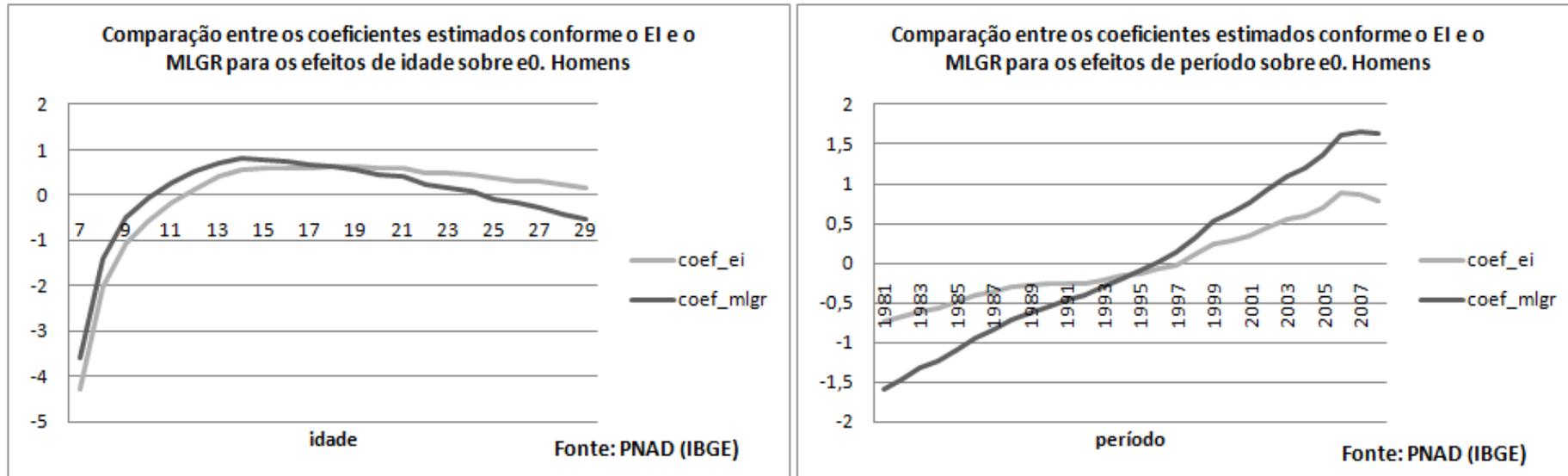
(a) Idade

(b) Período



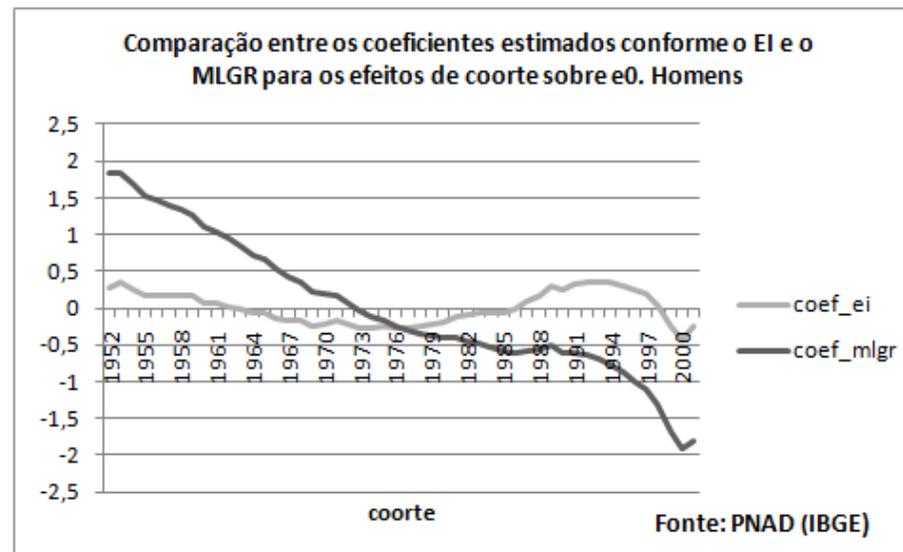
(c) Coorte

Figura 29: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_0 Brasil, Homens



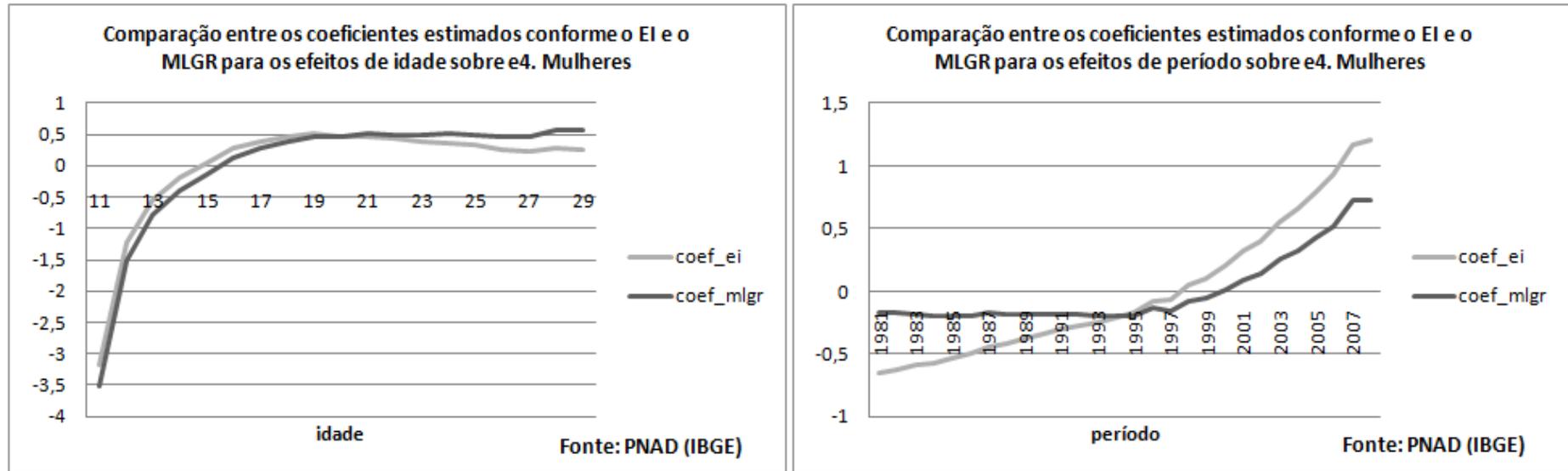
(a) Idade

(b) Período



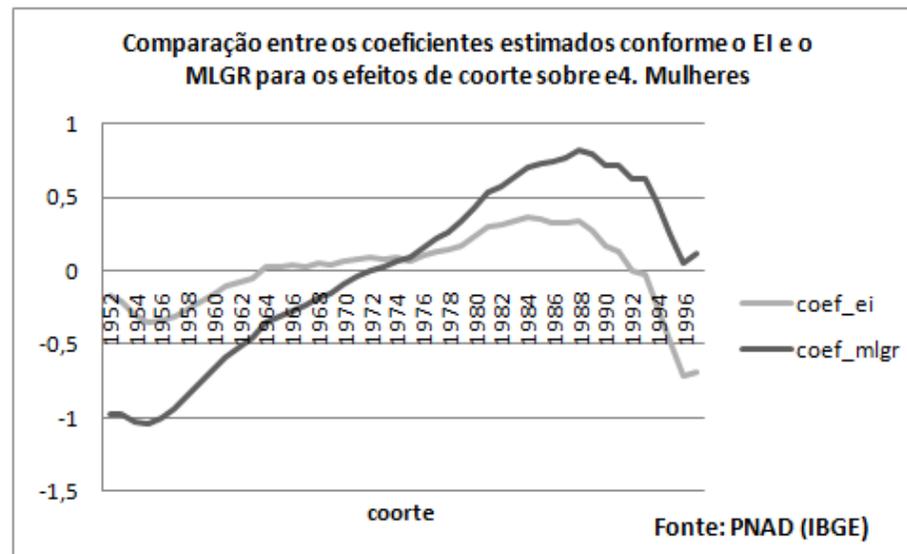
(c) Coorte

Figura 30: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_4 Brasil, Mulheres



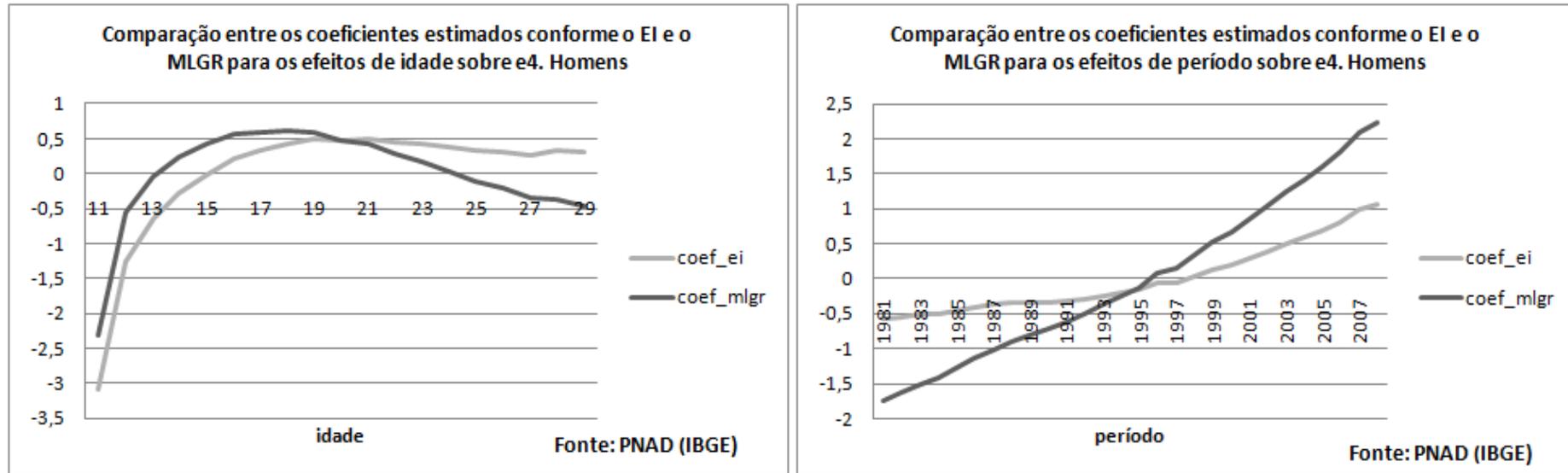
(a) Idade

(b) Período



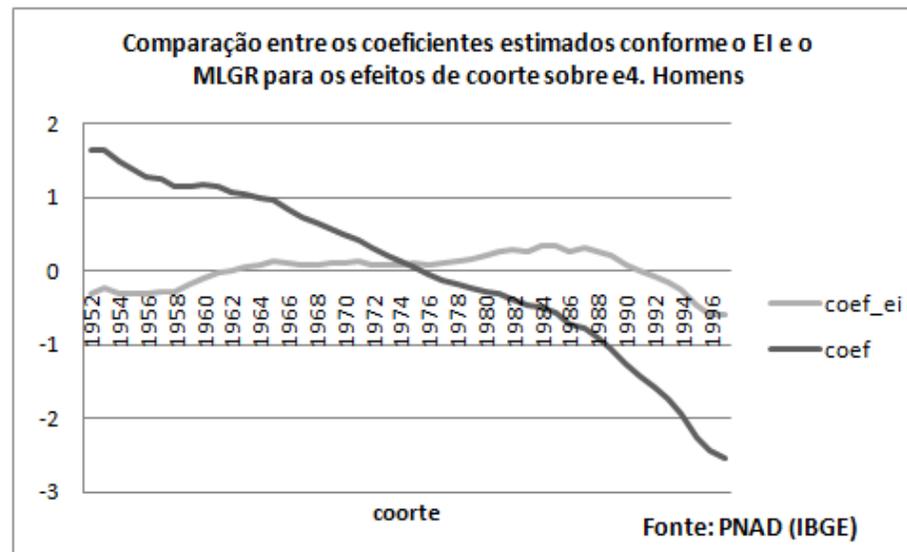
(c) Coorte

Figura 31: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_4 Brasil, Homens



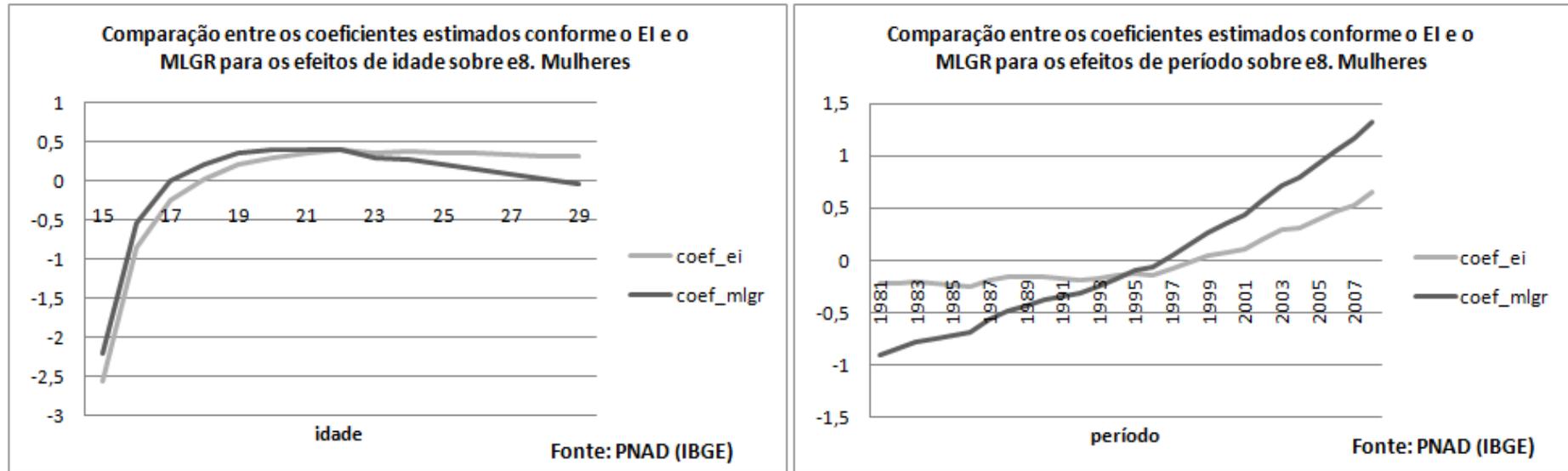
(a) Idade

(b) Período



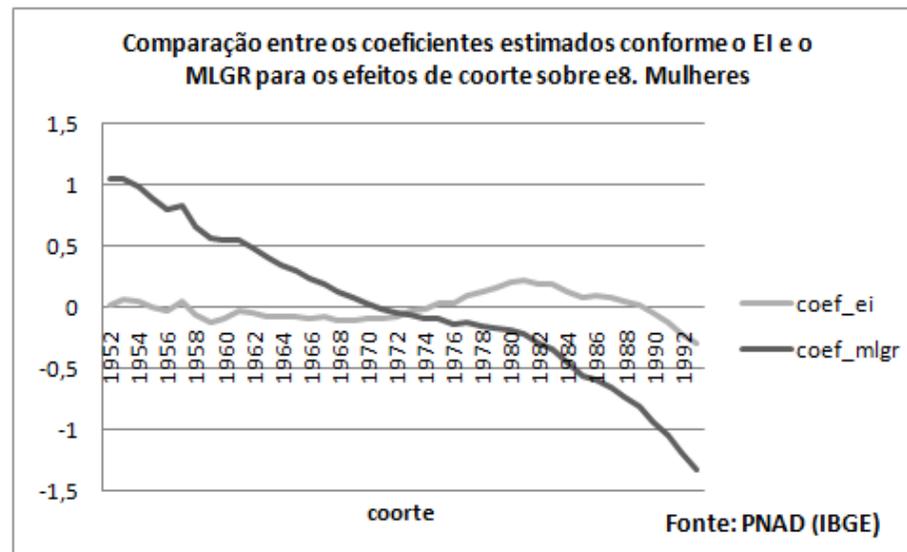
(c) Coorte

Figura 32: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_8 Brasil, Mulheres



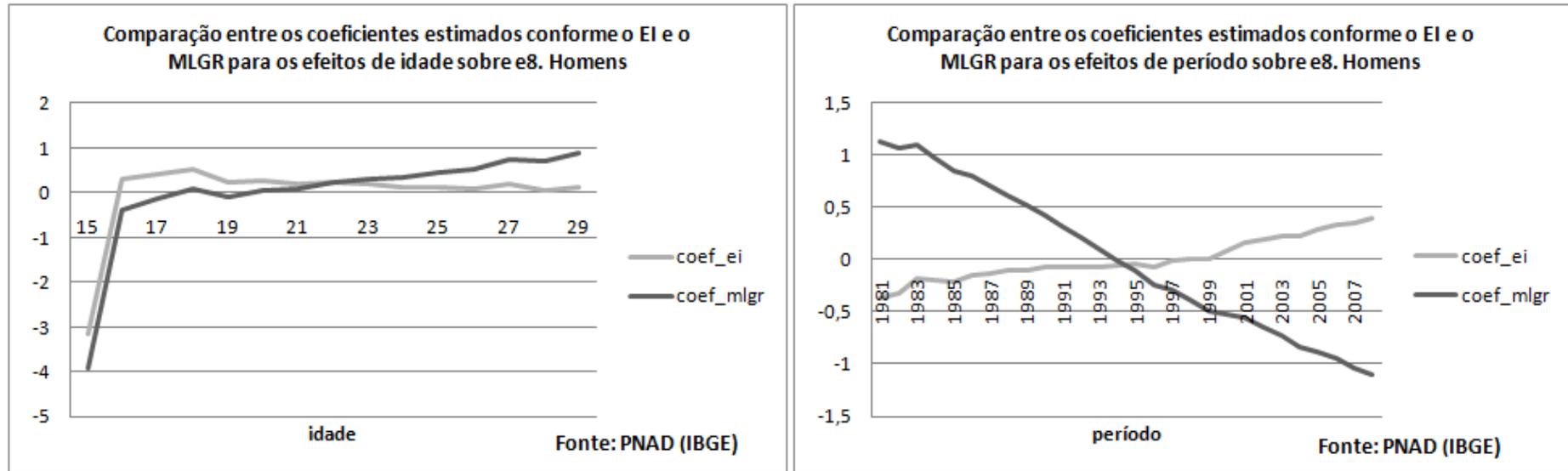
(a) Idade

(b) Período



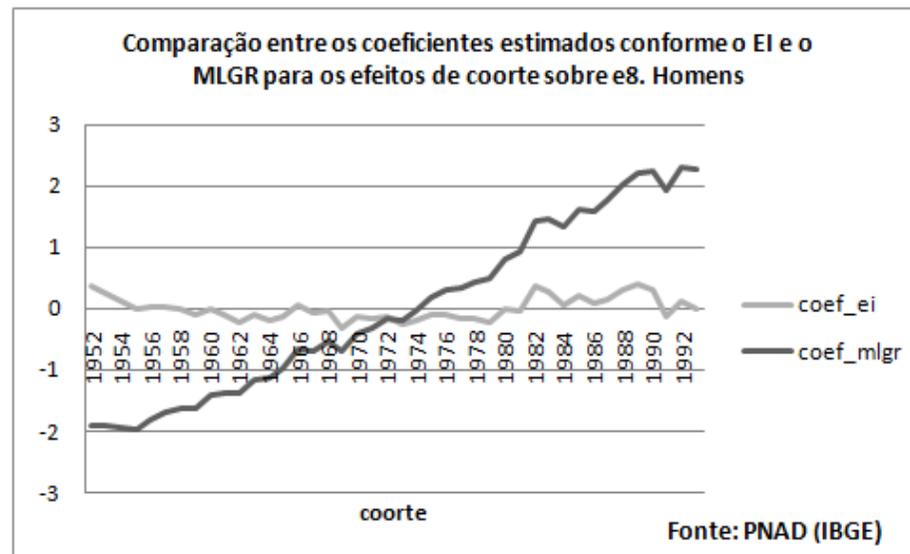
(c) Coorte

Figura 33: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_8 Brasil, Homens



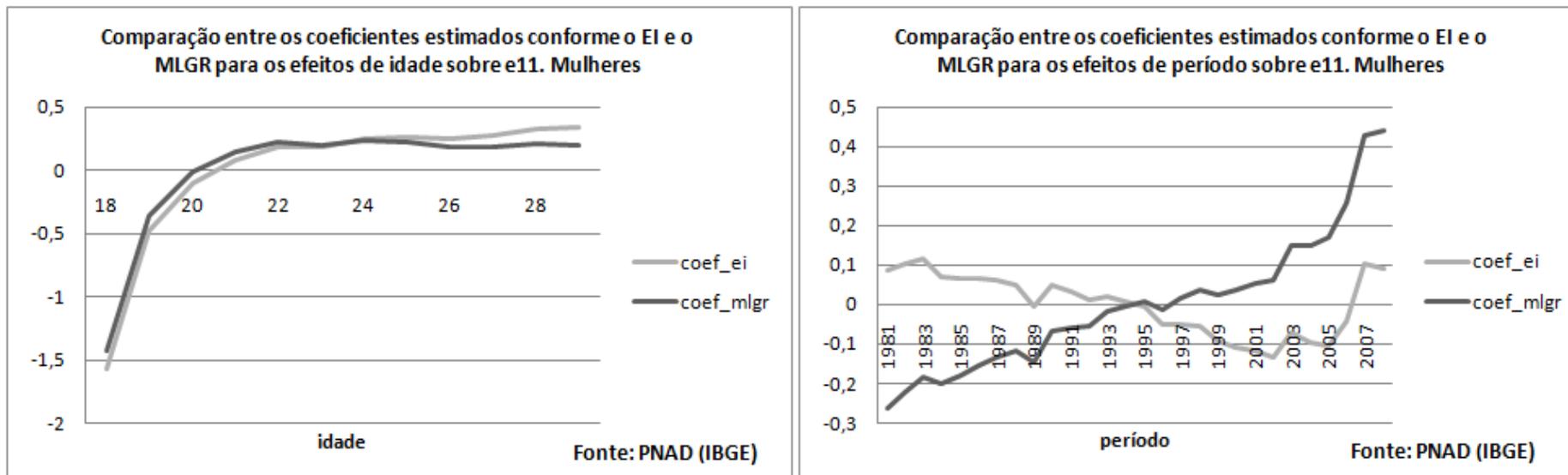
(a) Idade

(b) Período



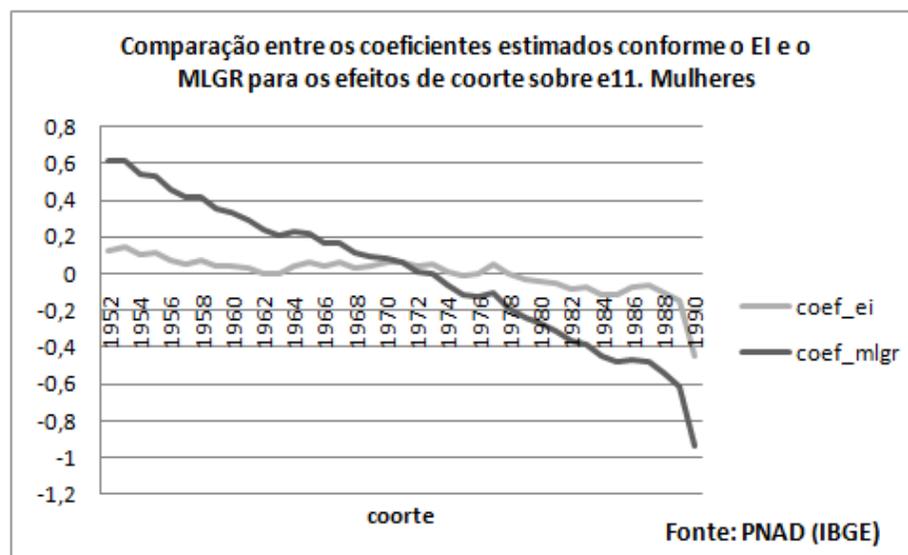
(c) Coorte

Figura 34: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_{11} Brasil, Mulheres



