

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 414

**DE ONDE VIM E ATÉ ONDE VOU: UMA ANÁLISE PRELIMINAR DA DESIGUALDADE
SOCIOECONÔMICA E ENTRADA NO ENSINO SUPERIOR BRASILEIRO**

Raquel Rangel de Meireles Guimarães

Gilvan Ramalho Guedes

Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto

Novembro de 2010

Ficha catalográfica

370.981 Guimaraes, Raquel Rangel de Meireles
G963d De onde vim e até onde vou: uma análise preliminar da
2010 desigualdade socioeconômica e entrada no Ensino Superior
brasileiro / Raquel Rangel de Meireles Guimaraes; Gilvan
Ramalho Guedes; Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto - Belo
Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2010.

21p. (Texto para discussão ; 414)

1. Educação - Brasil. 2. Ensino superior - Aspectos
econômicos - Brasil. 3. Ensino superior - Aspectos sociais -
Brasil. 4. Ensino superior e Estado - Brasil. 5. Brasil - Política
social. I. Guedes, Gilvan Ramalho. II. Rios-Neto, Eduardo
Luiz Gonçalves. III. Universidade Federal de Minas Gerais.
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV.
Título. V. Série.

CDD

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

**DE ONDE VIM E ATÉ ONDE VOU: UMA ANÁLISE PRELIMINAR DA DESIGUALDADE
SOCIOECONÔMICA E ENTRADA NO ENSINO SUPERIOR BRASILEIRO**

Raquel Rangel de Meireles Guimarães

Doutoranda em Demografia/CEDEPLAR/UFMG – Bolsista do CNPq – raquel@cedeplar.ufmg.br

Gilvan Ramalho Guedes

Pesquisador Associado / Environmental Change Initiative – Brown University e Cientista colaborador / ACT – Indiana University - Gilvan_Guedes@brown.edu

Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto

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

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

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	6
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	7
2.1. Influência das origens sociais sobre a probabilidade de entrada no Ensino Superior	7
2.2. O efeito das origens sociais sobre a probabilidade de entrada no Ensino Superior: comportamento frente às políticas expansionistas	9
3. DADOS E MÉTODOS	9
3.1. O método Grade of Membership para variáveis latentes hierárquicas.....	11
4. RESULTADOS.....	14
4.1. Delineamento dos perfis.....	14
4.2. Modelo logístico para a probabilidade de entrada no Ensino Superior.....	15
CONSIDERAÇÕES FINAIS	19
REFERÊNCIAS	20

RESUMO

Este artigo testou a hipótese de que as políticas de democratização ao Ensino Superior adotadas no Brasil ao longo dos anos 2000 levaram a um relaxamento da associação entre background socioeconômico e as chances de entrada neste nível de ensino. Para tanto, utilizamos os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego, e acompanhamos a trajetória dos indivíduos com idade entre 16 e 30 anos ao longo de um ano, nos seguintes períodos: 2002/2003 e 2008/2009. Os resultados mostraram que esta hipótese é verdadeira para o caso brasileiro metropolitano, e a principal implicação deste resultado é mostrar que as políticas de expansão educacional podem ser decisivas na redução na desigualdade nas oportunidades.

ABSTRACT

In this article we test the hypothesis in which the democratization policies for higher education adopted in Brazil had reduced the strength of the association between socioeconomic background and the entry chances in this educational level. For this, we used microdata from Monthly Employment Survey (IBGE), and we followed the educational trajectory of the individuals aged 16 to 30 for a year in the following periods: 2002/2003 and 2008/2009. The results show that this hypothesis holds for residents in the metropolitan areas. Results suggest that educational expansion policies may be decisive in reducing the inequality of opportunities.

Palavras-chave: Acesso ao Ensino Superior; Modelo de Transição Escolar; Grade of Membership.