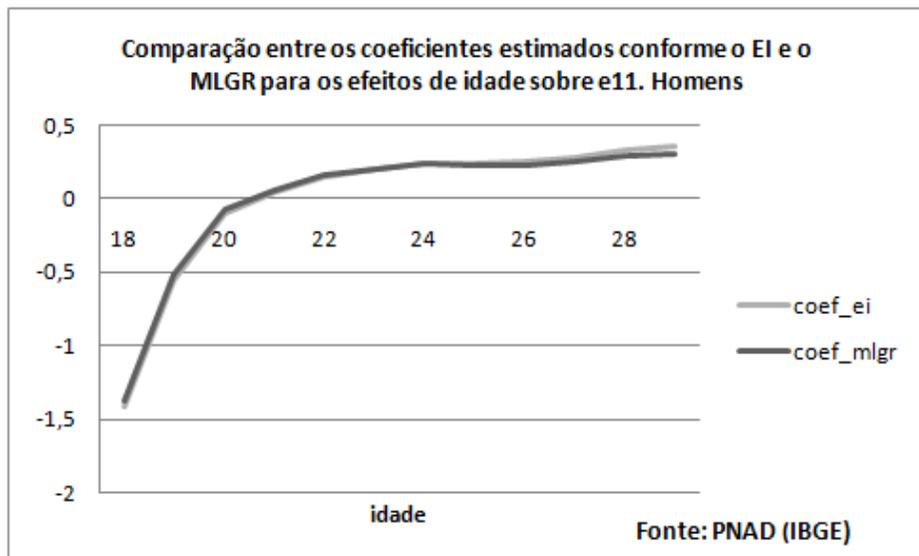
(a) Idade

(b) Período

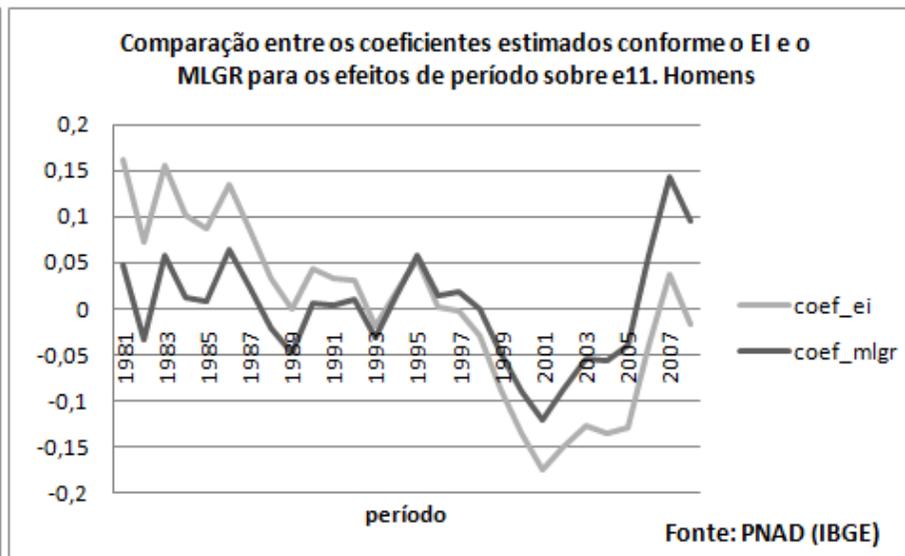


(c) Coorte

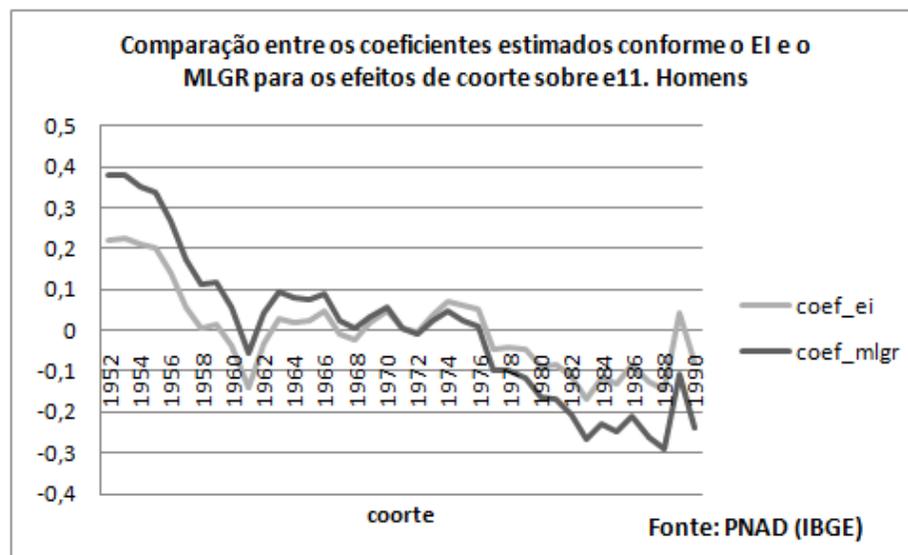
Figura 35: Comparação entre os coeficientes estimados para os efeitos de idade, período e coorte para e_{11} Brasil, Homens



(a) Idade



(b) Período



(c) Coorte

Outra comparação importante entre as metodologias EI e MLGR diz respeito aos valores preditos pelos dois modelos das probabilidades de progressão por série por idade. Procedemos com esta análise em quatro pontos no tempo: 1981, 1992, 2001 e 2008. Nosso objetivo foi verificar em que medida os dois estimadores divergem em relação ao valor verdadeiro da probabilidade de progressão por série selecionada, e em que medida esta divergência sofre influência do período analisado. Cumpre ressaltar que, embora os modelos apresentem as mesmas medida de qualidade do ajuste, não necessariamente os modelos devem prever os mesmos valores da PPS. Considerando-se a definição da *deviance*, $dev = \sum (PPSpredita_{ij} - PPSobservada_{ij})^2$, pode ser que o resultado da soma dos quadrados das diferenças entre os valores preditos por cada um dos modelos seja a mesma, enquanto os valores preditos se diferem. Neste caso, haverá uma compensação dentro da fórmula que resultará na mesma *deviance*.

No caso de e_0 , observa-se que tanto para homens e mulheres os dois métodos, EI e MLGR, convergem para os valores verdadeiros das PPSs, e este resultado é robusto nos quatro períodos analisados (Figuras 36 e 37). Para e_4 , também os dois métodos convergem para o valor verdadeiro da PPS para ambos os sexos, a exceção em 1981, quando as PPSs preditas pelo MLGR estão sobreestimadas (Figuras 38 e 39).

Interessante é a análise dos resultados dos valores preditos para a probabilidade de progressão para o Ensino Médio, e_8 , especialmente devido a um padrão divergente na magnitude dos estimadores segundo o sexo. No caso dos homens, o estimador MLGR e o EI mostraram-se muito divergente dos valores verdadeiros em alguns casos, especialmente em 1981 (Figura 40). Já para as mulheres, os dois estimadores tendem a convergir para os valores verdadeiros em todos os períodos (Figura 41).

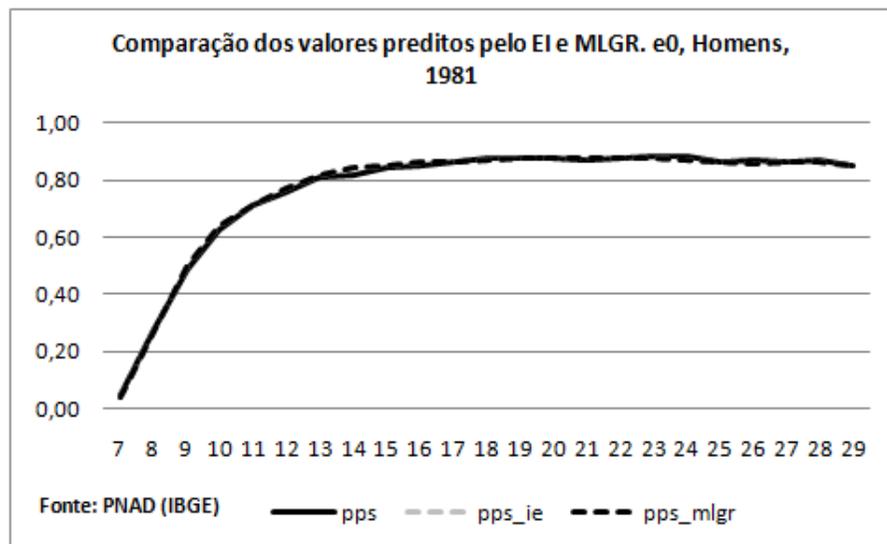
Por fim, contrastamos as probabilidades observadas de progressão para o Ensino Superior (e_{11}) por idade com aquelas estimadas pelo EI e por MLGR. Fica clara a mudança na escala dos gráficos, uma vez que esta probabilidade de progressão assume valores bastante baixos em relação às demais. Verificamos que ambos os métodos divergem ligeiramente em relação aos valores verdadeiros, para ambos os sexos, e tendem a assumir valores preditos semelhantes. Na realidade, as estimativas dos modelos tendem a suavizar a tendência por idade nestas probabilidades de progressão (Figuras 43 e 42).

Agora passamos à análise da eficiência dos dois métodos. Vimos na seção 3.3 que se demonstrou matematicamente que o EI possui menor variância do que qualquer estimador MLGR, i.e., qualquer estimador MLGR obtido por quaisquer restrições de identificação. Para investigar esta assertiva no estudo das probabilidades de progressão por série, construímos gráficos que mostram o comportamento dos coeficientes estimados por EI e pelo MLGR com seus respecti-

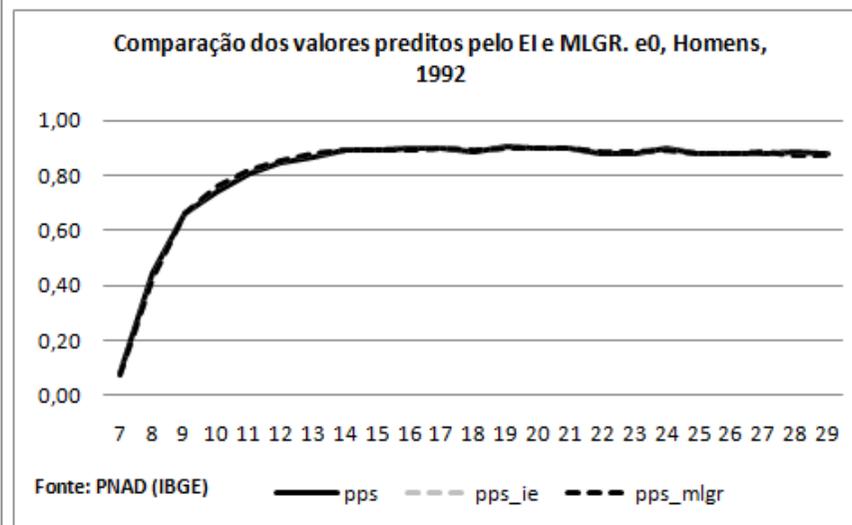
vos intervalos de confiança a um nível de 95%.

É possível deprender que, de fato, o estimador intrínseco é mais eficiente - i.e, possui menor variância - do que o MLGR, tanto para os efeitos de idade, período e coorte, para ambos os sexos e em todas as transições selecionadas. Quando analisamos os gráficos para os efeitos de idade, verificamos que o estimador intrínseco possui uma excelente eficiência em relação ao MLGR (Figuras 44, 45, 46, 47). A variância do EI, contudo, aumenta quando os coeficientes para período ou coorte não são significativos, mas ainda assim este estimador possui de fato uma menor variância (Figuras 48, 49, 50, 51, 52, 53, 54, 55). Este resultado é muito importante e desejável para projeções educacionais baseadas na PPS, de forma que uma extrapolação do erro-padrão das estimativas baseadas no estimador intrínseco tenderá a ser bastante eficiente.

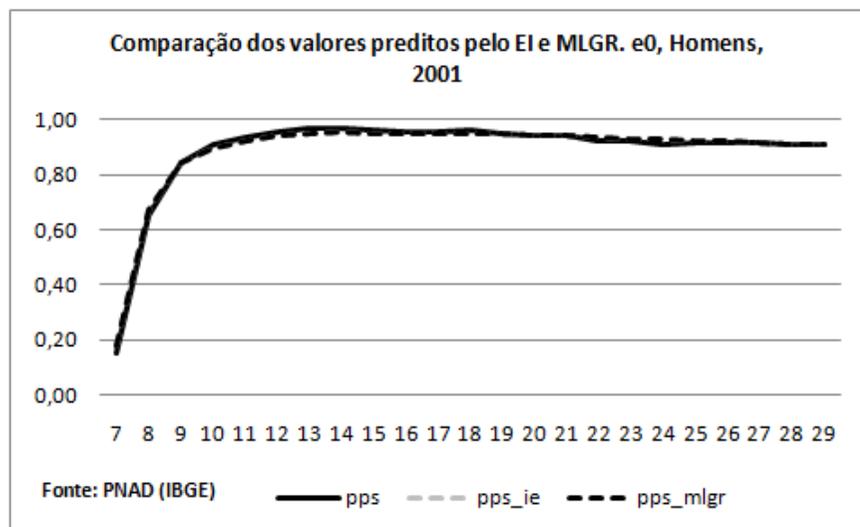
Figura 36: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a primeira série, e_0 , Homens



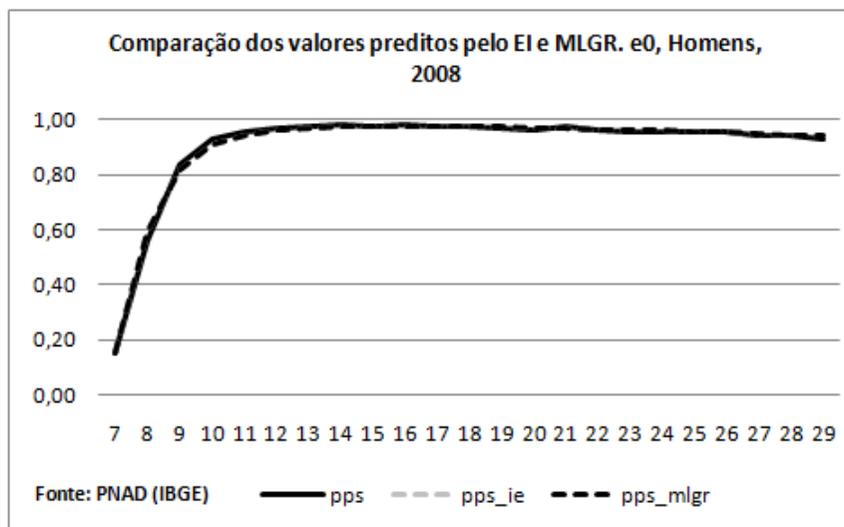
(a) 1981



(b) 1992

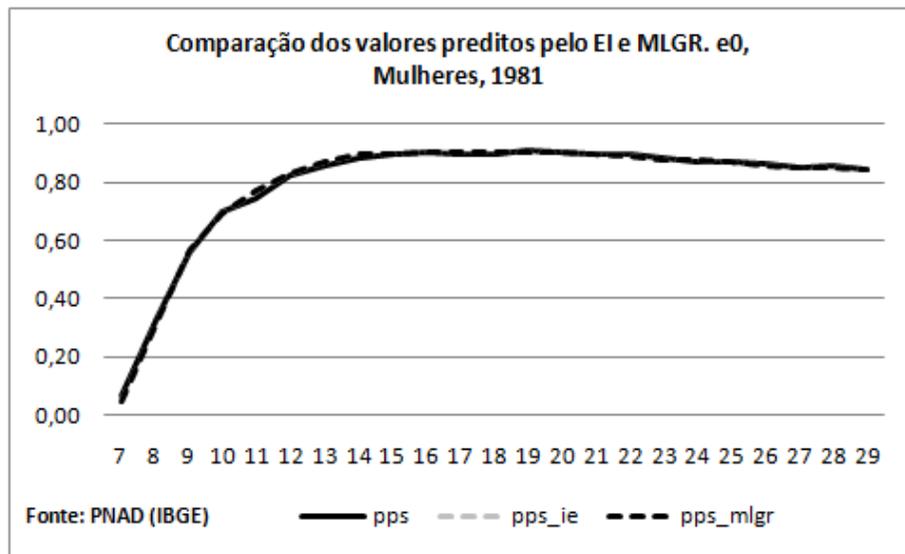


(c) 2001

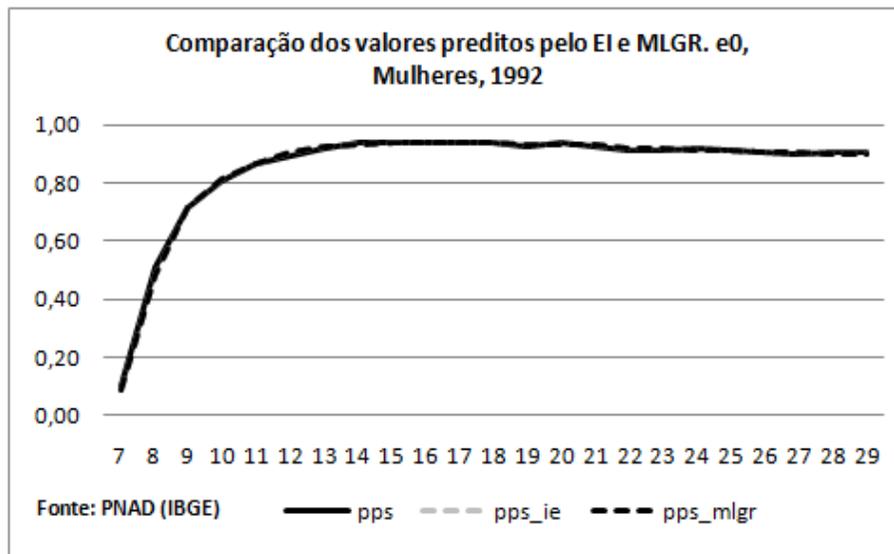


(d) 2008

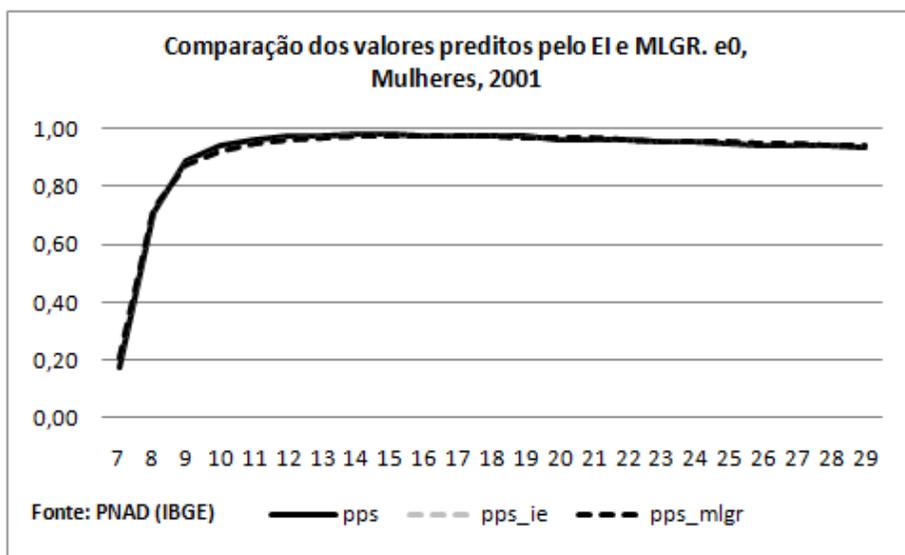
Figura 37: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a primeira série, e_0 , Mulheres



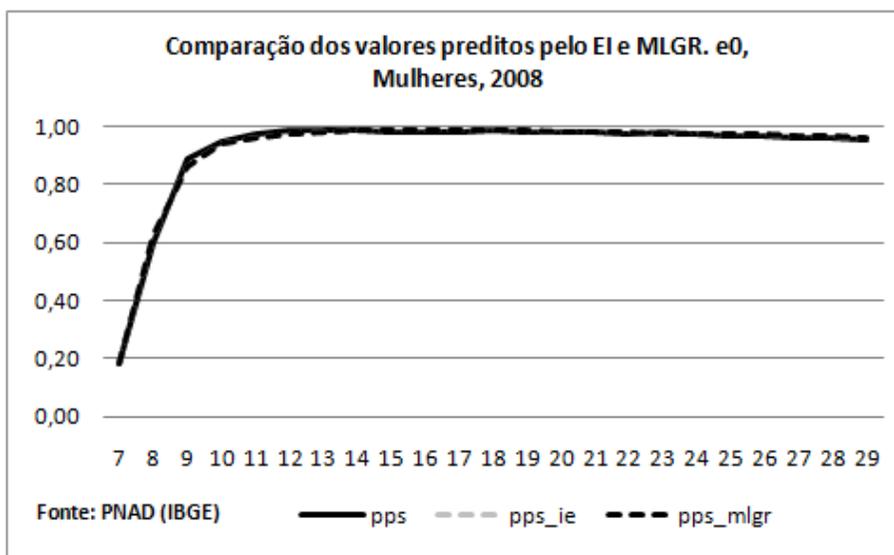
(a) 1981



(b) 1992

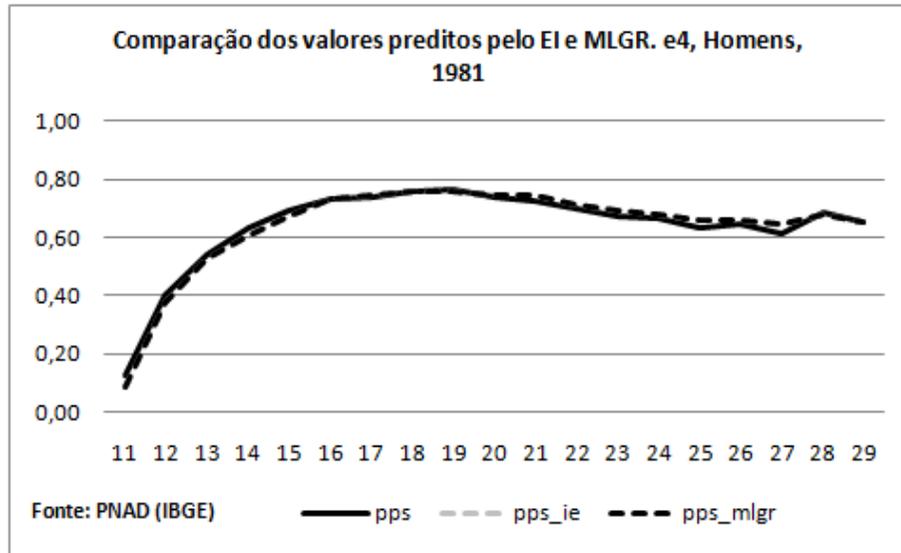


(c) 2001

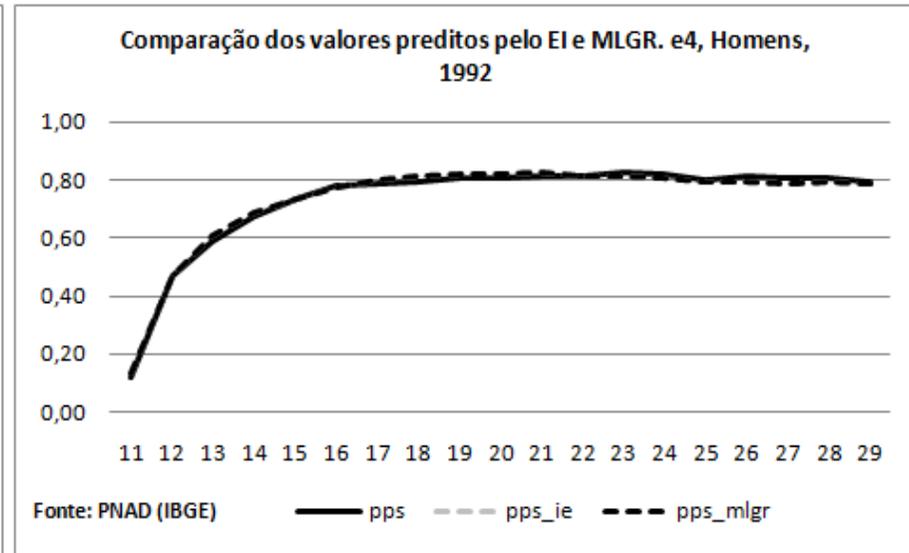


(d) 2008

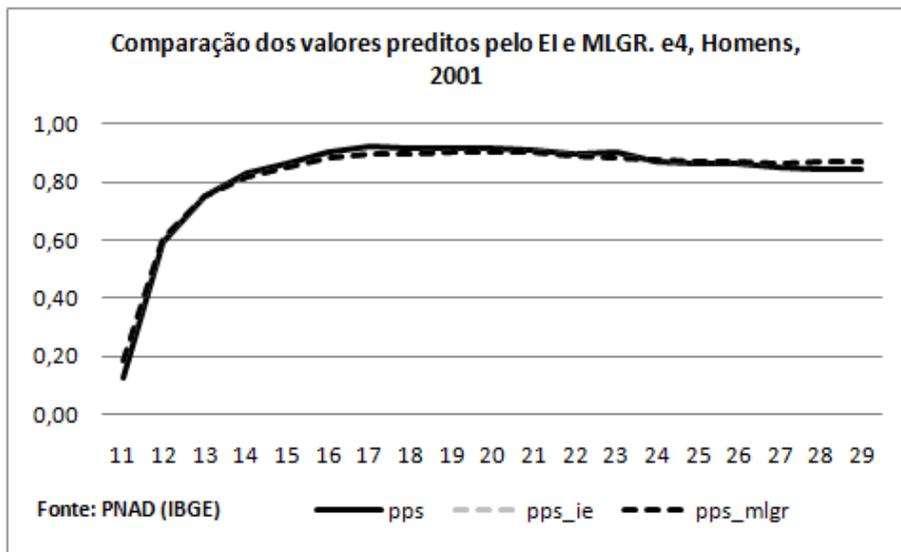
Figura 38: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a quinta série, e_4 , Homens



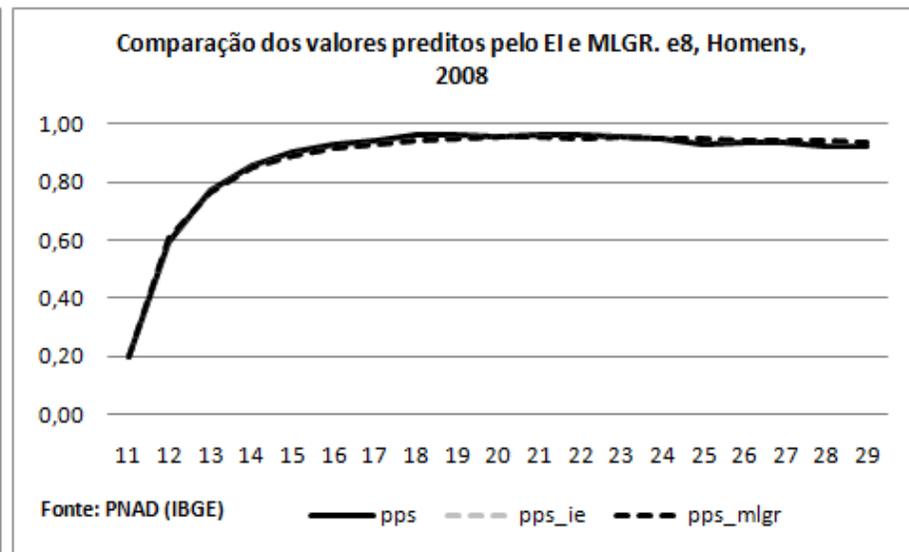
(a) 1981



(b) 1992

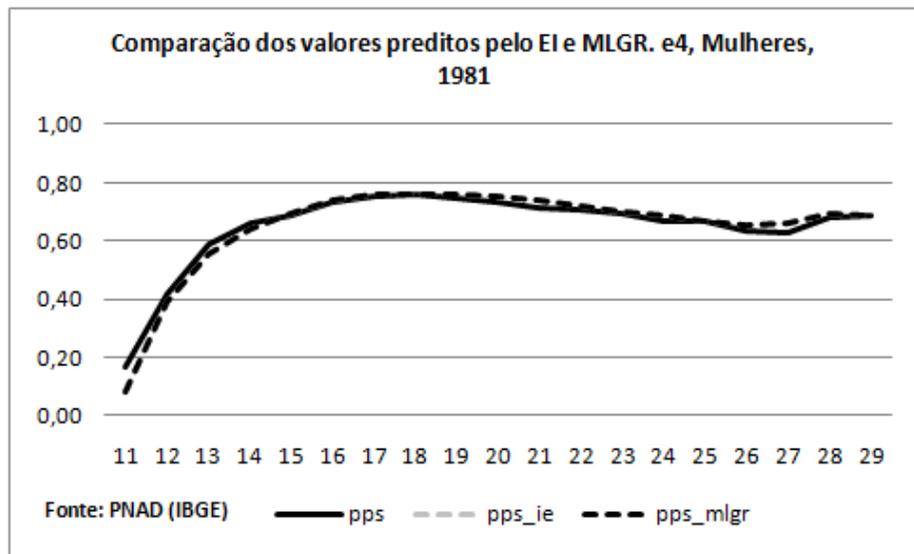


(c) 2001

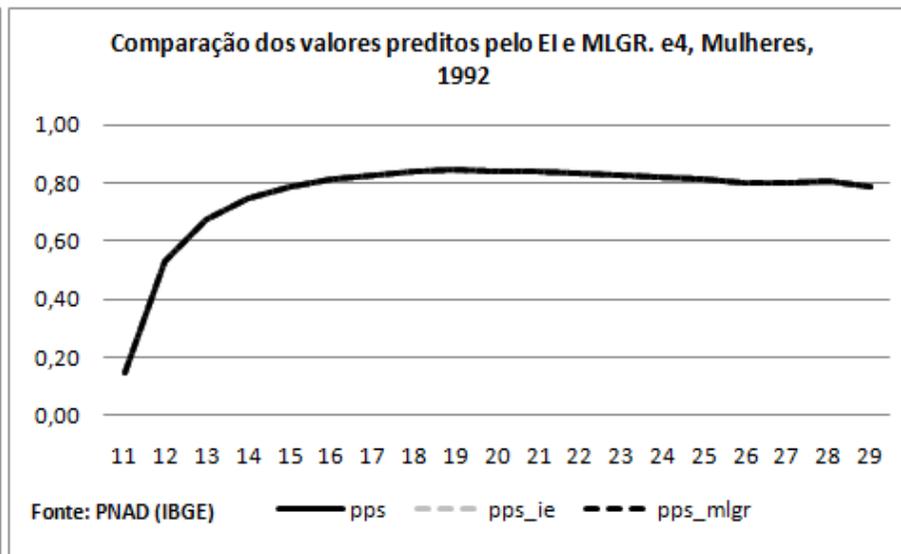


(d) 2008

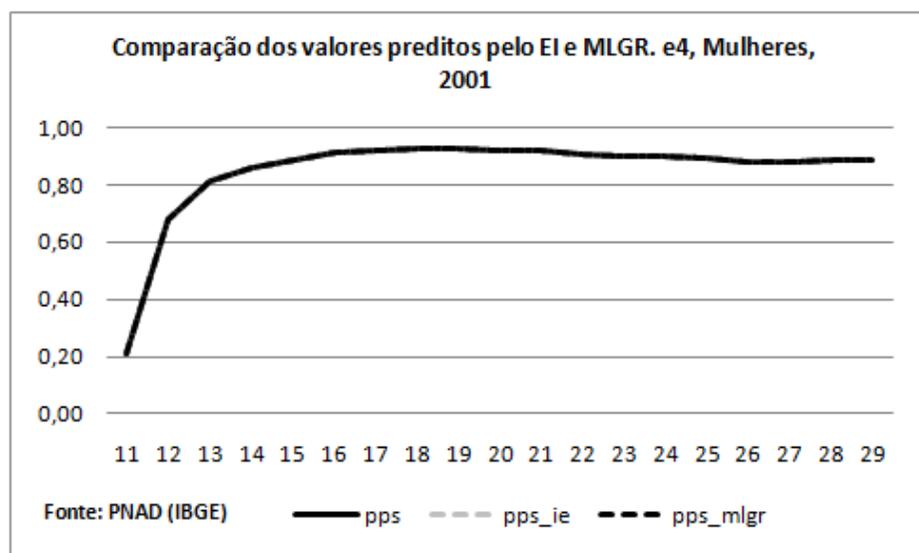
Figura 39: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a quinta série, e_4 , Mulheres



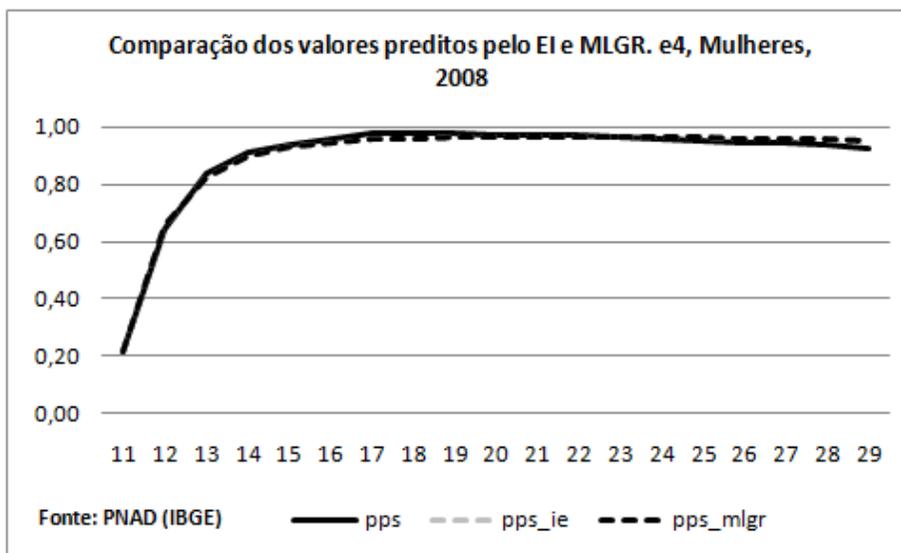
(a) 1981



(b) 1992

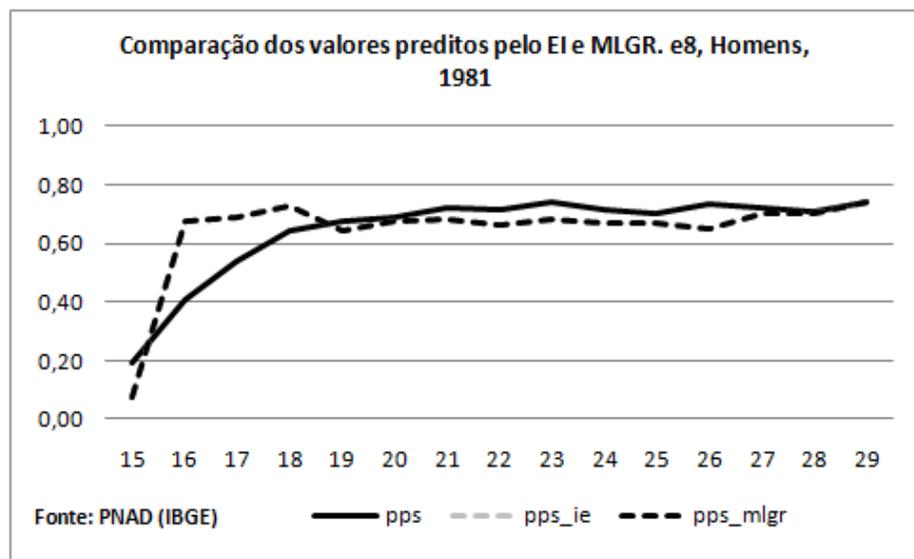


(c) 2001

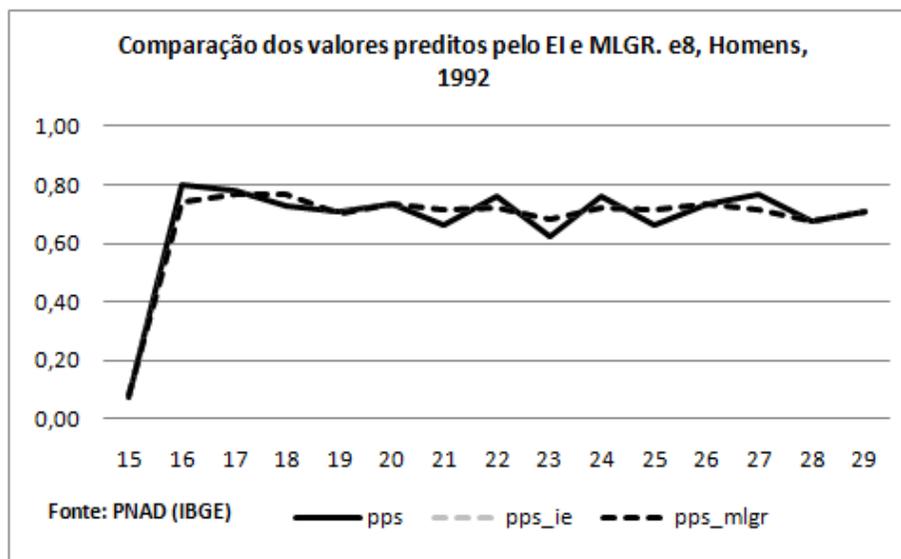


(d) 2008

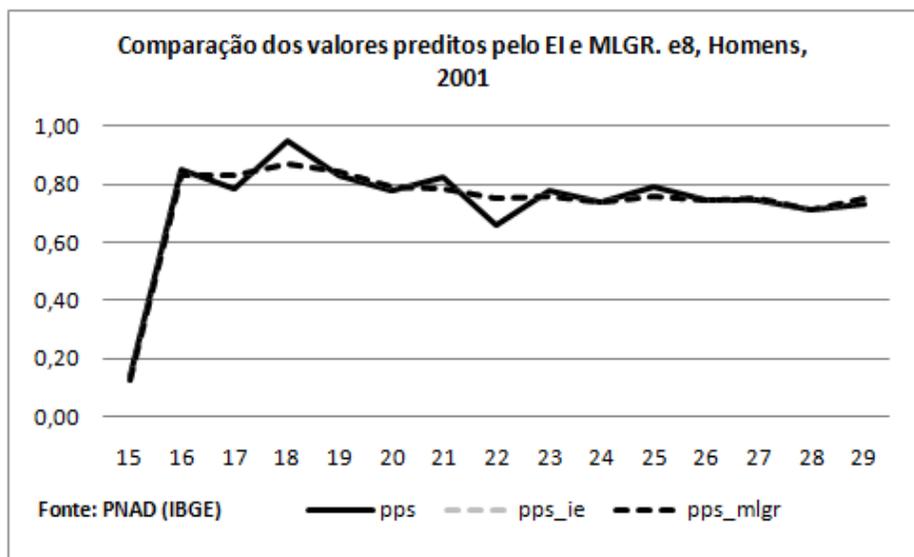
Figura 40: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio, e_8 , Homens



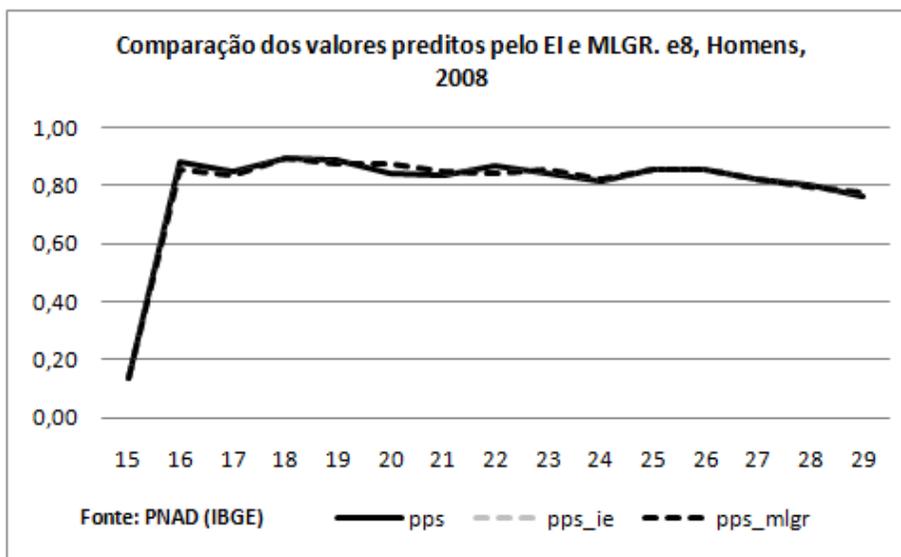
(a) 1981



(b) 1992

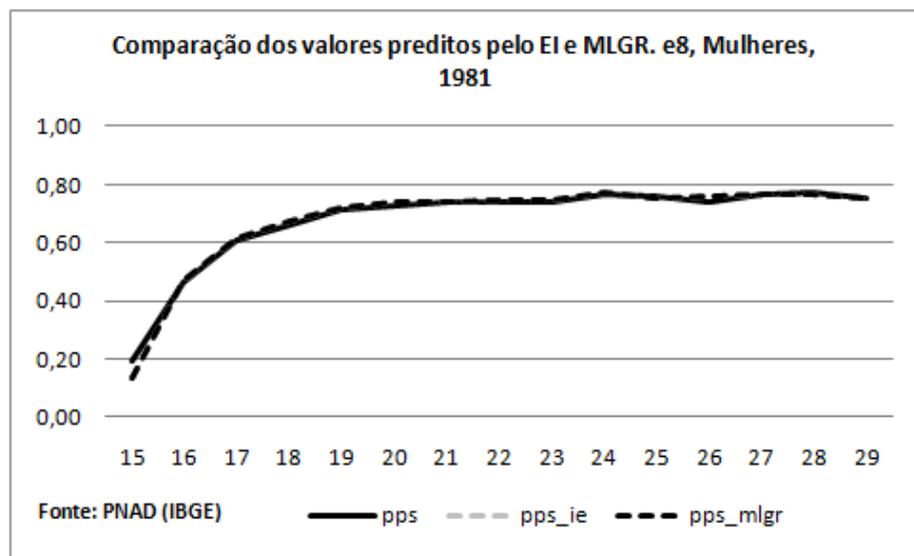


(c) 2001

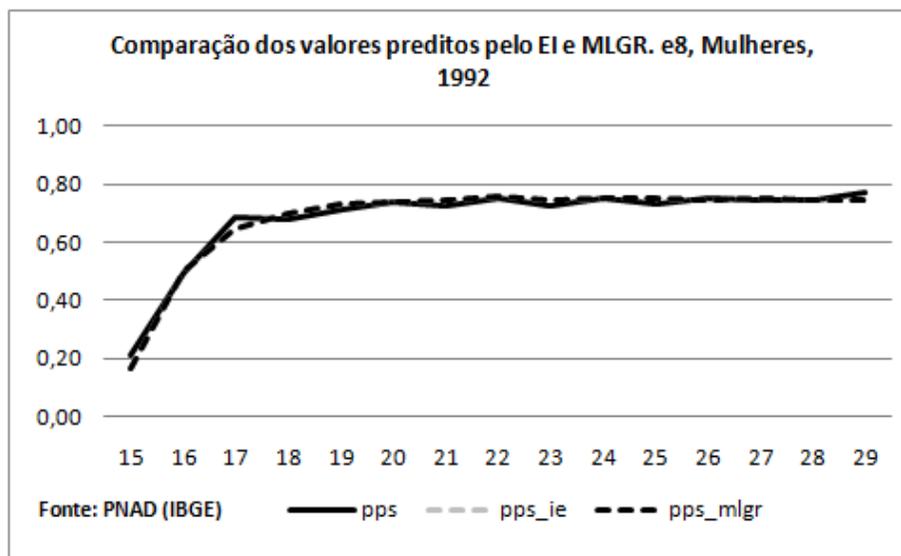


(d) 2008

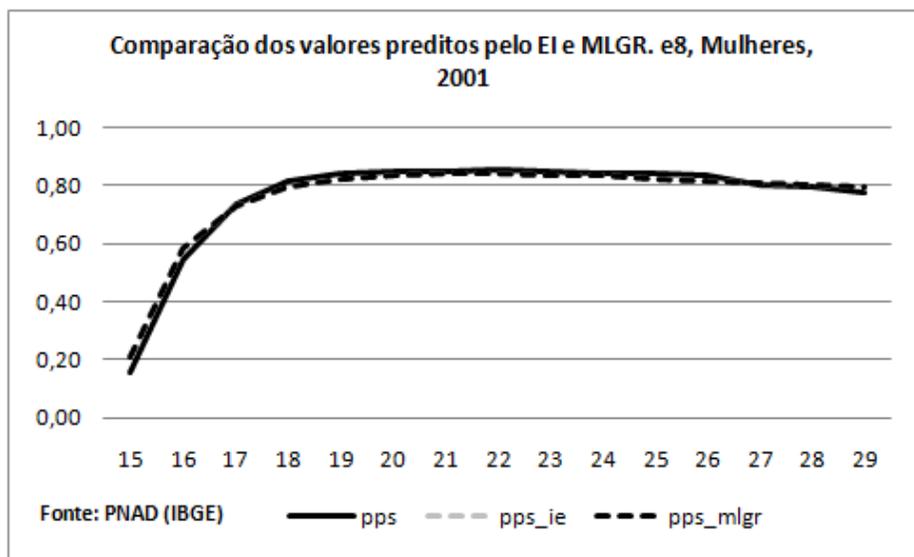
Figura 41: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio, e_8 , Mulheres



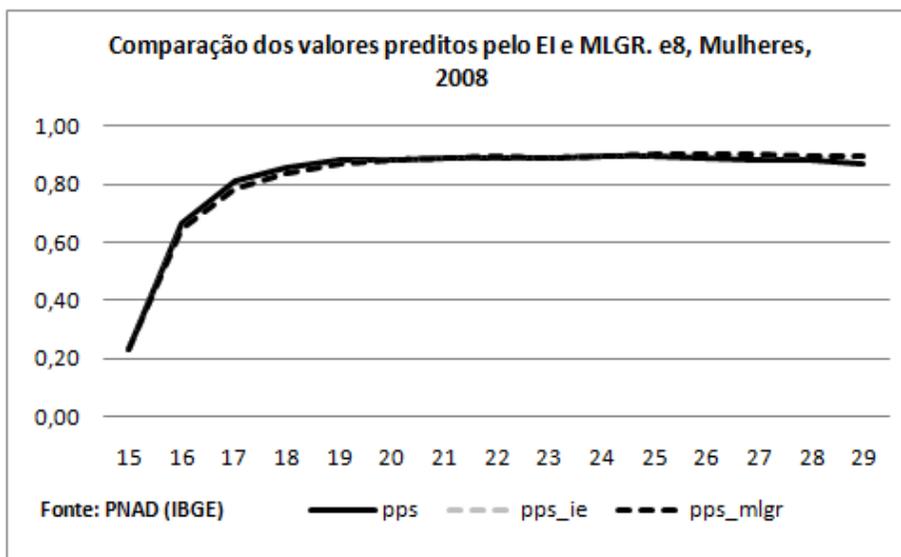
(a) 1981



(b) 1992

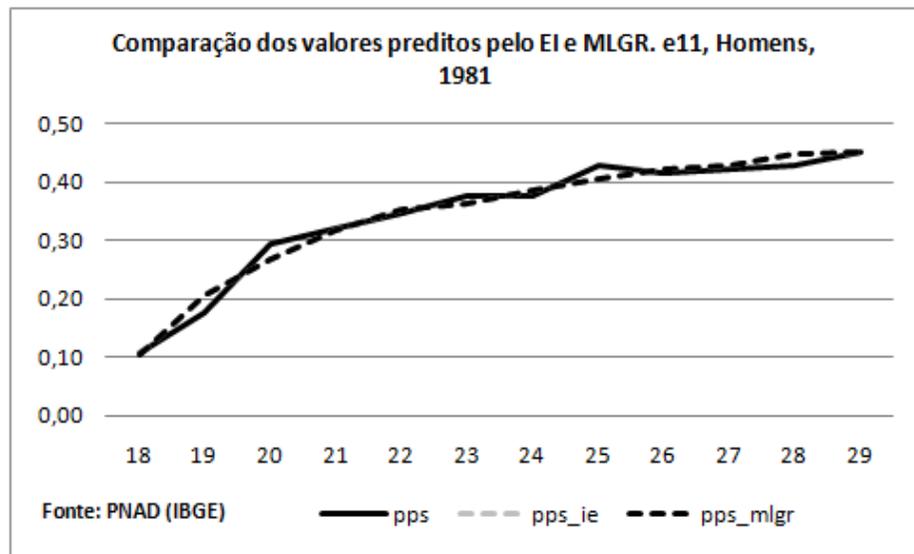


(c) 2001

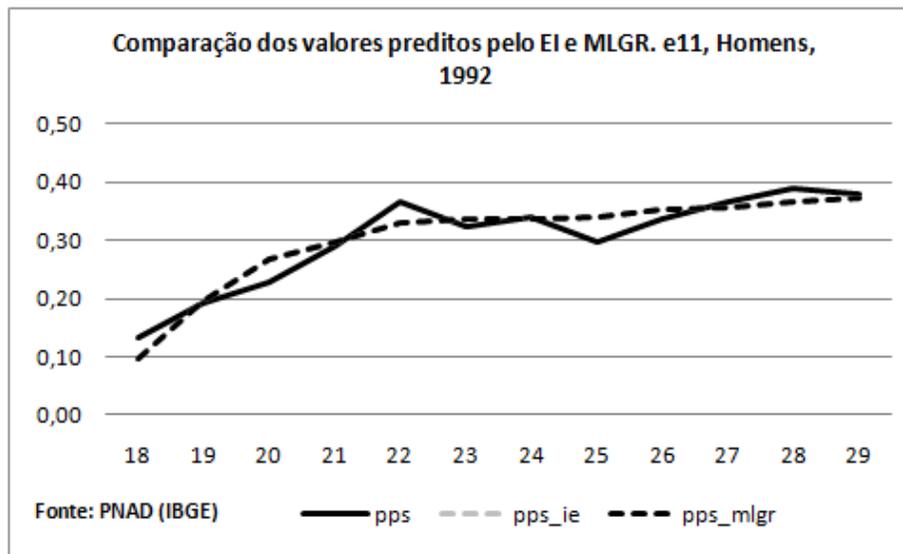


(d) 2008

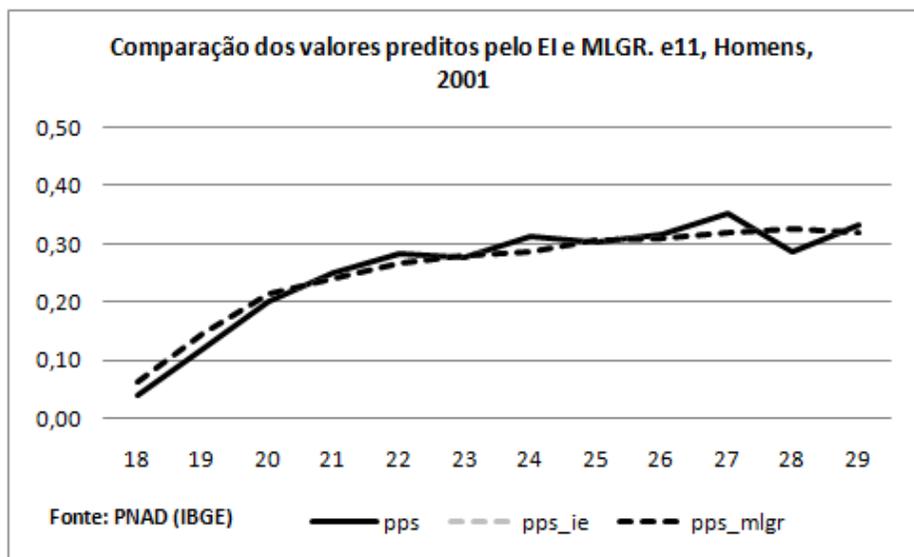
Figura 42: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para o Ensino Superior, e_{11} , Homens