Keywords: Entry to Tertiary Education; School Transitions Model; Grade of Membership

JEL: Y80

1. INTRODUÇÃO

O Ensino Superior Brasileiro passou por mudanças bastante significativas desde a primeira universidade criada no país em 1920. A primeira grande transformação ocorreu no âmbito do governo Fernando Henrique Cardoso, com a aprovação da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) em 1996. Esta lei propôs uma revolução no ensino superior, com participação intensiva do setor privado no provimento de vagas. Ademais, esta lei objetivou a administração “racional” dos recursos públicos em educação, com expansão dos cursos noturnos e aumento das matrículas, sem, contudo, nenhuma contrapartida em termos de despesas adicionais. O resultado desta nova diretriz foi uma expansão sem precedentes do ensino superior privado durante as duas gestões de Fernando Henrique Cardoso, sendo que, em 2001, a maioria das instituições de Ensino Superior eram administradas pela iniciativa privada. Neste mesmo período, contudo, o ensino público superior manteve-se estagnado (CUNHA, 2003).

Nos últimos oito anos o governo brasileiro implementou um conjunto de políticas direcionadas para a expansão não apenas das vagas, mas do acesso e da garantia de permanência no Ensino Superior. Tais medidas se deram tanto na esfera privada de ensino, mediante o estímulo e fortalecimento do crédito educativo e concessão de bolsas de estudo pelo Programa Universidade para Todos (ProUni), como também nas instituições federais de ensino superior, através do Plano de Aceleração do Crescimento para a Educação (Reuni), o qual prevê uma elevação em cerca de 20% nas vagas na graduação para as universidades que aderiram à proposta.

Com base na literatura sociológica que investiga a desigualdade nas oportunidades no acesso ao Ensino Superior, prediz-se que a expansão em um determinado nível de ensino entre dois períodos reduz a influência das origens sociais sobre a probabilidade de entrada neste nível de ensino (MARE, 1979, 1980 e 1981). Pode-se especular, portanto, em que medida as políticas de expansão e democratização do Ensino Superior no Brasil teriam levado, de fato, a uma redução na desigualdade no acesso ao Ensino Superior, uma vez que as mesmas enfraqueceram o vínculo entre a oportunidade econômica e social e a entrada no ensino terciário.

A importância de se investigar em que medida as oportunidades no acesso ao Ensino Superior estão bem distribuídas na população deve-se ao fato do Brasil ser um país no qual o retorno salarial à escolarização ainda é bastante elevado (CRESPO E REIS, 2009). Desta forma, as chances educacionais do indivíduo tendem a determinar as oportunidades econômicas que ele terá ao longo de sua vida.

O objetivo deste artigo é verificar em que medida houve uma redução na força da associação entre nível socioeconômico e a probabilidade de entrada no Ensino Superior durante os anos 2000, período em que foram adotadas no Brasil políticas para a democratização do acesso a este nível de ensino. Para tanto, utilizei os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE) em dois pontos no tempo: 2002/2003 e 2008/2009. Em cada um dos pontos no tempo, averigui as características socioeconômicas dos indivíduos que se encontravam expostos ao risco de realizar a transição para o Ensino Superior¹. A partir das variáveis que caracterizam estes indivíduos utilizei o

¹ Para que o indivíduo esteja exposto ao risco de estar frequentando o Ensino Superior no ano t+1 é necessário que, no ano t, ele tenha concluído o 3º ano do Ensino Médio. Ademais, ajustou-se esta exposição de tal forma que os indivíduos expostos

método *Grade of Membership* (GoM) para construir dois perfis latentes desta população: origem social desfavorecida e origem social favorecida. Em seguida, utilizei a medida de grau de pertencimento estimada pelo GoM para mensurar o efeito entre dois períodos de se pertencer a um grupo social favorecido sobre a probabilidade de entrada no Ensino Superior. A hipótese deste trabalho é que, se de fato as políticas educacionais de democratização do acesso e permanência no Ensino Superior cumpriram a missão a que se propuseram, então o efeito de se pertencer a um grupo social favorecido sobre a probabilidade de estar frequentando o Ensino Superior diminuirá entre os dois períodos.

A opção feita neste trabalho pela utilização do GoM deve-se ao fato de ele ser baseado na lógica dos conjuntos nebulosos. Desta forma, nesta abordagem, cada indivíduo possui um grau de pertencimento a um determinado grupo latente, de forma que toda a heterogeneidade entre os indivíduos é levada em consideração. Ademais, a heterogeneidade entre os indivíduos é um fenômeno central neste artigo, pois gostaríamos de medir o efeito puro do pertencimento a um grupo social favorecido sobre a probabilidade de entrada no Ensino Superior, ou seja, aquele que captura a heterogeneidade não-observada. Nestes casos, o GoM mostra-se como uma alternativa adequada de análise.