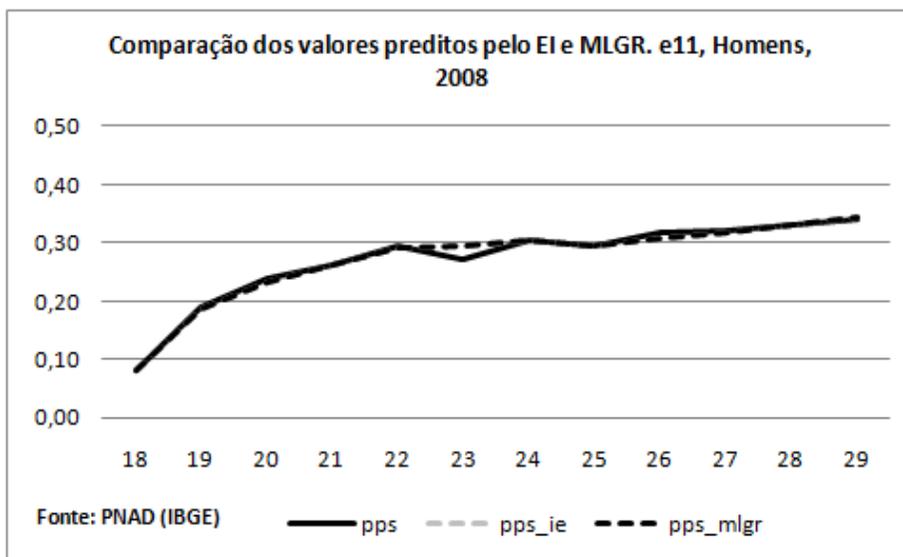
(a) 1981



(b) 1992

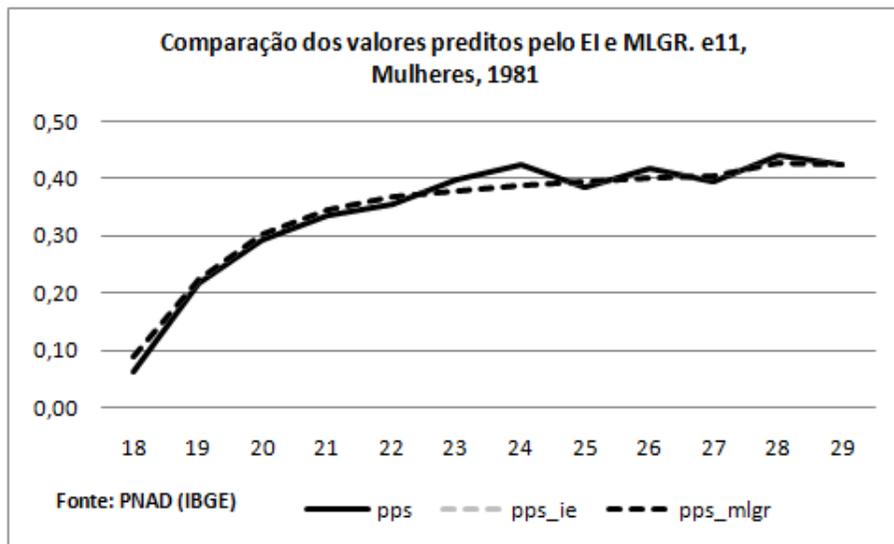


(c) 2001

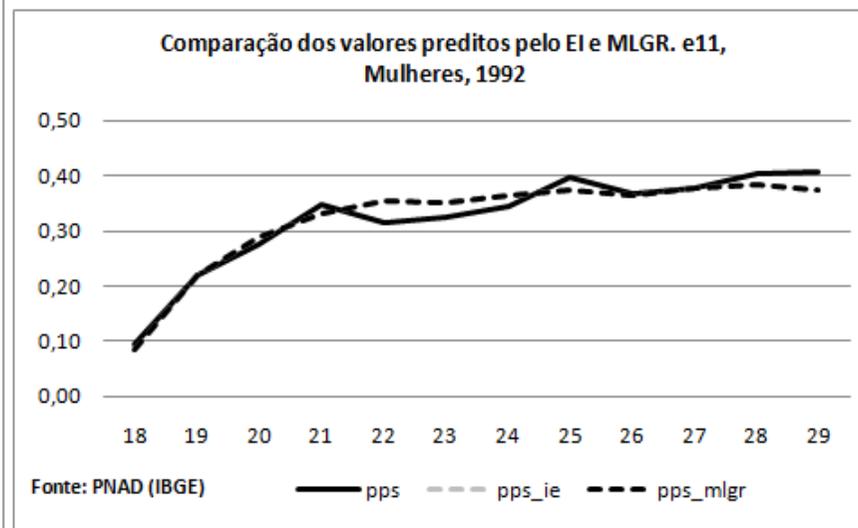


(d) 2008

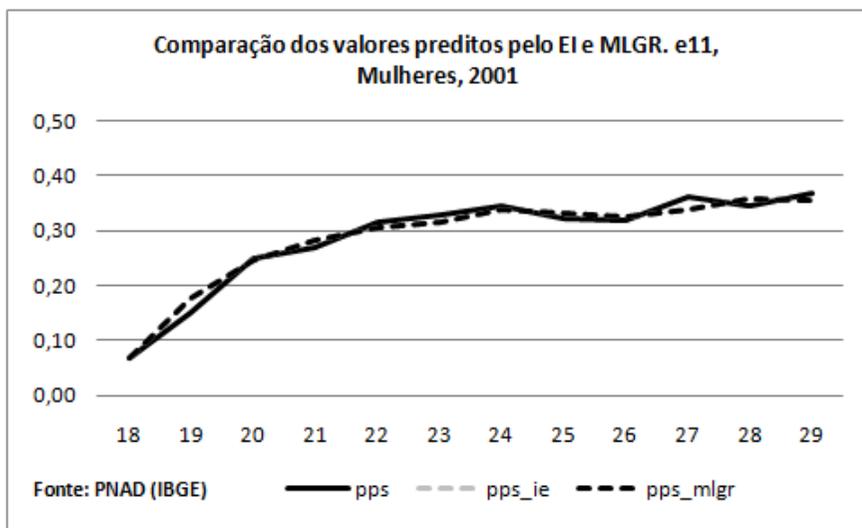
Figura 43: Comparação dos valores preditos dos métodos EI e MLGR para a probabilidade de progressão para o Ensino Superior, e_{11} , Mulheres



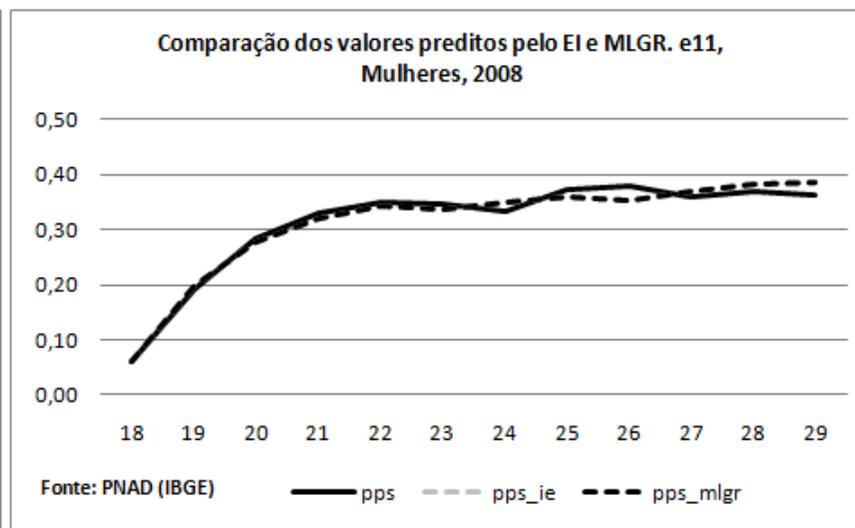
(a) 1981



(b) 1992

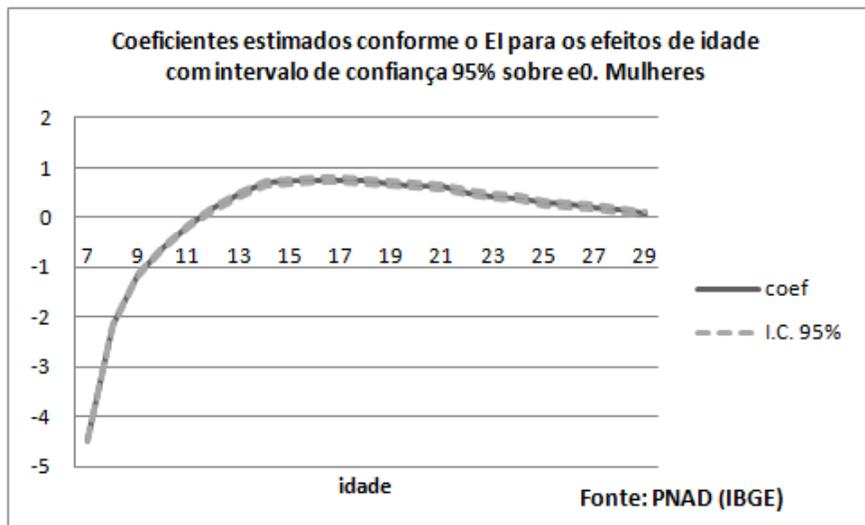


(c) 2001

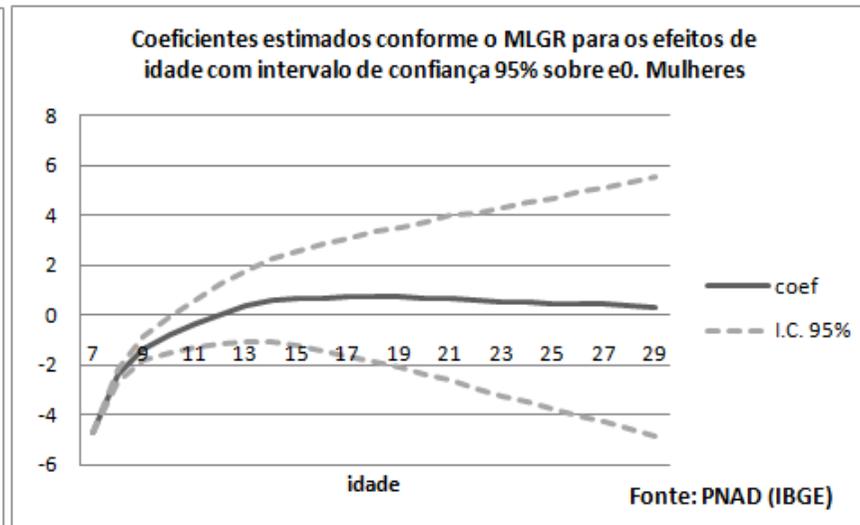


(d) 2008

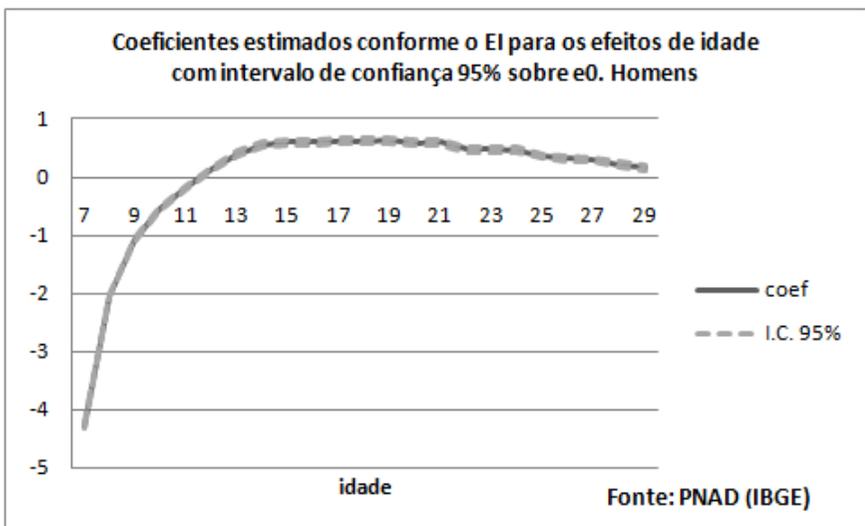
Figura 44: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para a 1ª série.



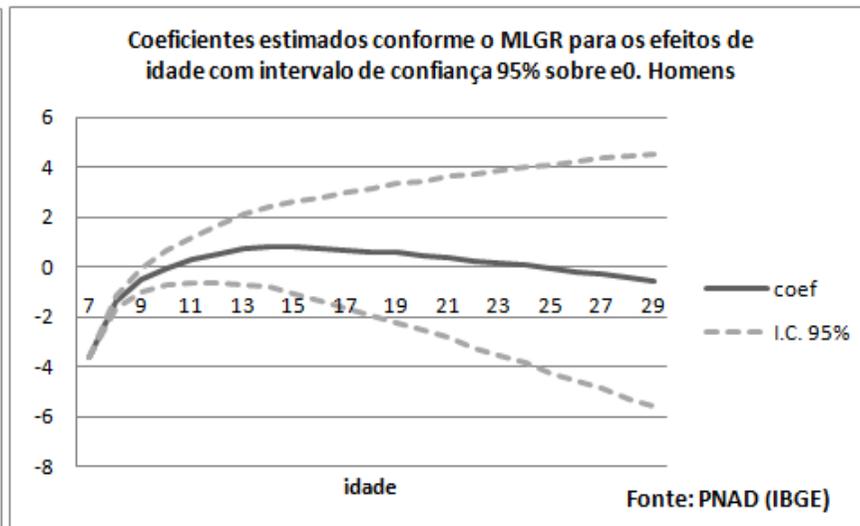
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

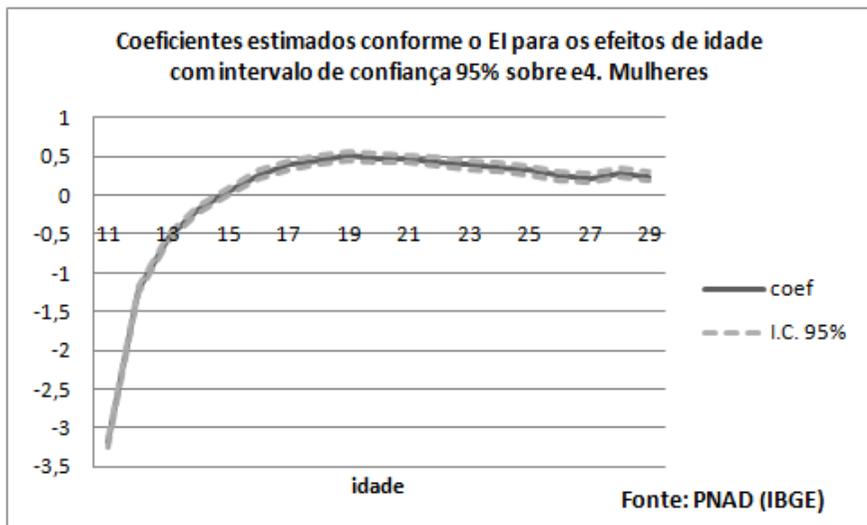


(c) Homens - EI

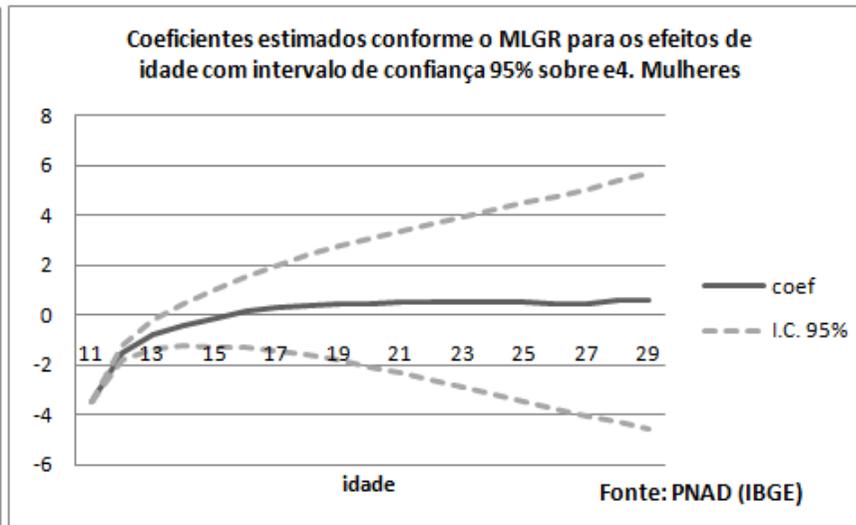


(d) Homens - MLGR

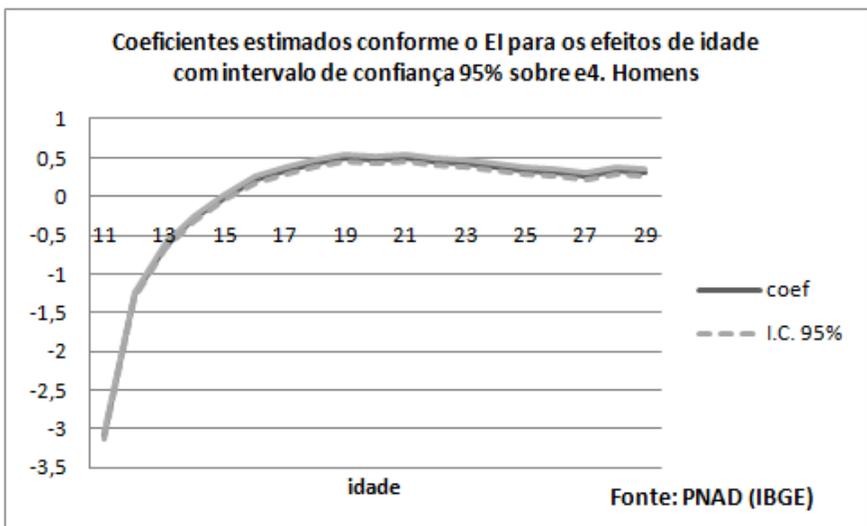
Figura 45: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para a 5a série.



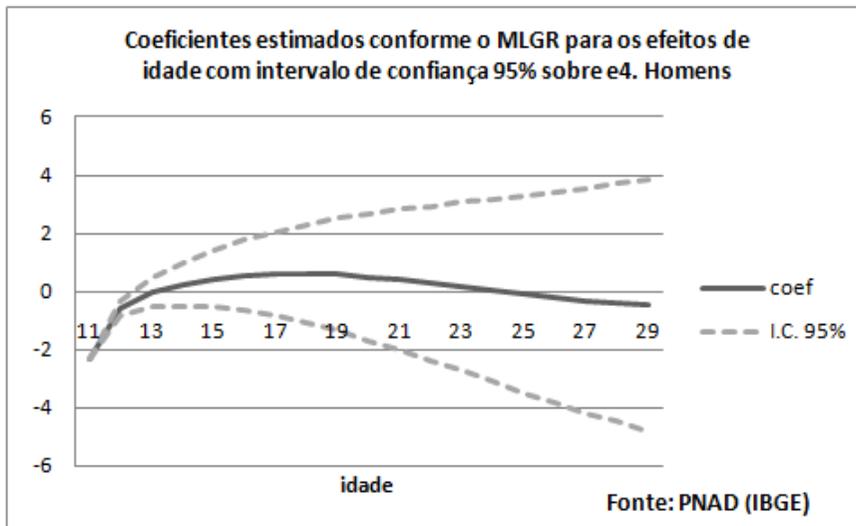
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

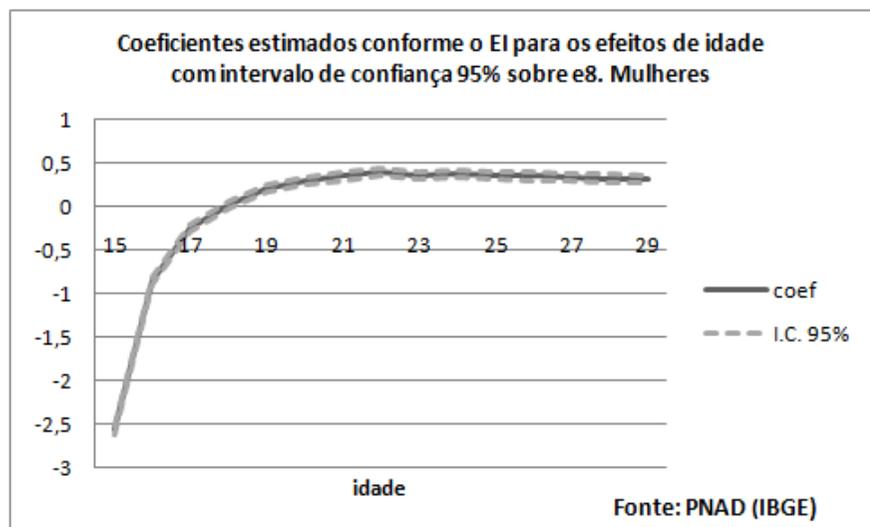


(c) Homens - EI

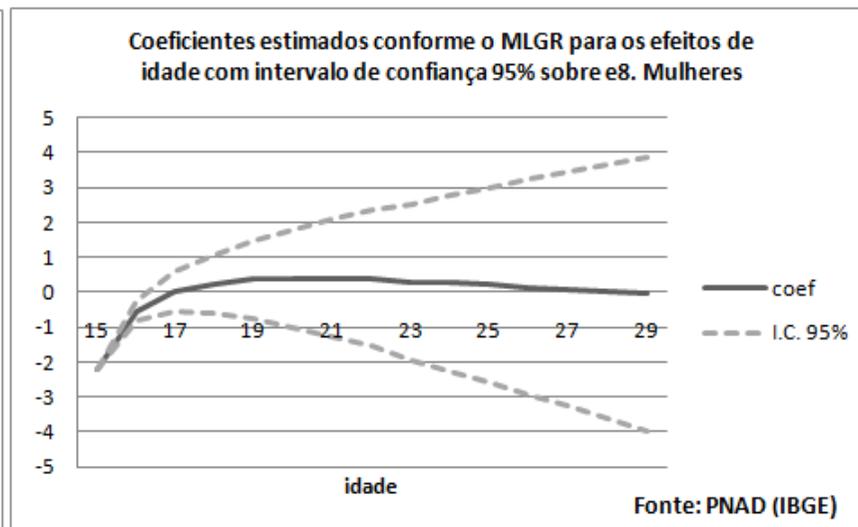


(d) Homens - MLGR

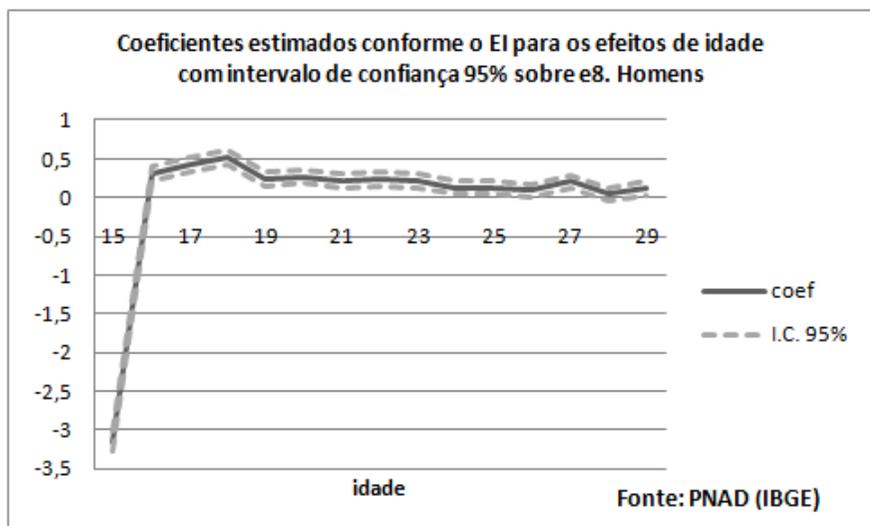
Figura 46: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio.



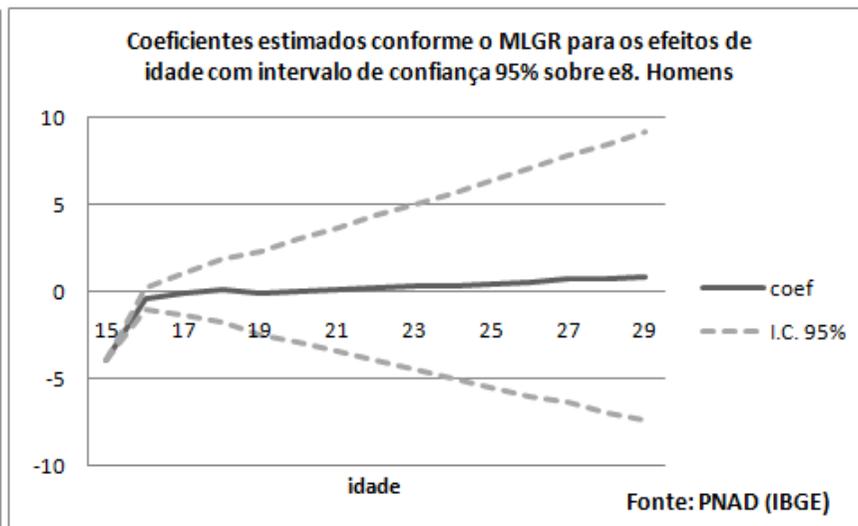
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

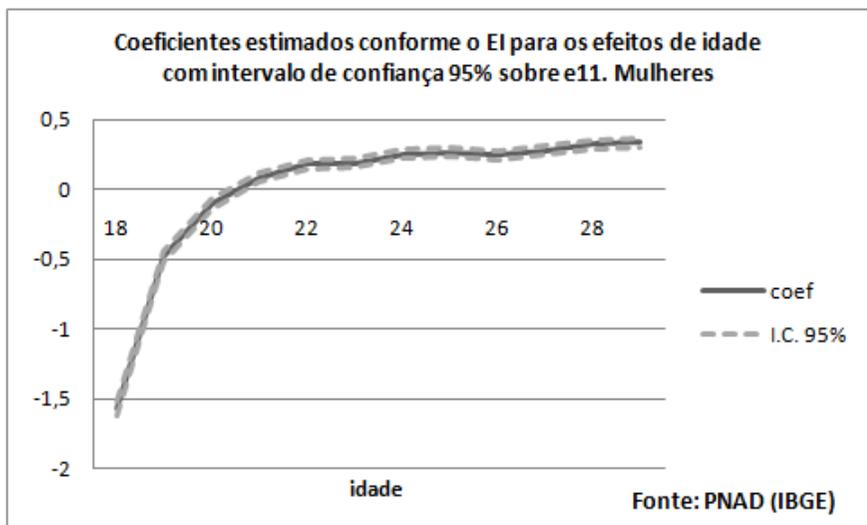


(c) Homens - EI

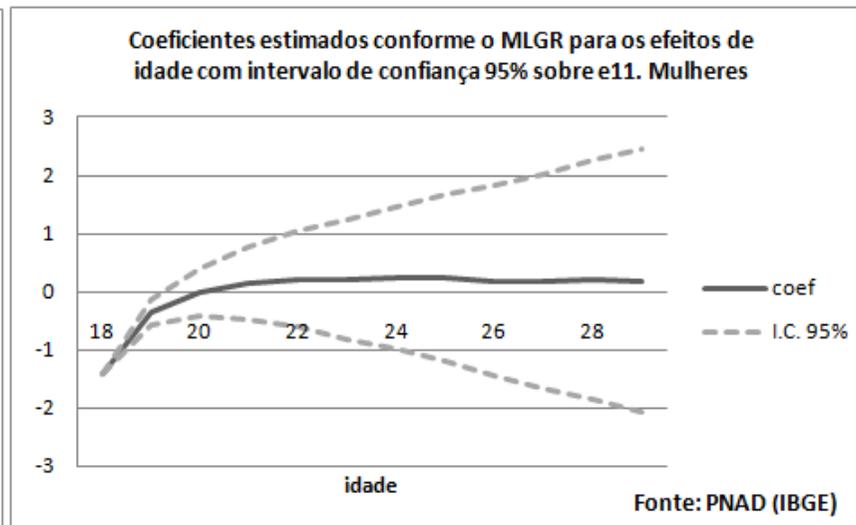


(d) Homens - MLGR

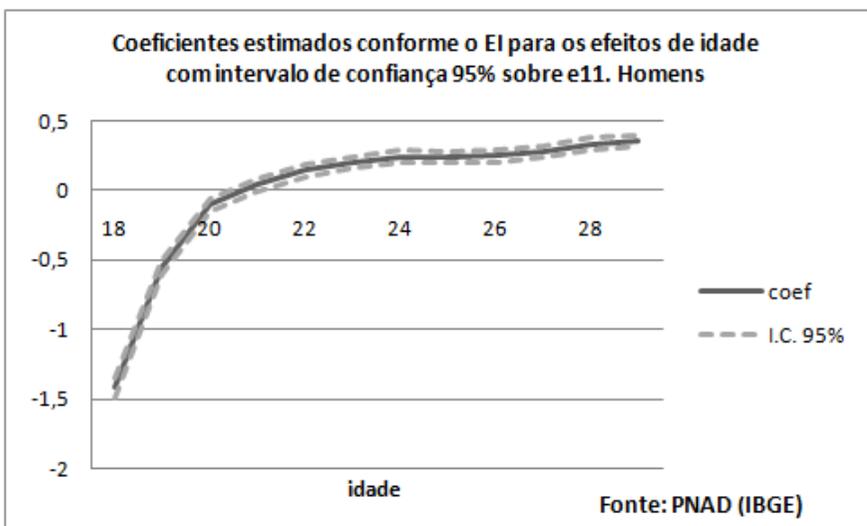
Figura 47: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de idade na probabilidade de progressão para o Ensino Superior.



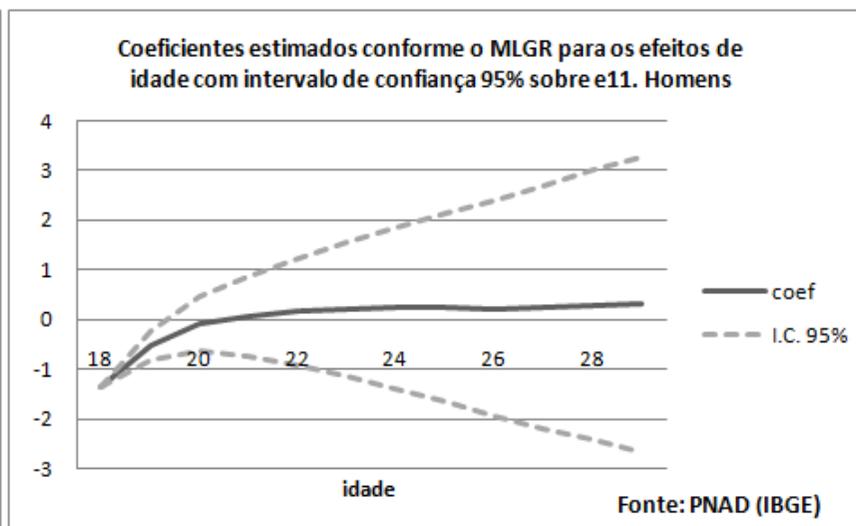
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

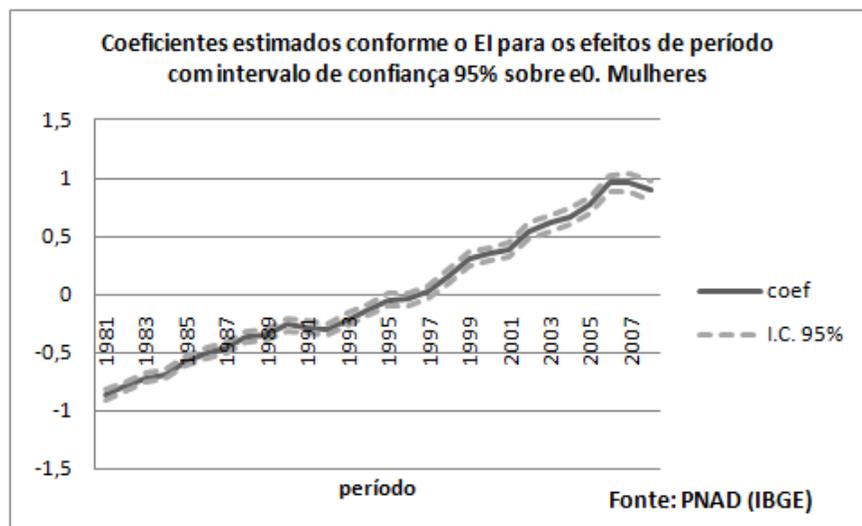


(c) Homens - EI

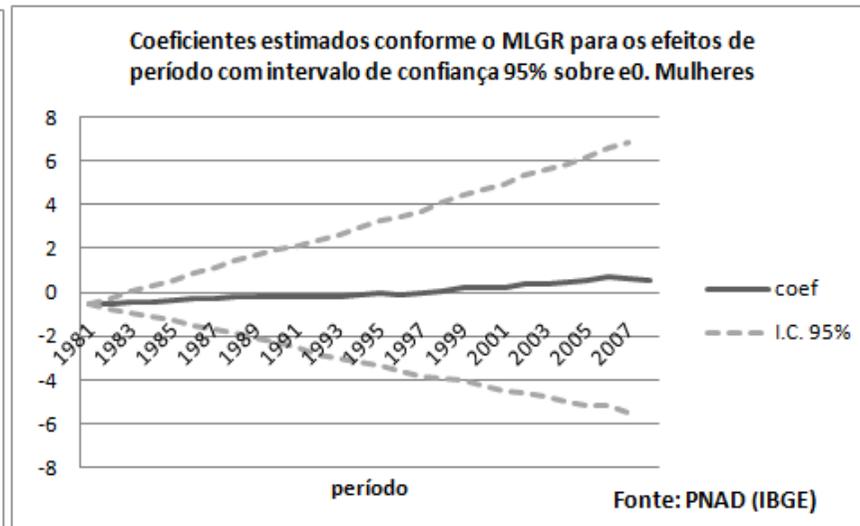


(d) Homens - MLGR

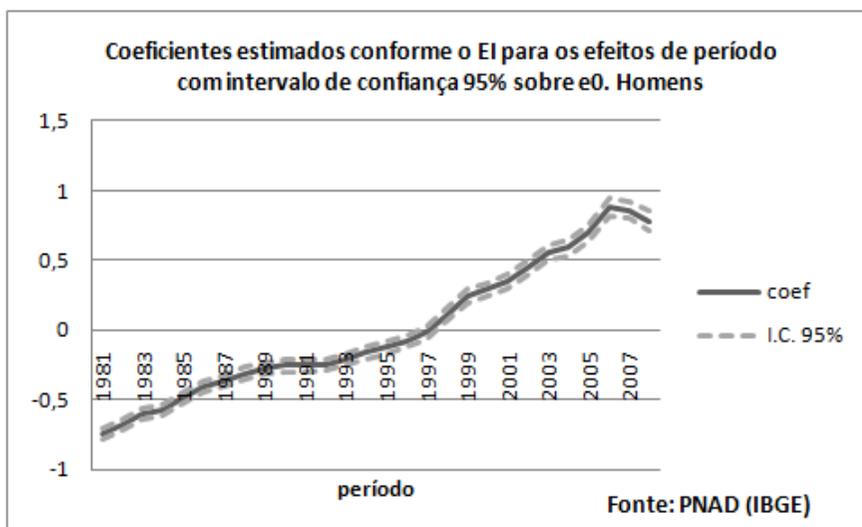
Figura 48: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para a 1a série.



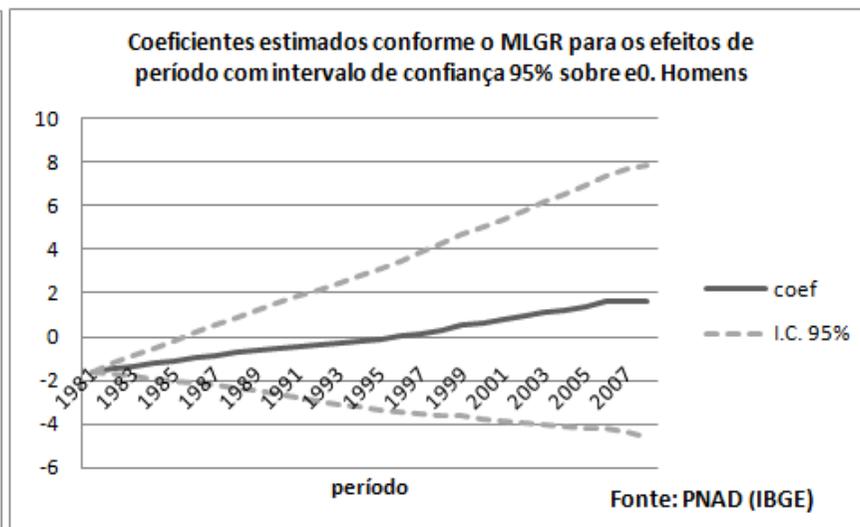
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

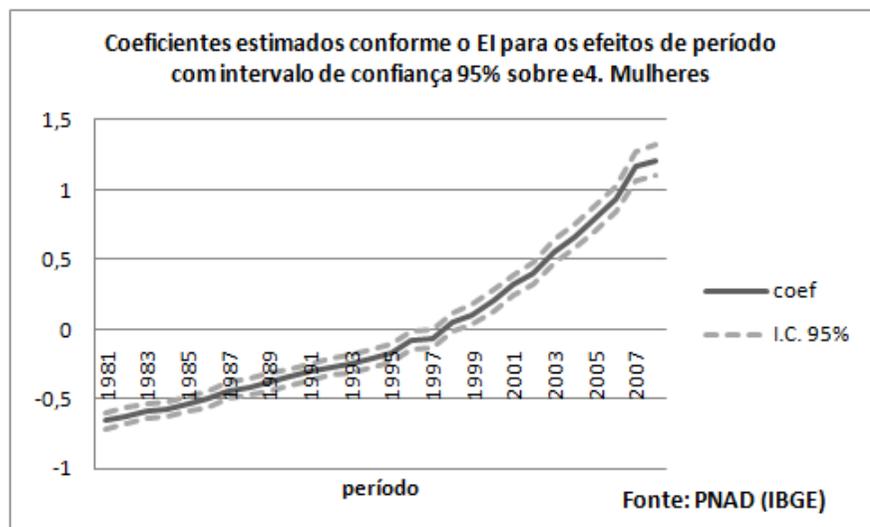


(c) Homens - EI

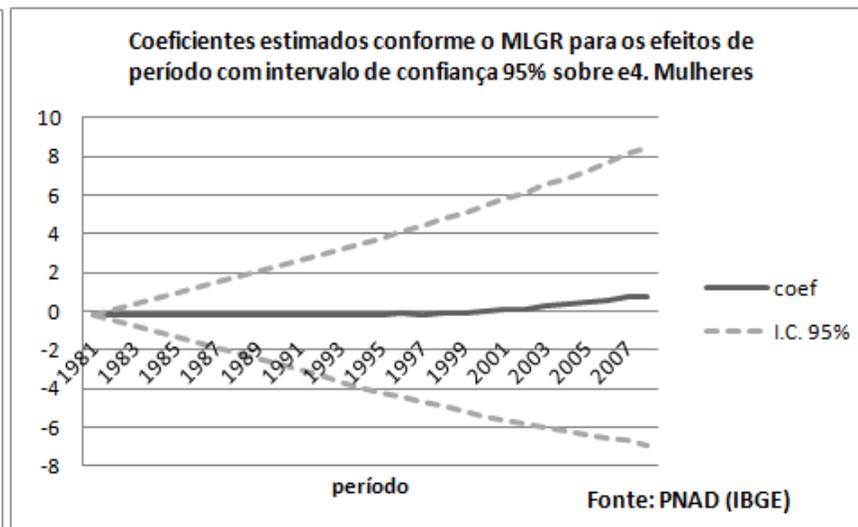


(d) Homens - MLGR

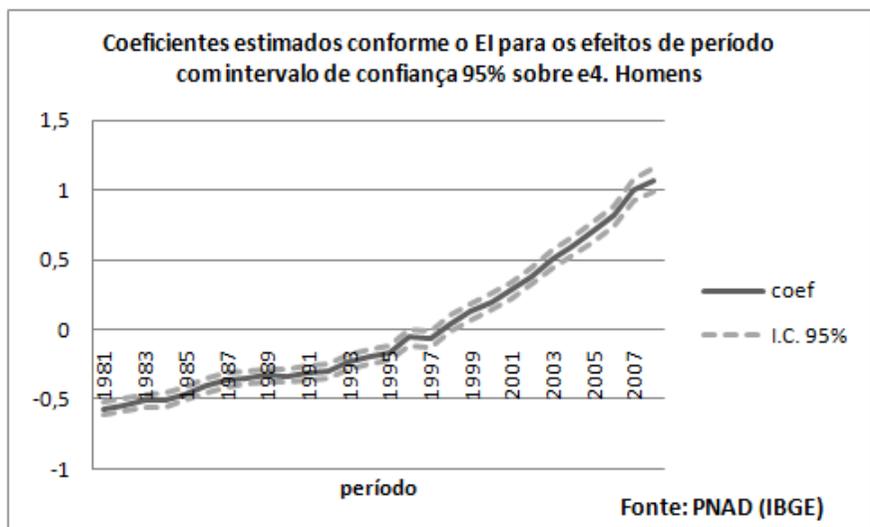
Figura 49: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para a 5a série.



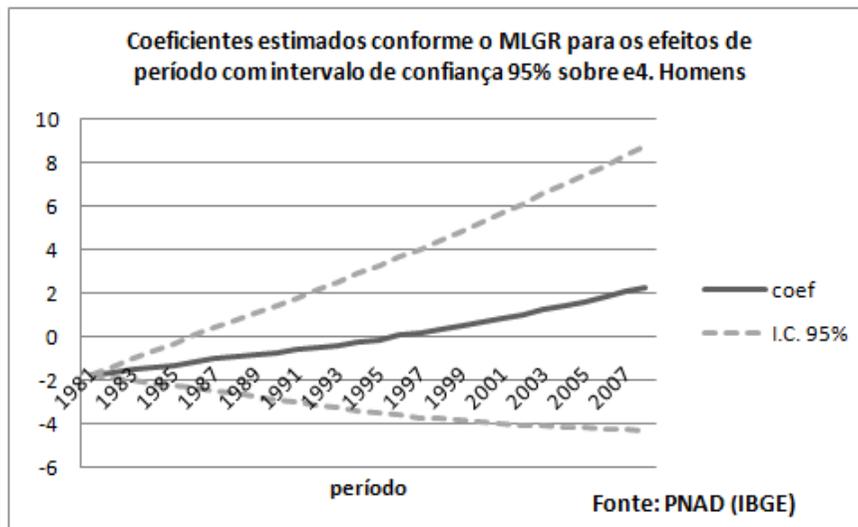
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

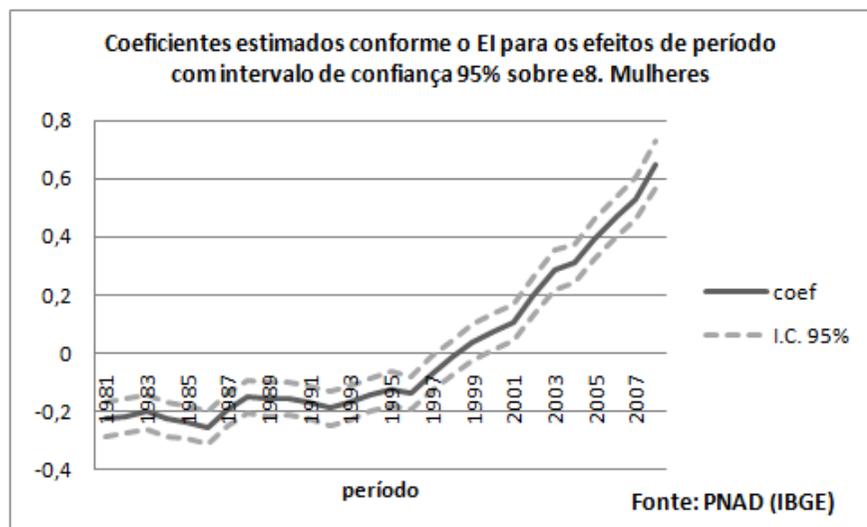


(c) Homens - EI

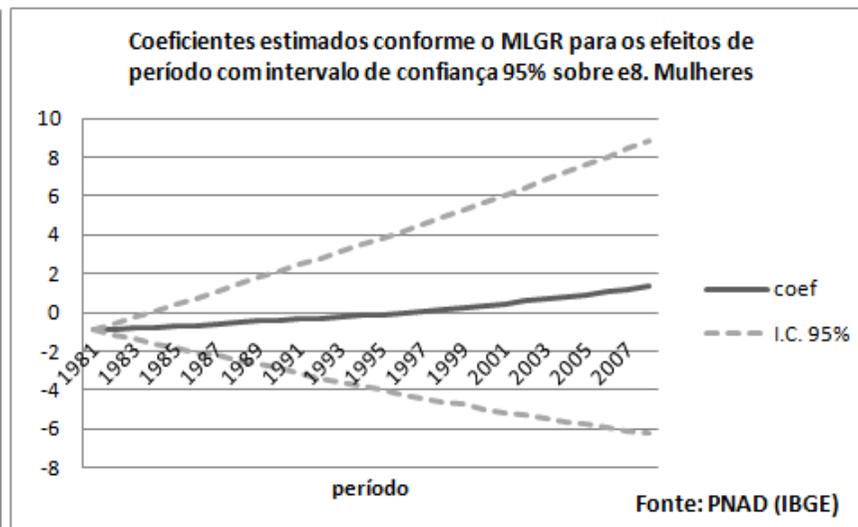


(d) Homens - MLGR

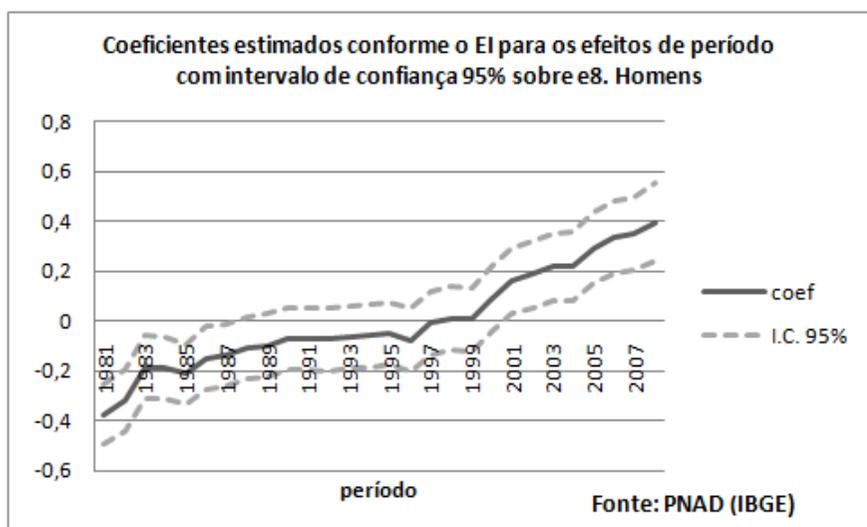
Figura 50: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio.



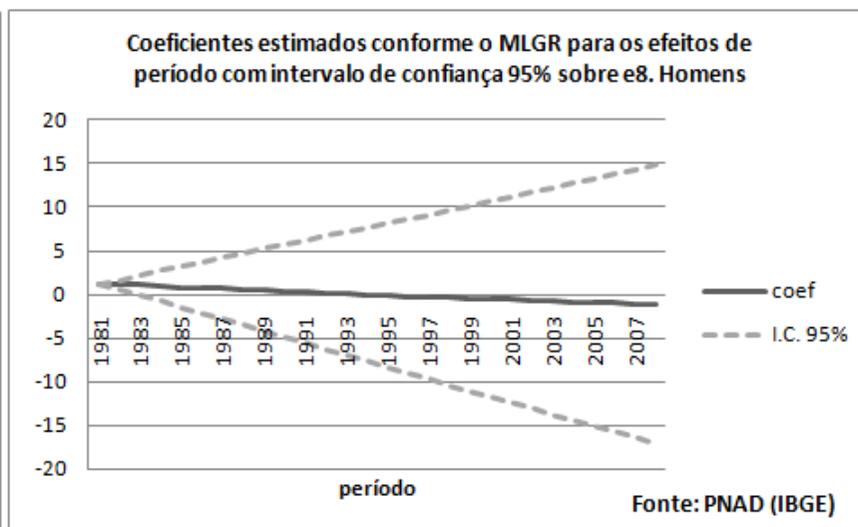
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

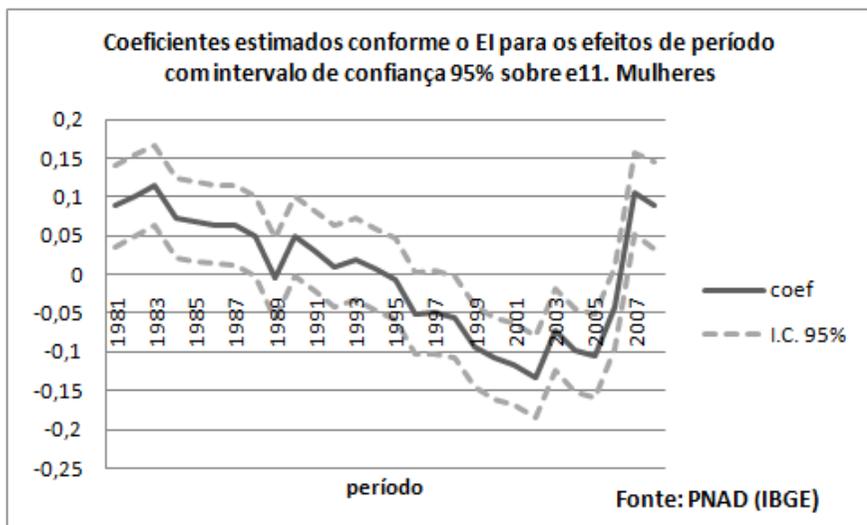


(c) Homens - EI

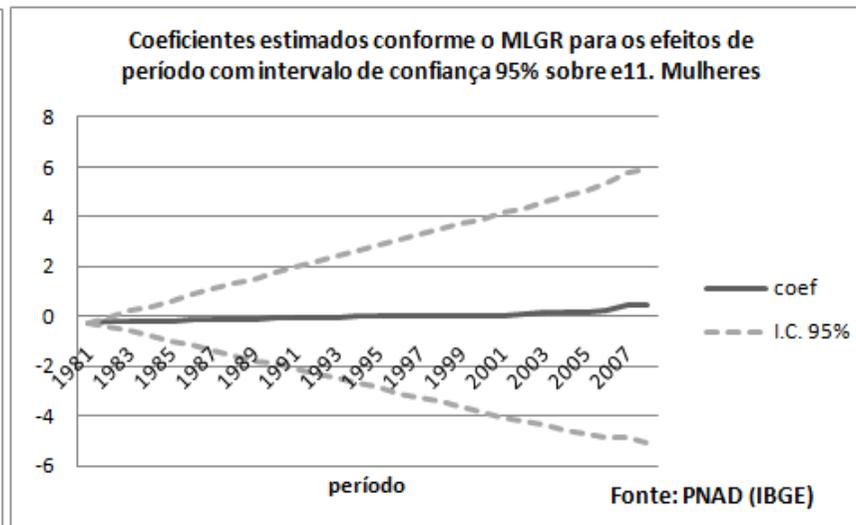


(d) Homens - MLGR

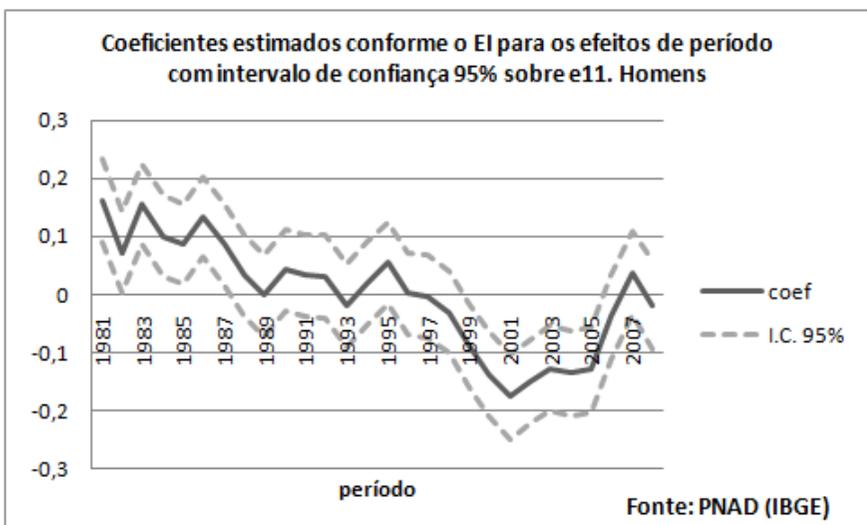
Figura 51: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de período na probabilidade de progressão para o Ensino Superior.



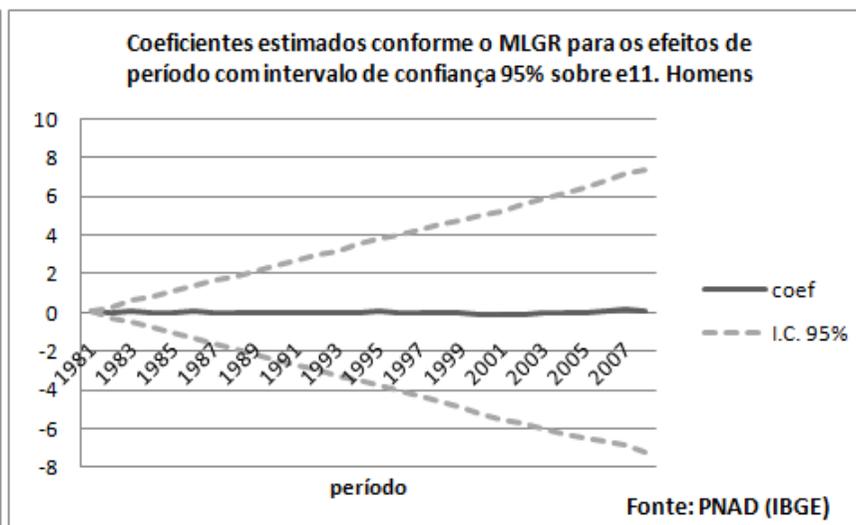
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

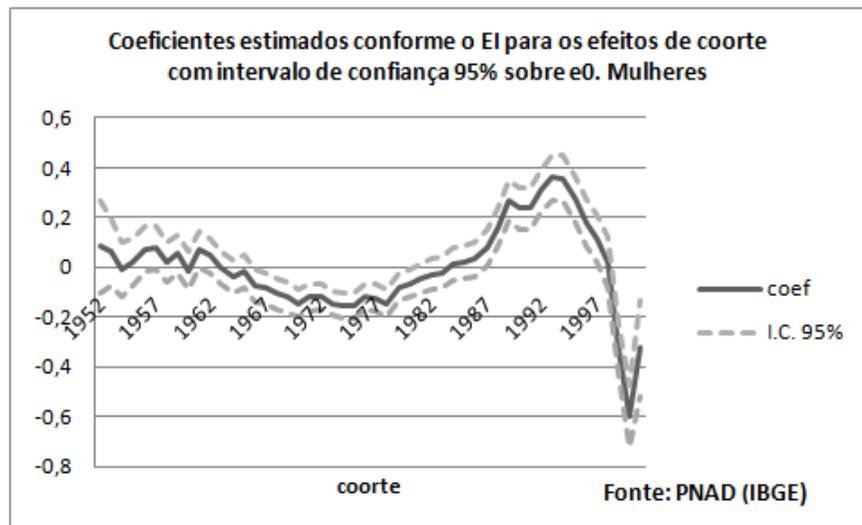


(c) Homens - EI

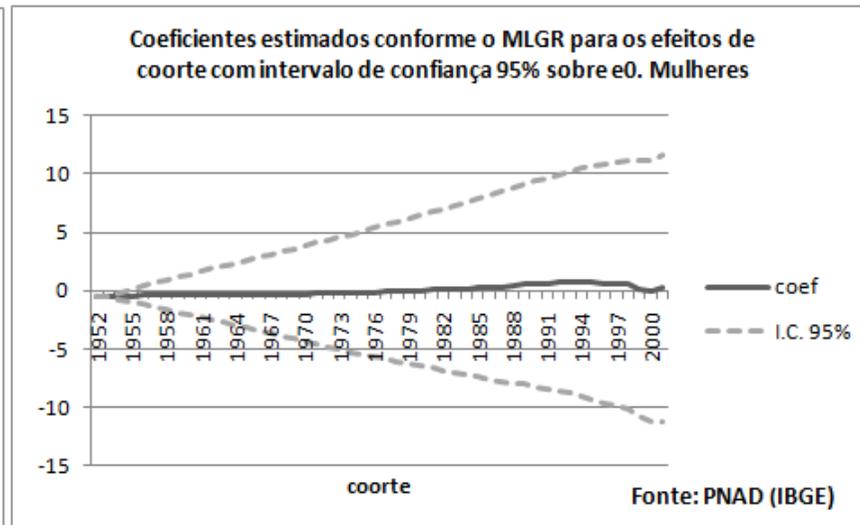


(d) Homens - MLGR

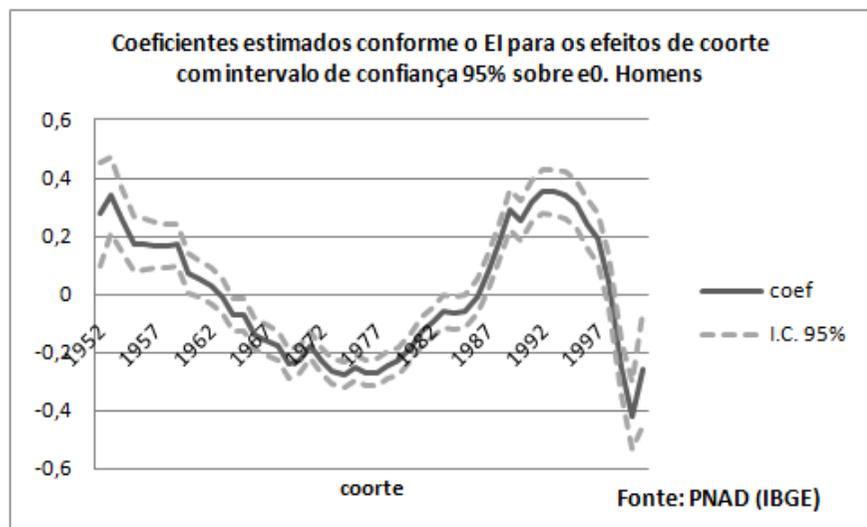
Figura 52: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para a 1a série.



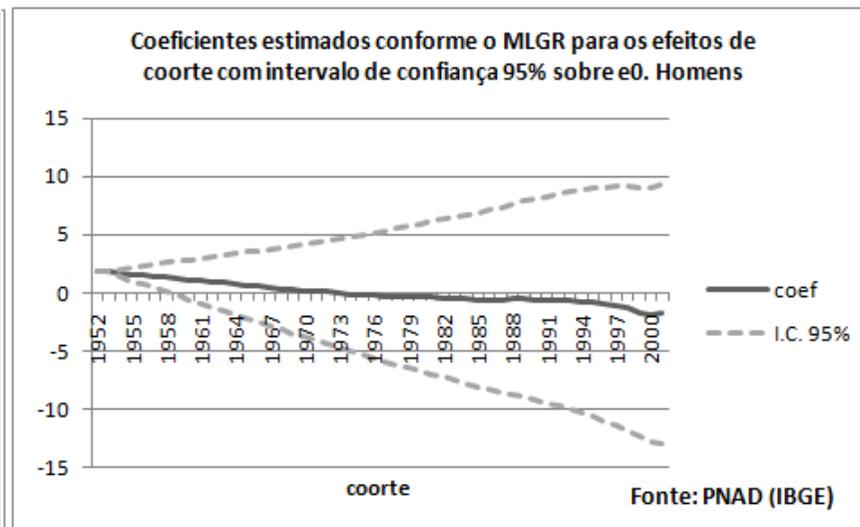
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

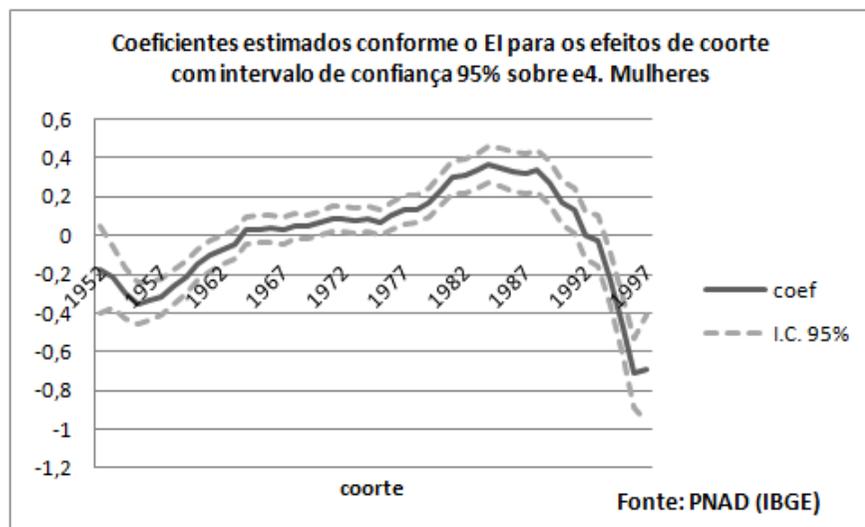


(c) Homens - EI

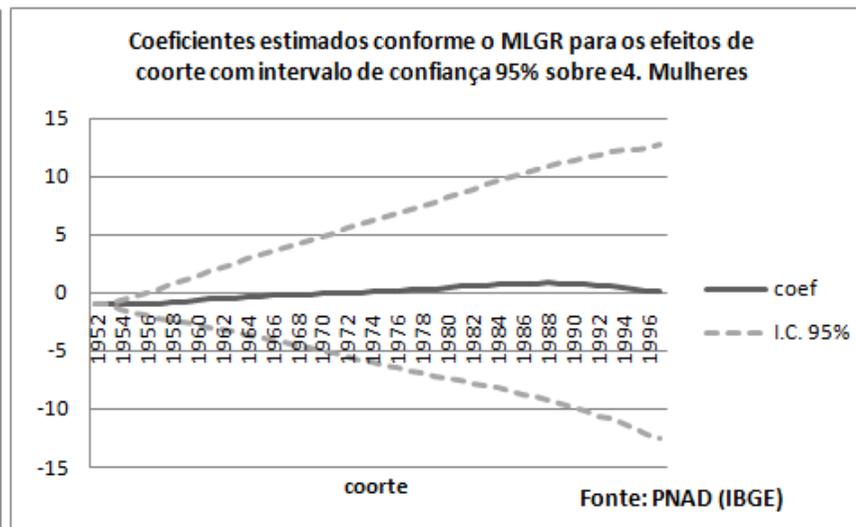


(d) Homens - MLGR

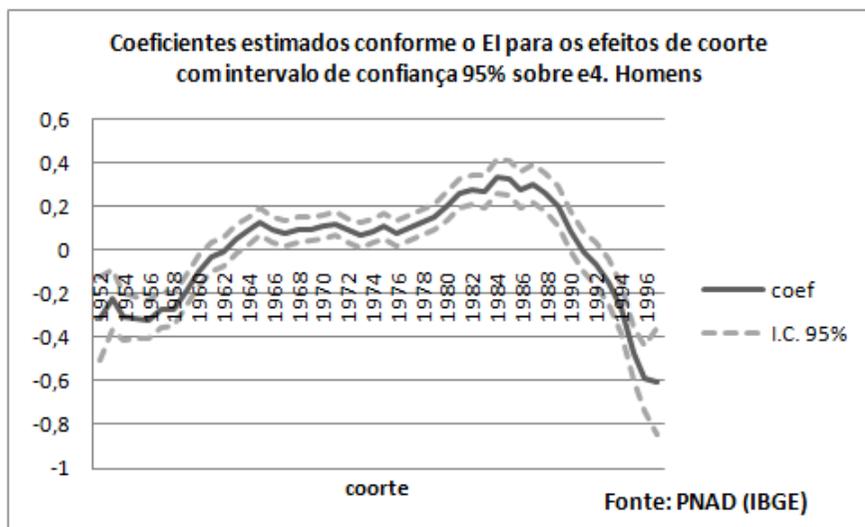
Figura 53: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para a 5a série.



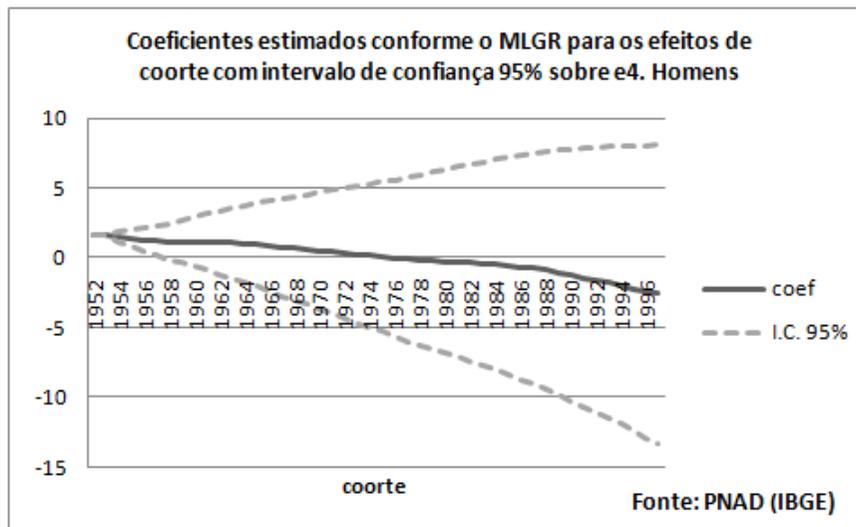
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

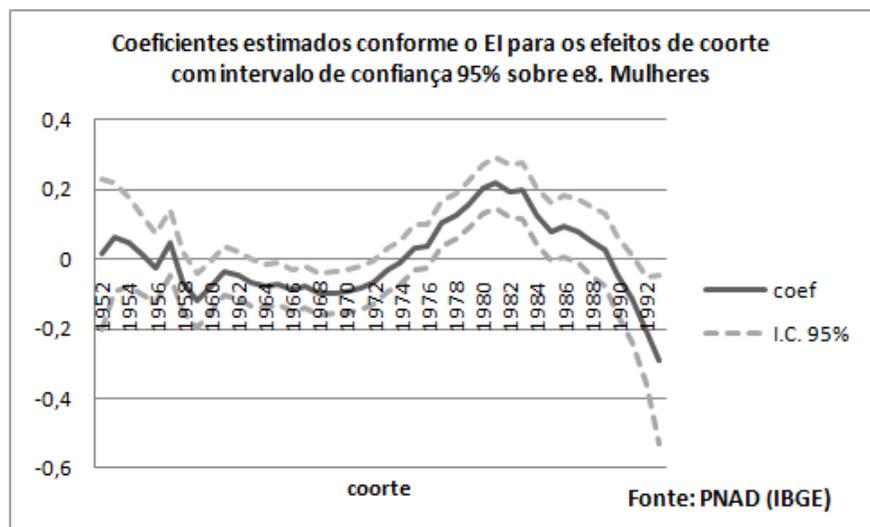


(c) Homens - EI

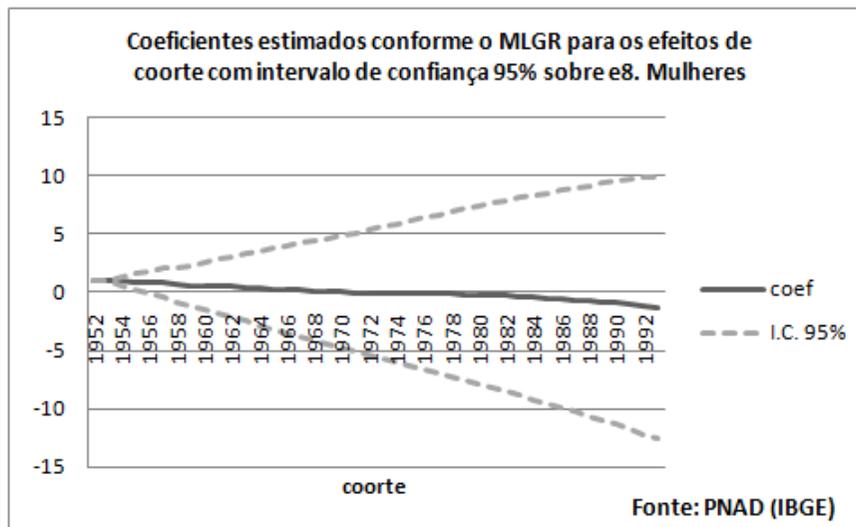


(d) Homens - MLGR

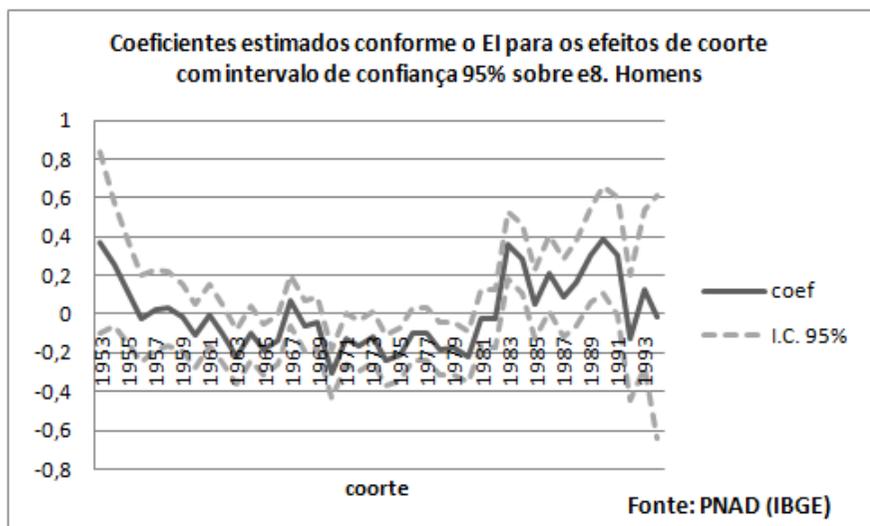
Figura 54: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para a 1ª série do Ensino Médio.



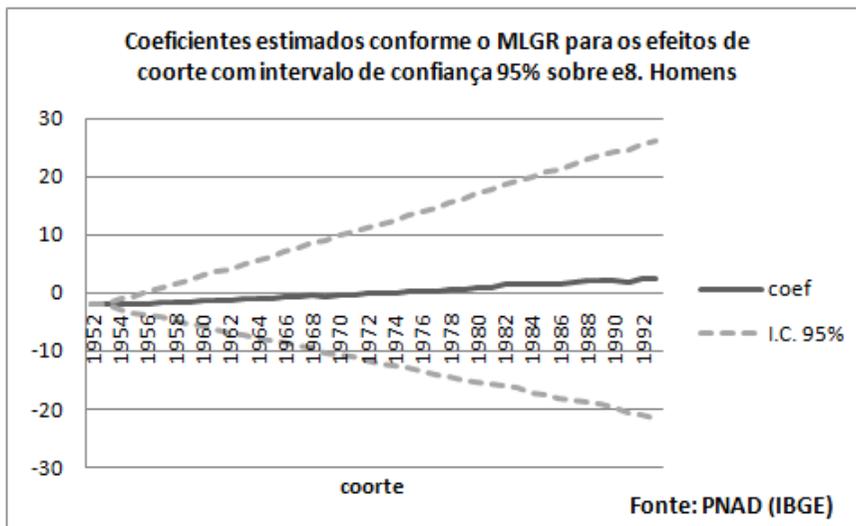
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR

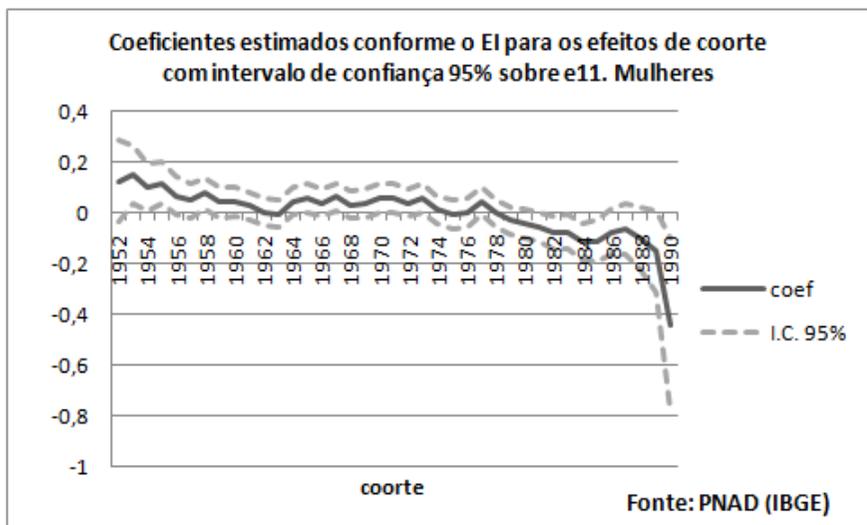


(c) Homens - EI

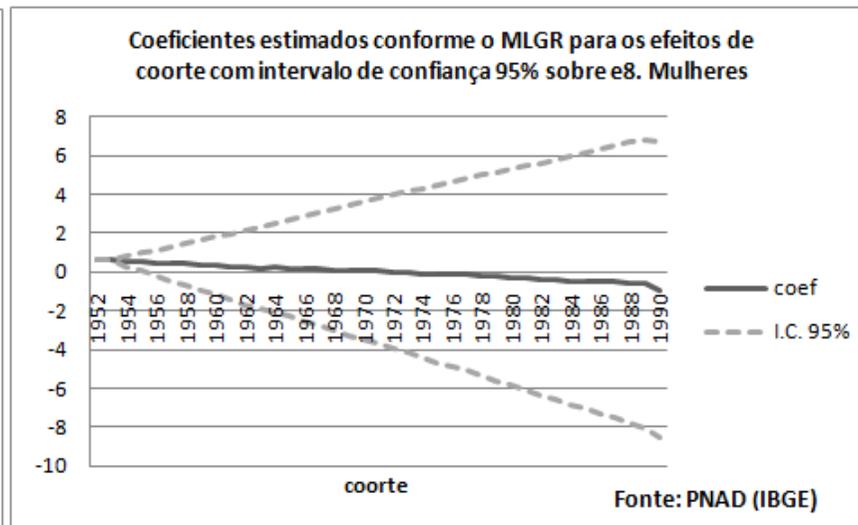


(d) Homens - MLGR

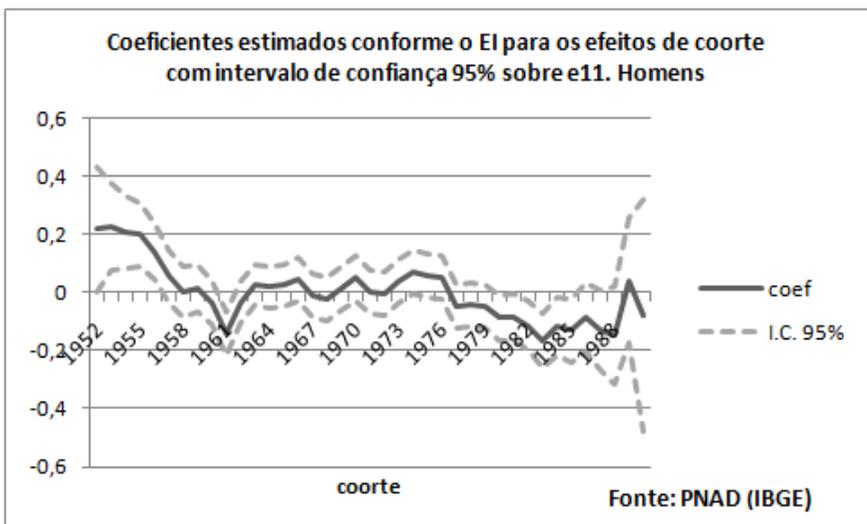
Figura 55: Comparação entre os coeficientes estimados pelo EI e MLGR para os efeitos de coorte na probabilidade de progressão para o Ensino Superior.



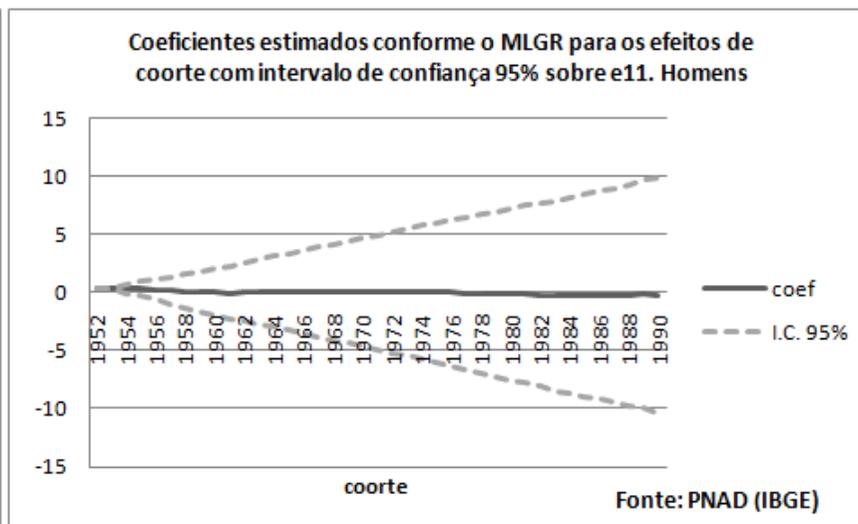
(a) Mulheres - EI



(b) Mulheres - MLGR



(c) Homens - EI



(d) Homens - MLGR

3.6 Considerações Finais

Os modelos idade-período-coorte possuem uma forte tradição na Demografia. Neste artigo, buscou-se com a análise IPC a investigação sobre as diferentes fontes de variação nas probabilidades de progressão por série. Este arcabouço é adequado, pois fornece evidências substantivas sobre os componentes específicos da dinâmica da progressão escolar no recente contexto histórico.

Este artigo possui, contudo, um forte caráter metodológico. Buscou-se comparar duas metodologias, sendo a primeira delas usual na literatura demográfica, baseada nos trabalhos de Fienberg e Mason (1985), a qual denominamos de solução por *modelos lineares generalizados restritos* (MLGR), e uma metodologia recente que emergiu de avanços na epidemiologia, o chamado estimador intrínseco (EI). Argumentou-se que a solução baseada no EI busca solucionar um grande impasse no que concerne ao problema da identificação no arcabouço IPC. A grande inovação deste estimador é que, através da decomposição do espaço paramétrico do modelo IPC irrestrito (ou seja, aquele não identificado), este estimador especial B pode ser derivado tanto pelo método de projeção quanto pelo método de regressão por componentes principais. A grande virtude e singularidade deste estimador é que ele não requer a adoção de pressupostos de igualdade sobre os parâmetros de idade, período ou coorte. A única restrição necessária se baseia na orientação do estimador no espaço paramétrico, a qual depende fundamentalmente de uma matriz de design X fixa, i.e., do número de períodos e grupos de idade.

Vimos também que o estimador intrínseco apresenta, segundo a literatura, excelentes propriedades estatísticas. Em grande medida, as evidências empíricas deste artigo corroboram com esta assertiva. Além de apresentar significância estatística condizente com a evolução histórica das políticas educacionais no Brasil e de convergir para os valores verdadeiros dos parâmetros em grandes amostras, este estimador é mais eficiente do que os estimadores baseados nos modelos lineares generalizados restritos (MLGR). Por sua vez, os estimadores por MLGR com a suposição de que os parâmetros das duas coortes mais antigas fossem iguais se mostraram na grande maioria das vezes não significativos, com variância maior do que os estimadores EI, e incondizentes com a análise substantiva da evolução dos indicadores de progressão escolar por série no Brasil.

Diante disso tudo, argumentamos que o estimador intrínseco apresenta-se de fato como uma ferramenta poderosa na análise IPC. Por conseguinte, a construção de projeções probabilísticas das PPSs a partir deste modelo se mostra bastante promissora. Este é o próximo passo que pretendemos implementar em artigos futuros. Para tanto, é necessário que se proceda com a

construção passo-a-passo do modelo IPC, com o teste da inclusão de cada uma das variáveis indicadoras de idade, período e coorte, a comparação do ajuste dos modelos e o teste para inclusão de variáveis interativas ou termos quadráticos. Este procedimento permitirá que se obtenha o melhor modelo IPC para as séries de progressão escolar.

Referências

- DECARLI, A.; VECCHIA, C. L. Age, period and cohort models: A review of knowledge and implementation in GLIM. *Riv Stat Applic*, v. 20, p. 397–410, 1987.
- FIENBERG, S. E.; MASON, W. M. Specification and implementation of age, period and cohort models. In: MASON, W. M.; FIENBERG, S. E. (Ed.). *Cohort analysis in social research*. [S.l.]: Springer Verlag, 1985.
- FU, W. J. Ridge estimator in singular design with application to age-period-cohort analysis of disease rates. *Communications in Statistics: Theory and Method*, v. 29, p. 263–278, 2000.
- FU, W. J.; HALL, P.; ROHAN, T. E. Age-period-cohort analysis: Structure of estimators, estimability, sensitivity, and asymptotics. *Journal of the American Statistical Association*, 2004.
- GLENN, N. D. Cohort analysts' futile quest: Statistical attempts to separate age, period and cohort effects. *American Sociological Review*, v. 41, n. 5, p. 900–904, out 1976.
- HALLI, S. S.; RAO, K. V. *Advanced techniques of population analysis*. [S.l.]: Plenum Press, 1992.
- HECKMAN, J.; ROBB, R. Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equation. In: MASON, W. M.; FIENBERG, S. E. (Ed.). *Cohort analysis in social research*. [S.l.]: Springer Verlag, 1985.
- HOSMER, D.; LEMESHOW, S. *Applied logistic regression*. [S.l.]: Wiley, 2000.
- KNIGHT, K.; FU, W. J. Asymptotics for lasso-type estimations. *Annals of Statistics*, v. 28, n. 5, p. 1356–1378, Outubro 2000.
- KUPPER, L. L. et al. Statistical age-period-cohort analysis: A review and critique. *Journal of Chronic Diseases*, v. 38, n. 10, p. 811–830, Agosto 1985.
- MASON, K. O. et al. Some methodological issues in cohort analysis of archive data. *American Sociological Review*, v. 38, n. 2, p. 242–258, Abril 1973.
- MASON, W. M.; SMITH, H. L. Age-period-cohort analysis and the study of deaths from pulmonary tuberculosis. In: MASON, W. M.; FIENBERG, S. E. (Ed.). *Cohort analysis in social research*. [S.l.]: Springer Verlag, 1985.
- OLIVEIRA, A. M. H. C. de. *Acumulando Informações e Estudando Mudanças ao Longo do Tempo: Análises Longitudinais do Mercado de Trabalho Brasileiro*. Tese (Doutorado) — Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, 2002.
- OSMOND, C.; GARDNER, M. J. Age, period and cohort models applied to cancer mortality. *Statistical Medicine*, Malden, v. 1, p. 245–259, jul/set 1982.

- PEARL, J. *Causality: Models, Reasoning and Inference*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2000.
- RIOS-NETO, E. L. G. O método de probabilidade de progressão por série. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Ed.). *Introdução à Demografia da Educação*. Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2004. cap. 1.
- RIOS-NETO, E. L. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p. 243–272, ago 1999.
- ROBERTSON, C.; BOYLE, P. Age, period and cohort models: The use of individual records. *Statistical Medicine*, Malden, v. 5, p. 527–538, jul/ago 1986.
- ROBERTSON, C.; GANDINI, S.; BOYLE, P. Age-period-cohort models: A comparative study of available methodologies. *Journal of Clinical Epidemiology*, v. 52, n. 6, p. 569–583, Junho 1999.
- RODGERS, W. L. Estimable functions of age, period, and cohort effects. *American Sociological Review*, v. 47, n. 6, p. 774–787, dez 1982.
- SCHULHOFER-WOHL, S.; YANG, Y. *APC: Stata module for estimating age-period-cohort effects*. ago. 2006. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics. Acesso em: 10 de dezembro de 2009. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456754.html>>.
- SMITH, H. Response: cohort analysis redux. *Sociological Methodology*, v. 34, p. 111–119, 2004.
- STATA CORP. *Stata Statistical Software: Release 10*. College Station: Stata Press, 2007.
- WINSHIP, C.; HARDING, D. J. A mechanism-based approach to the identification of age-period-cohort models. *Sociological Methods Research*, v. 36, p. 362–401, 2008.
- YANG, Y. Trends in U.S. adult chronic disease mortality, 1960–1999: age, period and cohort variations. *Demography*, v. 45, n. 2, p. 387–416, Maio 2008.
- YANG, Y.; FU, W. J.; LAND, K. C. A methodological comparison of age-period-cohort models: the intrinsic estimator and conventional generalized linear models. *Sociological Methodology*, v. 35, n. 1, p. 75–110, Dezembro 2004.
- YANG, Y. et al. The Intrinsic Estimator for age-period-cohort analysis: What it is and how to use it. *American Journal of Sociology*, v. 113, n. 6, p. 1697–1736, maio 2008.

3.A Apêndice

Tabela 48: Modelo IPC estimado usando o Estimador Intrínseco
(EI) segundo transições escolares selecionadas

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
I_7	-4,467 [0,022]	-4,288 [0,022]	-	-	-	-	-	-
I_8	-2,176 [0,015]	-2,031 [0,014]	-	-	-	-	-	-
I_9	-1,152 [0,017]	-1,071 [0,015]	-	-	-	-	-	-
I_10	-0,593 [0,019]	-0,554 [0,016]	-	-	-	-	-	-
I_11	-0,179 [0,021]	-0,165 [0,018]	-3,188 [0,029]	-3,086 [0,025]	-	-	-	-
I_12	0,184 [0,024]	0,141 [0,020]	-1,217 [0,021]	-1,260 [0,018]	-	-	-	-
I_13	0,485 [0,027]	0,398 [0,021]	-0,546 [0,023]	-0,642 [0,019]	-	-	-	-
I_14	0,698 [0,029]	0,550 [0,022]	-0,179 [0,025]	-0,283 [0,020]	-	-	-	-
I_15	0,736 [0,030]	0,596 [0,023]	0,045 [0,027]	-0,010 [0,022]	-2,566 [0,024]	-3,147 [0,067]	-	-
I_16	0,751 [0,030]	0,605 [0,023]	0,270 [0,028]	0,216 [0,023]	-0,851 [0,019]	0,302 [0,047]	-	-
I_17	0,748 [0,030]	0,614 [0,023]	0,392 [0,029]	0,338 [0,024]	-0,248 [0,020]	0,426 [0,049]	-	-
I_18	0,733 [0,030]	0,616 [0,023]	0,454 [0,030]	0,431 [0,024]	0,017 [0,021]	0,525 [0,050]	-1,572 [0,027]	-1,416 [0,035]
I_19	0,686 [0,029]	0,628 [0,023]	0,508 [0,030]	0,501 [0,025]	0,209 [0,022]	0,243 [0,046]	-0,481 [0,018]	-0,558 [0,026]
I_20	0,638 [0,028]	0,587 [0,023]	0,473 [0,030]	0,473 [0,024]	0,292 [0,022]	0,274 [0,046]	-0,101 [0,017]	-0,103 [0,023]
I_21	0,617 [0,028]	0,595 [0,023]	0,470 [0,029]	0,507 [0,025]	0,346 [0,023]	0,216 [0,046]	0,082 [0,016]	0,040 [0,022]
I_22	0,491 [0,027]	0,479 [0,022]	0,428 [0,029]	0,450 [0,024]	0,398 [0,023]	0,233 [0,046]	0,183 [0,016]	0,144 [0,022]
I_23	0,422 [0,026]	0,473 [0,022]	0,395 [0,028]	0,434 [0,024]	0,351 [0,022]	0,212 [0,046]	0,191 [0,016]	0,199 [0,022]
I_24	0,382 [0,026]	0,468 [0,022]	0,364 [0,028]	0,384 [0,023]	0,375 [0,023]	0,128 [0,045]	0,252 [0,016]	0,243 [0,021]
I_25	0,296 [0,025]	0,360 [0,021]	0,323 [0,027]	0,331 [0,023]	0,359 [0,022]	0,128 [0,045]	0,267 [0,016]	0,240 [0,021]

continua na próxima página

Tabela 48 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
I_26	0,260	0,320	0,251	0,317	0,347	0,090	0,244	0,247
	[0,025]	[0,021]	[0,027]	[0,023]	[0,022]	[0,044]	[0,016]	[0,021]
I_27	0,207	0,302	0,224	0,262	0,339	0,204	0,278	0,277
	[0,024]	[0,021]	[0,027]	[0,022]	[0,022]	[0,045]	[0,016]	[0,021]
I_28	0,151	0,218	0,289	0,328	0,323	0,048	0,323	0,334
	[0,024]	[0,021]	[0,027]	[0,023]	[0,022]	[0,044]	[0,016]	[0,021]
I_29	0,082	0,158	0,245	0,309	0,310	0,117	0,334	0,355
	[0,024]	[0,021]	[0,027]	[0,023]	[0,022]	[0,045]	[0,016]	[0,021]
P_1981	-0,866	-0,747	-0,656	-0,570	-0,228	-0,375	0,088	0,161
	[0,021]	[0,019]	[0,028]	[0,024]	[0,029]	[0,063]	[0,027]	[0,036]
P_1982	-0,792	-0,677	-0,620	-0,542	-0,217	-0,321	0,101	0,073
	[0,021]	[0,019]	[0,028]	[0,024]	[0,029]	[0,063]	[0,027]	[0,036]
P_1983	-0,720	-0,605	-0,589	-0,512	-0,203	-0,186	0,114	0,155
	[0,022]	[0,019]	[0,028]	[0,024]	[0,029]	[0,064]	[0,026]	[0,035]
P_1984	-0,687	-0,572	-0,573	-0,507	-0,227	-0,190	0,072	0,101
	[0,022]	[0,020]	[0,028]	[0,024]	[0,029]	[0,064]	[0,026]	[0,035]
P_1985	-0,579	-0,490	-0,533	-0,462	-0,239	-0,214	0,068	0,088
	[0,023]	[0,020]	[0,029]	[0,025]	[0,029]	[0,063]	[0,026]	[0,035]
P_1986	-0,506	-0,406	-0,502	-0,401	-0,259	-0,149	0,064	0,135
	[0,023]	[0,020]	[0,029]	[0,025]	[0,029]	[0,063]	[0,026]	[0,035]
P_1987	-0,459	-0,365	-0,442	-0,367	-0,192	-0,135	0,063	0,086
	[0,023]	[0,020]	[0,030]	[0,025]	[0,029]	[0,063]	[0,026]	[0,035]
P_1988	-0,362	-0,310	-0,416	-0,346	-0,152	-0,110	0,050	0,033
	[0,024]	[0,020]	[0,030]	[0,026]	[0,029]	[0,064]	[0,026]	[0,036]
P_1989	-0,345	-0,277	-0,378	-0,331	-0,159	-0,098	-0,005	-0,001
	[0,024]	[0,020]	[0,030]	[0,026]	[0,029]	[0,064]	[0,027]	[0,036]
P_1990	-0,265	-0,257	-0,343	-0,332	-0,155	-0,072	0,049	0,043
	[0,025]	[0,021]	[0,031]	[0,026]	[0,029]	[0,064]	[0,026]	[0,036]
P_1991	-0,281	-0,256	-0,306	-0,311	-0,168	-0,073	0,031	0,034
	[0,025]	[0,021]	[0,031]	[0,026]	[0,029]	[0,064]	[0,027]	[0,036]
P_1992	-0,299	-0,253	-0,271	-0,293	-0,190	-0,076	0,011	0,031
	[0,025]	[0,021]	[0,031]	[0,026]	[0,029]	[0,064]	[0,027]	[0,036]
P_1993	-0,218	-0,212	-0,250	-0,237	-0,171	-0,067	0,020	-0,019
	[0,025]	[0,021]	[0,032]	[0,027]	[0,029]	[0,064]	[0,027]	[0,036]
P_1994	-0,133	-0,165	-0,212	-0,200	-0,144	-0,061	0,007	0,018
	[0,026]	[0,021]	[0,032]	[0,027]	[0,030]	[0,064]	[0,027]	[0,036]
P_1995	-0,049	-0,126	-0,176	-0,164	-0,124	-0,049	-0,006	0,055
	[0,027]	[0,021]	[0,033]	[0,027]	[0,030]	[0,064]	[0,027]	[0,036]
P_1996	-0,043	-0,079	-0,078	-0,056	-0,137	-0,076	-0,051	0,001
	[0,027]	[0,022]	[0,034]	[0,028]	[0,030]	[0,063]	[0,027]	[0,036]
P_1997	0,018	-0,022	-0,070	-0,070	-0,074	-0,010	-0,049	-0,003
	[0,028]	[0,022]	[0,034]	[0,028]	[0,030]	[0,064]	[0,027]	[0,036]
P_1998	0,147	0,106	0,049	0,042	-0,014	0,010	-0,055	-0,030

continua na próxima página

Tabela 48 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
P_1999	[0,029]	[0,023]	[0,036]	[0,029]	[0,031]	[0,065]	[0,027]	[0,036]
	0,310	0,244	0,106	0,125	0,039	0,005	-0,092	-0,087
P_2000	[0,031]	[0,025]	[0,036]	[0,030]	[0,032]	[0,066]	[0,027]	[0,037]
	0,345	0,292	0,206	0,198	0,075	0,088	-0,108	-0,136
P_2001	[0,031]	[0,025]	[0,038]	[0,031]	[0,032]	[0,067]	[0,027]	[0,037]
	0,386	0,350	0,317	0,280	0,106	0,160	-0,116	-0,176
P_2002	[0,032]	[0,026]	[0,039]	[0,031]	[0,032]	[0,068]	[0,027]	[0,037]
	0,545	0,455	0,407	0,382	0,197	0,189	-0,132	-0,150
P_2003	[0,034]	[0,027]	[0,040]	[0,032]	[0,033]	[0,069]	[0,027]	[0,037]
	0,613	0,558	0,563	0,504	0,287	0,216	-0,071	-0,127
P_2004	[0,034]	[0,028]	[0,042]	[0,033]	[0,034]	[0,070]	[0,027]	[0,037]
	0,670	0,592	0,665	0,594	0,309	0,219	-0,099	-0,136
P_2005	[0,035]	[0,029]	[0,043]	[0,034]	[0,034]	[0,070]	[0,027]	[0,037]
	0,767	0,699	0,795	0,697	0,392	0,293	-0,105	-0,129
P_2006	[0,036]	[0,030]	[0,045]	[0,035]	[0,035]	[0,072]	[0,027]	[0,037]
	0,955	0,880	0,930	0,813	0,468	0,333	-0,043	-0,039
P_2007	[0,039]	[0,032]	[0,047]	[0,036]	[0,036]	[0,074]	[0,027]	[0,037]
	0,954	0,861	1,169	1,000	0,531	0,349	0,105	0,038
P_2008	[0,039]	[0,032]	[0,051]	[0,039]	[0,037]	[0,074]	[0,027]	[0,037]
	0,894	0,783	1,209	1,069	0,649	0,397	0,089	-0,018
C_1952	[0,042]	[0,034]	[0,056]	[0,042]	[0,041]	[0,080]	[0,029]	[0,039]
	0,084	0,276	-0,175	-0,313	0,014	0,368	0,123	0,218
C_1953	[0,095]	[0,091]	[0,114]	[0,097]	[0,111]	[0,237]	[0,082]	[0,109]
	0,061	0,339	-0,210	-0,226	0,064	0,257	0,149	0,226
C_1954	[0,068]	[0,068]	[0,081]	[0,070]	[0,080]	[0,164]	[0,058]	[0,077]
	-0,007	0,258	-0,298	-0,304	0,049	0,106	0,100	0,209
C_1955	[0,056]	[0,055]	[0,066]	[0,056]	[0,066]	[0,134]	[0,048]	[0,064]
	0,020	0,172	-0,350	-0,313	0,009	-0,021	0,117	0,201
C_1956	[0,050]	[0,048]	[0,057]	[0,049]	[0,057]	[0,114]	[0,042]	[0,055]
	0,074	0,171	-0,340	-0,320	-0,025	0,022	0,068	0,141
C_1957	[0,047]	[0,043]	[0,051]	[0,044]	[0,051]	[0,104]	[0,038]	[0,050]
	0,079	0,169	-0,317	-0,273	0,048	0,028	0,050	0,056
C_1958	[0,044]	[0,041]	[0,048]	[0,041]	[0,047]	[0,096]	[0,035]	[0,046]
	0,022	0,168	-0,262	-0,275	-0,065	-0,017	0,076	0,003
C_1959	[0,041]	[0,039]	[0,045]	[0,038]	[0,043]	[0,089]	[0,032]	[0,044]
	0,054	0,169	-0,210	-0,185	-0,120	-0,112	0,043	0,016
C_1960	[0,040]	[0,037]	[0,043]	[0,037]	[0,040]	[0,083]	[0,031]	[0,041]
	-0,013	0,071	-0,151	-0,093	-0,083	-0,004	0,042	-0,036
C_1961	[0,038]	[0,035]	[0,041]	[0,036]	[0,038]	[0,080]	[0,029]	[0,039]
	0,069	0,053	-0,103	-0,030	-0,034	-0,099	0,027	-0,140
C_1962	[0,038]	[0,033]	[0,040]	[0,035]	[0,037]	[0,075]	[0,028]	[0,038]
	0,047	0,025	-0,073	-0,006	-0,046	-0,220	0,004	-0,033
	[0,037]	[0,032]	[0,039]	[0,034]	[0,035]	[0,071]	[0,027]	[0,037]

continua na próxima página

Tabela 48 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
C_1963	-0,001	-0,006	-0,046	0,054	-0,068	-0,097	-0,005	0,027
	[0,035]	[0,031]	[0,038]	[0,033]	[0,033]	[0,070]	[0,027]	[0,036]
C_1964	-0,039	-0,070	0,026	0,090	-0,076	-0,186	0,046	0,019
	[0,034]	[0,029]	[0,038]	[0,032]	[0,032]	[0,067]	[0,027]	[0,037]
C_1965	-0,014	-0,070	0,032	0,128	-0,071	-0,134	0,059	0,026
	[0,034]	[0,029]	[0,036]	[0,031]	[0,031]	[0,066]	[0,028]	[0,037]
C_1966	-0,073	-0,139	0,035	0,095	-0,090	0,070	0,040	0,046
	[0,033]	[0,027]	[0,035]	[0,030]	[0,030]	[0,068]	[0,028]	[0,037]
C_1967	-0,085	-0,158	0,026	0,077	-0,079	-0,066	0,063	-0,011
	[0,032]	[0,026]	[0,034]	[0,029]	[0,030]	[0,067]	[0,028]	[0,038]
C_1968	-0,107	-0,179	0,048	0,093	-0,100	-0,041	0,033	-0,021
	[0,031]	[0,026]	[0,033]	[0,028]	[0,031]	[0,068]	[0,028]	[0,038]
C_1969	-0,122	-0,239	0,045	0,095	-0,097	-0,308	0,038	0,017
	[0,030]	[0,025]	[0,032]	[0,027]	[0,031]	[0,065]	[0,029]	[0,038]
C_1970	-0,145	-0,226	0,063	0,108	-0,093	-0,128	0,059	0,049
	[0,029]	[0,024]	[0,032]	[0,027]	[0,031]	[0,068]	[0,029]	[0,038]
C_1971	-0,118	-0,177	0,082	0,121	-0,082	-0,166	0,058	0,002
	[0,028]	[0,023]	[0,033]	[0,028]	[0,031]	[0,068]	[0,029]	[0,039]
C_1972	-0,120	-0,225	0,089	0,091	-0,068	-0,118	0,040	-0,003
	[0,027]	[0,022]	[0,034]	[0,028]	[0,032]	[0,068]	[0,029]	[0,039]
C_1973	-0,144	-0,264	0,078	0,070	-0,033	-0,242	0,056	0,040
	[0,026]	[0,022]	[0,034]	[0,028]	[0,032]	[0,067]	[0,029]	[0,039]
C_1974	-0,156	-0,278	0,086	0,090	-0,011	-0,208	0,012	0,071
	[0,026]	[0,022]	[0,035]	[0,029]	[0,032]	[0,068]	[0,029]	[0,038]
C_1975	-0,152	-0,251	0,068	0,108	0,033	-0,099	-0,008	0,060
	[0,026]	[0,022]	[0,035]	[0,029]	[0,033]	[0,069]	[0,029]	[0,038]
C_1976	-0,119	-0,272	0,102	0,080	0,037	-0,100	0,000	0,050
	[0,027]	[0,022]	[0,036]	[0,030]	[0,033]	[0,069]	[0,028]	[0,038]
C_1977	-0,123	-0,269	0,132	0,099	0,102	-0,179	0,047	-0,046
	[0,027]	[0,023]	[0,037]	[0,030]	[0,033]	[0,069]	[0,028]	[0,038]
C_1978	-0,146	-0,244	0,137	0,126	0,123	-0,177	-0,002	-0,041
	[0,028]	[0,023]	[0,038]	[0,031]	[0,034]	[0,068]	[0,028]	[0,038]
C_1979	-0,080	-0,229	0,173	0,153	0,156	-0,218	-0,030	-0,047
	[0,029]	[0,024]	[0,039]	[0,031]	[0,034]	[0,068]	[0,028]	[0,037]
C_1980	-0,064	-0,182	0,229	0,203	0,202	-0,021	-0,041	-0,088
	[0,030]	[0,025]	[0,040]	[0,033]	[0,036]	[0,073]	[0,029]	[0,039]
C_1981	-0,047	-0,126	0,299	0,260	0,217	-0,023	-0,055	-0,086
	[0,030]	[0,026]	[0,042]	[0,034]	[0,037]	[0,077]	[0,030]	[0,042]
C_1982	-0,028	-0,098	0,307	0,276	0,194	0,356	-0,079	-0,114
	[0,031]	[0,026]	[0,044]	[0,036]	[0,038]	[0,088]	[0,032]	[0,044]
C_1983	-0,020	-0,059	0,336	0,269	0,195	0,286	-0,075	-0,166
	[0,032]	[0,027]	[0,046]	[0,037]	[0,040]	[0,091]	[0,034]	[0,048]
C_1984	0,011	-0,065	0,367	0,339	0,124	0,048	-0,113	-0,118

continua na próxima página

Tabela 48 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
C_1985	[0,034] 0,019	[0,028] -0,058	[0,048] 0,353	[0,039] 0,329	[0,041] 0,079	[0,090] 0,212	[0,037] -0,110	[0,051] -0,130
C_1986	[0,035] 0,032	[0,029] -0,007	[0,050] 0,329	[0,040] 0,276	[0,043] 0,092	[0,100] 0,087	[0,040] -0,074	[0,055] -0,084
C_1987	[0,036] 0,077	[0,030] 0,080	[0,052] 0,320	[0,041] 0,306	[0,045] 0,080	[0,103] 0,162	[0,045] -0,066	[0,061] -0,128
C_1988	[0,037] 0,161	[0,032] 0,178	[0,053] 0,335	[0,043] 0,263	[0,047] 0,053	[0,112] 0,302	[0,051] -0,099	[0,071] -0,146
C_1989	[0,039] 0,270	[0,033] 0,289	[0,056] 0,274	[0,044] 0,201	[0,050] 0,027	[0,126] 0,383	[0,061] -0,150	[0,086] 0,042
C_1990	[0,041] 0,236	[0,035] 0,254	[0,057] 0,170	[0,045] 0,083	[0,053] -0,049	[0,141] 0,304	[0,083] -0,443	[0,109] -0,079
C_1991	[0,042] 0,237	[0,036] 0,317	[0,059] 0,129	[0,046] -0,006	[0,058] -0,114	[0,155] -0,123	[0,175] -	[0,203] -
C_1992	[0,043] 0,309	[0,038] 0,353	[0,061] -0,001	[0,048] -0,062	[0,065] -0,206	[0,166] 0,128	-	-
C_1993	[0,044] 0,361	[0,039] 0,351	[0,063] -0,030	[0,050] -0,146	[0,078] -0,288	[0,207] -0,012	-	-
C_1994	[0,046] 0,358	[0,040] 0,340	[0,066] -0,229	[0,052] -0,267	[0,123] -	[0,320] -	-	-
C_1995	[0,047] 0,272	[0,041] 0,309	[0,070] -0,477	[0,056] -0,475	-	-	-	-
C_1996	[0,047] 0,182	[0,042] 0,243	[0,077] -0,711	[0,063] -0,589	-	-	-	-
C_1997	[0,048] 0,114	[0,043] 0,190	[0,091] -0,687	[0,076] -0,601	-	-	-	-
C_1998	[0,049] 0,022	[0,044] 0,043	[0,143] -	[0,125] -	-	-	-	-
C_1999	[0,051] -0,331	[0,046] -0,254	-	-	-	-	-	-
C_2000	[0,053] -0,597	[0,048] -0,419	-	-	-	-	-	-
C_2001	[0,063] -0,325	[0,058] -0,256	-	-	-	-	-	-
constante	[0,100] 2,401	[0,099] 2,050	[0,009] 1,383	[0,008] 1,221	[0,008] 1,016	[0,019] 0,935	[0,008] -0,851	[0,011] -0,930
N. Obs	644	644	532	532	420	420	336	336
L	-129,15	-154,68	-162,66	-171,35	-150,57	-154,95	-134,55	-131,52
AIC	0,71	0,78	0,95	0,98	1,11	1,13	1,25	1,24
BIC	-3530,70	-3530,75	-2773,04	-2773,34	-2040,80	-2037,78	-1512,01	-1511,65
Deviance	0,67	0,61	1,24	0,93	0,81	3,82	0,44	0,80

Fonte: Microdados da PNAD 1981-2008. Obs.: Erro padrão entre parênteses

Tabela 49: Modelo IPC estimado usando o Modelo Linear Generalizado Restrito (MLGR) segundo transições escolares selecionadas

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
I_8	2,314 [0,123]	2,194 [0,121]	-	-	-	-	-	-
I_9	3,361 [0,242]	3,091 [0,238]	-	-	-	-	-	-
I_10	3,942 [0,362]	3,545 [0,355]	-	-	-	-	-	-
I_11	4,380 [0,483]	3,870 [0,473]	-	-	-	-	-	-
I_12	4,765 [0,603]	4,113 [0,591]	2,006 [0,150]	1,739 [0,127]	-	-	-	-
I_13	5,089 [0,723]	4,307 [0,709]	2,713 [0,293]	2,271 [0,249]	-	-	-	-
I_14	5,325 [0,844]	4,396 [0,827]	3,115 [0,438]	2,542 [0,371]	-	-	-	-
I_15	5,387 [0,964]	4,379 [0,945]	3,375 [0,583]	2,729 [0,494]	-	-	-	-
I_16	5,424 [1,084]	4,324 [1,063]	3,635 [0,728]	2,868 [0,617]	1,665 [0,146]	3,561 [0,313]	-	-
I_17	5,445 [1,205]	4,270 [1,182]	3,792 [0,873]	2,903 [0,741]	2,217 [0,288]	3,796 [0,609]	-	-
I_18	5,453 [1,325]	4,209 [1,300]	3,890 [1,018]	2,910 [0,864]	2,432 [0,430]	4,006 [0,909]	-	-
I_19	5,429 [1,445]	4,158 [1,418]	3,980 [1,163]	2,893 [0,987]	2,573 [0,573]	3,836 [1,209]	1,065 [0,110]	0,850 [0,145]
I_20	5,404 [1,566]	4,053 [1,536]	3,980 [1,308]	2,778 [1,110]	2,606 [0,715]	3,978 [1,510]	1,419 [0,211]	1,296 [0,279]
I_21	5,406 [1,686]	3,999 [1,654]	4,013 [1,453]	2,725 [1,233]	2,610 [0,858]	4,031 [1,811]	1,576 [0,315]	1,431 [0,416]
I_22	5,303 [1,807]	3,820 [1,772]	4,006 [1,598]	2,582 [1,356]	2,611 [1,001]	4,161 [2,112]	1,651 [0,419]	1,527 [0,553]
I_23	5,257 [1,927]	3,750 [1,890]	4,008 [1,744]	2,478 [1,480]	2,514 [1,144]	4,251 [2,413]	1,633 [0,523]	1,573 [0,691]
I_24	5,240 [2,047]	3,682 [2,008]	4,013 [1,889]	2,342 [1,603]	2,487 [1,287]	4,279 [2,714]	1,668 [0,627]	1,609 [0,828]
I_25	5,177 [2,168]	3,511 [2,126]	4,007 [2,034]	2,202 [1,726]	2,421 [1,430]	4,390 [3,016]	1,658 [0,731]	1,597 [0,966]
I_26	5,164 [2,288]	3,407 [2,244]	3,971 [2,179]	2,102 [1,849]	2,358 [1,572]	4,463 [3,317]	1,608 [0,835]	1,596 [1,103]
I_27	5,134 [2,408]	3,326 [2,362]	3,979 [2,325]	1,960 [1,973]	2,300 [1,715]	4,689 [3,618]	1,616 [0,940]	1,617 [1,241]

Continua na próxima página

Tabela 49 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
I_28	5,101	3,179	4,081	1,939	2,234	4,644	1,635	1,666
	[2,531]	[2,482]	[2,472]	[2,098]	[1,860]	[3,923]	[1,045]	[1,381]
I_29	5,054	3,056	4,072	1,833	2,171	4,825	1,620	1,678
	[2,647]	[2,597]	[2,612]	[2,217]	[1,999]	[4,217]	[1,147]	[1,515]
P_1982	0,050	0,134	0,000	0,115	0,061	-0,058	0,039	-0,080
	[0,120]	[0,118]	[0,145]	[0,123]	[0,143]	[0,302]	[0,104]	[0,138]
P_1983	0,099	0,268	-0,005	0,232	0,126	-0,035	0,078	0,010
	[0,241]	[0,236]	[0,290]	[0,246]	[0,286]	[0,603]	[0,208]	[0,275]
P_1984	0,109	0,364	-0,023	0,323	0,152	-0,150	0,062	-0,035
	[0,361]	[0,354]	[0,435]	[0,369]	[0,428]	[0,902]	[0,312]	[0,412]
P_1985	0,195	0,510	-0,019	0,456	0,190	-0,285	0,083	-0,040
	[0,481]	[0,472]	[0,580]	[0,492]	[0,570]	[1,202]	[0,415]	[0,549]
P_1986	0,244	0,657	-0,023	0,603	0,221	-0,332	0,106	0,016
	[0,601]	[0,590]	[0,725]	[0,615]	[0,712]	[1,503]	[0,519]	[0,686]
P_1987	0,269	0,761	0,001	0,724	0,338	-0,429	0,130	-0,025
	[0,721]	[0,708]	[0,870]	[0,738]	[0,855]	[1,804]	[0,624]	[0,824]
P_1988	0,343	0,879	-0,009	0,831	0,428	-0,515	0,144	-0,069
	[0,841]	[0,826]	[1,015]	[0,861]	[0,998]	[2,105]	[0,728]	[0,961]
P_1989	0,337	0,975	-0,006	0,934	0,472	-0,615	0,114	-0,095
	[0,962]	[0,944]	[1,160]	[0,984]	[1,141]	[2,407]	[0,832]	[1,099]
P_1990	0,394	1,059	-0,007	1,019	0,526	-0,700	0,194	-0,042
	[1,082]	[1,062]	[1,305]	[1,107]	[1,284]	[2,708]	[0,936]	[1,237]
P_1991	0,354	1,123	-0,005	1,127	0,564	-0,813	0,202	-0,043
	[1,203]	[1,180]	[1,450]	[1,231]	[1,426]	[3,009]	[1,041]	[1,374]
P_1992	0,314	1,189	-0,006	1,231	0,592	-0,927	0,208	-0,038
	[1,323]	[1,298]	[1,595]	[1,354]	[1,569]	[3,310]	[1,145]	[1,512]
P_1993	0,371	1,293	-0,020	1,374	0,662	-1,029	0,243	-0,079
	[1,443]	[1,416]	[1,741]	[1,477]	[1,712]	[3,612]	[1,249]	[1,650]
P_1994	0,434	1,403	-0,018	1,498	0,739	-1,135	0,256	-0,033
	[1,564]	[1,534]	[1,886]	[1,600]	[1,855]	[3,913]	[1,353]	[1,788]
P_1995	0,495	1,505	-0,017	1,620	0,809	-1,235	0,269	0,011
	[1,684]	[1,652]	[2,031]	[1,724]	[1,998]	[4,214]	[1,458]	[1,925]
P_1996	0,478	1,616	0,045	1,815	0,846	-1,373	0,251	-0,034
	[1,804]	[1,770]	[2,176]	[1,847]	[2,141]	[4,516]	[1,562]	[2,063]
P_1997	0,515	1,736	0,018	1,888	0,960	-1,418	0,278	-0,029
	[1,925]	[1,888]	[2,322]	[1,970]	[2,284]	[4,817]	[1,666]	[2,201]
P_1998	0,622	1,927	0,101	2,087	1,070	-1,511	0,298	-0,048
	[2,045]	[2,006]	[2,467]	[2,093]	[2,427]	[5,119]	[1,771]	[2,339]
P_1999	0,761	2,129	0,123	2,256	1,174	-1,627	0,287	-0,096
	[2,166]	[2,124]	[2,612]	[2,217]	[2,569]	[5,420]	[1,875]	[2,477]
P_2000	0,774	2,239	0,187	2,417	1,261	-1,655	0,297	-0,137
	[2,286]	[2,243]	[2,757]	[2,340]	[2,712]	[5,721]	[1,979]	[2,614]
P_2001	0,792	2,361	0,263	2,586	1,341	-1,694	0,315	-0,168

Continua na próxima página

Tabela 49 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
P_2002	[2,406]	[2,361]	[2,903]	[2,463]	[2,855]	[6,023]	[2,084]	[2,752]
	0,928	2,530	0,317	2,774	1,483	-1,777	0,325	-0,134
P_2003	[2,527]	[2,479]	[3,048]	[2,586]	[2,998]	[6,324]	[2,188]	[2,890]
	0,973	2,696	0,438	2,982	1,623	-1,861	0,412	-0,103
P_2004	[2,647]	[2,597]	[3,193]	[2,710]	[3,141]	[6,626]	[2,292]	[3,028]
	1,007	2,793	0,504	3,159	1,696	-1,970	0,411	-0,103
P_2005	[2,768]	[2,715]	[3,338]	[2,833]	[3,284]	[6,927]	[2,397]	[3,166]
	1,080	2,963	0,599	3,350	1,829	-2,007	0,431	-0,088
P_2006	[2,888]	[2,833]	[3,484]	[2,956]	[3,427]	[7,229]	[2,501]	[3,303]
	1,245	3,207	0,698	3,552	1,955	-2,079	0,518	0,011
P_2007	[3,009]	[2,951]	[3,629]	[3,079]	[3,570]	[7,530]	[2,605]	[3,441]
	1,222	3,251	0,902	3,826	2,069	-2,174	0,692	0,096
P_2008	[3,129]	[3,069]	[3,774]	[3,203]	[3,713]	[7,831]	[2,710]	[3,579]
	1,139	3,237	0,906	3,982	2,237	-2,237	0,702	0,049
C_1954	[3,249]	[3,187]	[3,920]	[3,326]	[3,856]	[8,133]	[2,814]	[3,717]
	-0,046	-0,144	-0,052	-0,165	-0,066	-0,040	-0,075	-0,026
C_1955	[0,179]	[0,178]	[0,215]	[0,183]	[0,213]	[0,441]	[0,154]	[0,204]
	0,005	-0,293	-0,069	-0,260	-0,157	-0,055	-0,085	-0,042
C_1956	[0,291]	[0,287]	[0,349]	[0,297]	[0,345]	[0,721]	[0,251]	[0,331]
	0,082	-0,358	-0,023	-0,354	-0,241	0,099	-0,160	-0,111
C_1957	[0,408]	[0,402]	[0,490]	[0,417]	[0,483]	[1,014]	[0,352]	[0,465]
	0,110	-0,423	0,035	-0,394	-0,218	0,216	-0,204	-0,205
C_1958	[0,526]	[0,518]	[0,633]	[0,538]	[0,624]	[1,311]	[0,455]	[0,601]
	0,076	-0,487	0,126	-0,483	-0,381	0,284	-0,203	-0,266
C_1959	[0,646]	[0,635]	[0,777]	[0,661]	[0,766]	[1,610]	[0,558]	[0,737]
	0,131	-0,549	0,213	-0,480	-0,487	0,300	-0,262	-0,261
C_1960	[0,765]	[0,752]	[0,922]	[0,783]	[0,908]	[1,909]	[0,662]	[0,874]
	0,087	-0,711	0,308	-0,474	-0,500	0,519	-0,289	-0,322
C_1961	[0,885]	[0,870]	[1,067]	[0,906]	[1,050]	[2,210]	[0,766]	[1,012]
	0,192	-0,792	0,392	-0,498	-0,501	0,535	-0,330	-0,434
C_1962	[1,005]	[0,988]	[1,211]	[1,029]	[1,193]	[2,510]	[0,870]	[1,149]
	0,192	-0,883	0,457	-0,561	-0,564	0,527	-0,380	-0,335
C_1963	[1,125]	[1,105]	[1,356]	[1,152]	[1,335]	[2,811]	[0,974]	[1,286]
	0,167	-0,977	0,519	-0,587	-0,636	0,760	-0,414	-0,284
C_1964	[1,245]	[1,223]	[1,501]	[1,275]	[1,478]	[3,112]	[1,078]	[1,424]
	0,153	-1,105	0,626	-0,638	-0,694	0,783	-0,389	-0,301
C_1965	[1,366]	[1,341]	[1,646]	[1,398]	[1,621]	[3,413]	[1,182]	[1,562]
	0,201	-1,167	0,668	-0,687	-0,740	0,946	-0,403	-0,302
C_1966	[1,486]	[1,459]	[1,791]	[1,521]	[1,763]	[3,714]	[1,286]	[1,699]
	0,165	-1,300	0,706	-0,807	-0,809	1,262	-0,447	-0,290
C_1967	[1,606]	[1,577]	[1,937]	[1,644]	[1,906]	[4,015]	[1,391]	[1,837]
	0,176	-1,382	0,733	-0,911	-0,849	1,238	-0,450	-0,355
	[1,727]	[1,695]	[2,082]	[1,767]	[2,049]	[4,316]	[1,495]	[1,975]

Continua na próxima página

Tabela 49 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
C_1968	0,176 [1,847]	-1,466 [1,813]	0,791 [2,227]	-0,982 [1,890]	-0,920 [2,192]	1,374 [4,618]	-0,506 [1,599]	-0,374 [2,112]
C_1969	0,185 [1,967]	-1,590 [1,931]	0,823 [2,372]	-1,066 [2,014]	-0,968 [2,335]	1,219 [4,919]	-0,527 [1,703]	-0,345 [2,250]
C_1970	0,184 [2,087]	-1,639 [2,049]	0,877 [2,517]	-1,140 [2,137]	-1,014 [2,477]	1,510 [5,220]	-0,533 [1,808]	-0,321 [2,388]
C_1971	0,234 [2,208]	-1,654 [2,167]	0,931 [2,662]	-1,214 [2,260]	-1,054 [2,620]	1,583 [5,521]	-0,559 [1,912]	-0,376 [2,526]
C_1972	0,256 [2,328]	-1,765 [2,285]	0,974 [2,807]	-1,331 [2,383]	-1,089 [2,763]	1,742 [5,823]	-0,603 [2,016]	-0,390 [2,663]
C_1973	0,255 [2,448]	-1,867 [2,403]	0,998 [2,953]	-1,439 [2,506]	-1,105 [2,906]	1,730 [6,124]	-0,613 [2,121]	-0,356 [2,801]
C_1974	0,265 [2,569]	-1,944 [2,521]	1,042 [3,098]	-1,506 [2,630]	-1,134 [3,049]	1,876 [6,425]	-0,683 [2,225]	-0,333 [2,939]
C_1975	0,293 [2,689]	-1,980 [2,640]	1,059 [3,243]	-1,575 [2,753]	-1,140 [3,192]	2,096 [6,727]	-0,729 [2,329]	-0,353 [3,077]
C_1976	0,349 [2,810]	-2,064 [2,758]	1,129 [3,388]	-1,689 [2,876]	-1,186 [3,334]	2,207 [7,028]	-0,747 [2,433]	-0,371 [3,215]
C_1977	0,368 [2,930]	-2,125 [2,876]	1,194 [3,534]	-1,757 [2,999]	-1,171 [3,477]	2,239 [7,330]	-0,726 [2,538]	-0,476 [3,352]
C_1978	0,367 [3,050]	-2,164 [2,994]	1,235 [3,679]	-1,816 [3,123]	-1,201 [3,620]	2,352 [7,631]	-0,801 [2,642]	-0,479 [3,490]
C_1979	0,457 [3,171]	-2,211 [3,112]	1,306 [3,824]	-1,876 [3,246]	-1,218 [3,763]	2,423 [7,932]	-0,855 [2,746]	-0,493 [3,628]
C_1980	0,496 [3,291]	-2,227 [3,230]	1,398 [3,969]	-1,913 [3,369]	-1,222 [3,906]	2,732 [8,233]	-0,891 [2,851]	-0,542 [3,765]
C_1981	0,535 [3,412]	-2,235 [3,348]	1,503 [4,115]	-1,943 [3,492]	-1,258 [4,049]	2,840 [8,535]	-0,932 [2,955]	-0,549 [3,903]
C_1982	0,578 [3,532]	-2,270 [3,466]	1,547 [4,260]	-2,013 [3,616]	-1,331 [4,192]	3,331 [8,837]	-0,982 [3,059]	-0,585 [4,041]
C_1983	0,608 [3,652]	-2,294 [3,584]	1,611 [4,405]	-2,107 [3,739]	-1,380 [4,335]	3,372 [9,138]	-1,003 [3,164]	-0,646 [4,179]
C_1984	0,663 [3,773]	-2,363 [3,702]	1,678 [4,550]	-2,124 [3,862]	-1,502 [4,478]	3,246 [9,439]	-1,068 [3,268]	-0,606 [4,317]
C_1985	0,694 [3,893]	-2,419 [3,820]	1,699 [4,696]	-2,220 [3,985]	-1,598 [4,621]	3,522 [9,741]	-1,091 [3,372]	-0,626 [4,455]
C_1986	0,729 [4,014]	-2,432 [3,939]	1,711 [4,841]	-2,361 [4,109]	-1,635 [4,763]	3,508 [10,042]	-1,081 [3,477]	-0,590 [4,593]
C_1987	0,797 [4,134]	-2,408 [4,057]	1,737 [4,986]	-2,418 [4,232]	-1,697 [4,906]	3,695 [10,344]	-1,099 [3,581]	-0,642 [4,731]
C_1988	0,905 [4,254]	-2,373 [4,175]	1,788 [5,131]	-2,547 [4,355]	-1,775 [5,049]	3,946 [10,645]	-1,158 [3,686]	-0,668 [4,869]
C_1989	1,037	-2,325	1,763	-2,696	-1,851	4,139	-1,235	-0,488

Continua na próxima página

Tabela 49 – continuação da página anterior

	e0		e4		e8		e11	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
	[4,375]	[4,293]	[5,277]	[4,478]	[5,192]	[10,947]	[3,791]	[5,007]
C_1990	1,026	-2,424	1,693	-2,900	-1,977	4,170	-1,554	-0,618
	[4,495]	[4,411]	[5,422]	[4,602]	[5,335]	[11,249]	[3,898]	[5,148]
C_1991	1,049	-2,423	1,688	-3,076	-2,092	3,855	-	-
	[4,616]	[4,529]	[5,567]	[4,725]	[5,478]	[11,550]		
C_1992	1,144	-2,450	1,594	-3,219	-2,235	4,218	-	-
	[4,736]	[4,647]	[5,712]	[4,848]	[5,621]	[11,852]		
C_1993	1,219	-2,516	1,600	-3,389	-2,368	4,189	-	-
	[4,856]	[4,765]	[5,858]	[4,972]	[5,765]	[12,156]		
C_1994	1,239	-2,590	1,437	-3,598	-	-	-	-
	[4,977]	[4,883]	[6,003]	[5,095]				
C_1995	1,176	-2,684	1,224	-3,892	-	-	-	-
	[5,097]	[5,001]	[6,148]	[5,218]				
C_1996	1,109	-2,814	1,026	-4,092	-	-	-	-
	[5,218]	[5,120]	[6,294]	[5,342]				
C_1997	1,065	-2,930	1,086	-4,192	-	-	-	-
	[5,338]	[5,238]	[6,440]	[5,466]				
C_1998	0,995	-3,140	-	-	-	-	-	-
	[5,458]	[5,356]						
C_1999	0,666	-3,500	-	-	-	-	-	-
	[5,579]	[5,474]						
C_2000	0,423	-3,729	-	-	-	-	-	-
	[5,699]	[5,592]						
C_2001	0,717	-3,629	-	-	-	-	-	-
	[5,820]	[5,711]						
constante	-3,353	-1,319	-3,274	-1,186	-1,058	-3,778	-1,926	-1,874
	[2,571]	[2,523]	[2,520]	[2,139]	[1,909]	[4,022]	[1,081]	[1,429]
N. Obs	644	644	532	532	420	420	336	336
L	-129,15	-154,68	-162,66	-171,35	-150,57	-154,95	-134,55	-131,52
AIC	0,71	0,78	0,95	0,98	1,11	1,13	1,25	1,24
BIC	-3530,70	-3530,75	-2773,04	-2773,34	-2040,80	-2037,78	-1512,01	-1511,65
Deviance	0,67	0,61	1,24	0,93	0,81	3,82	0,44	0,80

Fonte: Microdados da PNAD 1981-2008

Obs.: Erro padrão entre parênteses

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)