Este artigo apresenta cinco sessões, além desta introdução. Na segunda seção traço um breve apanhado das evidências teóricas sobre os determinantes socioeconômicos sobre a probabilidade de ascensão na trajetória escolar e da resposta destes determinantes às políticas educacionais. Na terceira seção descrevo a fonte de dados deste trabalho e o método *Grade of Membership* (GoM). Na quarta seção apresento os resultados da estimação dos perfis socioeconômicos e das regressões estimadas. Finalmente, na quinta seção sumário as evidências deste artigo e proponho futuros desenvolvimentos desta pesquisa.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Influência das origens sociais sobre a probabilidade de entrada no Ensino Superior

No que diz respeito aos fatores intervenientes na relação entre *background* familiar e as chances educacionais que um indivíduo terá ao longo de sua carreira escolar, 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 apud BLOSSFELD; SHAVIT, 1993). 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).

ao risco ainda estivessem em idade escolar.

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 valorados por seus professores (LAREAU; HORVAT, 1999).

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. 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).

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. 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).

Desta forma, podemos concluir que as origens sociais exercem um papel fundamental para definir o sucesso na carreira escolar dos filhos. 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).

2.2. O efeito das origens sociais sobre a probabilidade de entrada no Ensino Superior: comportamento frente às políticas expansionistas

Uma discussão da literatura de estratificação educacional diz respeito à evolução da desigualdade de oportunidades educacionais ao longo do tempo. Robert Mare foi um dos principais expoentes desta literatura, e sua hipótese para o comportamento da desigualdade nas oportunidades educacionais frente a uma política expansionista é que a expansão educacional em um nível de ensino reduz o efeito das origens sociais sobre as chances de progressão neste nível, dada uma redução nas barreiras econômicas pelo financiamento público (MARE 1979, 1980 e 1981). Note ainda que a expansão educacional também relaxa a influência das origens socioeconômicas quando a expansão de um segmento educacional é realizada pela iniciativa privada, i.e., mediante uma elevação na oferta de vagas e disponibilidade de crédito. Nesse sentido, o valor presente dos custos da faculdade entra no cálculo sobre a decisão racional de entrar ou não no ensino superior, o qual favorece as famílias com orçamentos menores devido à queda de preço.

Esta constatação foi, de certa forma, corroborada por vários estudiosos da estratificação educacional, embora um ponto discordante entre eles seja o efeito da expansão educacional em um nível de ensino sobre as chances de progressão nos demais níveis de ensino (RAFTERY; HOUT, 1993; SHAVIT; WESTERBEEK, 1998; RIJKEN, 1999 apud SHAVIT; YAISH; BAR-HAIM, 2007).

Um argumento que busca questionar a redução na desigualdade das oportunidades educacionais quando há expansão do ensino é proposto por Lucas (2001), o qual diz que 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.

Apesar do argumento de Lucas ser bastante adequado por combinar a dimensão do acesso e permanência na escola e a dimensão da qualidade do ensino, é uma tarefa um tanto complexa testar esta hipótese para o caso brasileiro. Em primeiro lugar, porque nas bases de dados domiciliares, sobre as quais é possível que sejam construídos painéis ou pseudo-painéis, em geral não são investigadas medidas da qualidade do ensino recebido. Desta forma, a hipótese a ser testada neste artigo é a proposta por Mare, segundo o qual o efeito das origens sociais sobre a probabilidade de progressão em uma determinada série declina se há expansão na mesma.

3. DADOS E MÉTODOS

Para analisar a probabilidade de entrada no Ensino Superior, utilizei os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME-IBGE) nos períodos 2002/2003 e 2008/2009. A PME é uma das poucas pesquisas longitudinais realizadas no Brasil e destina-se à coleta de informações sobre

emprego, renda e educação. Sua amostra compreende as RM de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Salvador.

A logística do painel da PME pode ser descrita da seguinte forma: durante quatro meses, o domicílio é entrevistado; nos oito meses subsequentes, o domicílio deixa a amostra; no décimo segundo mês após a primeira entrevista, o domicílio retorna à amostra e permanece por mais quatro meses. Desta forma, entre a primeira e a quinta entrevistas, tem-se uma medida das transições anuais pelas quais passaram os membros daquele domicílio.

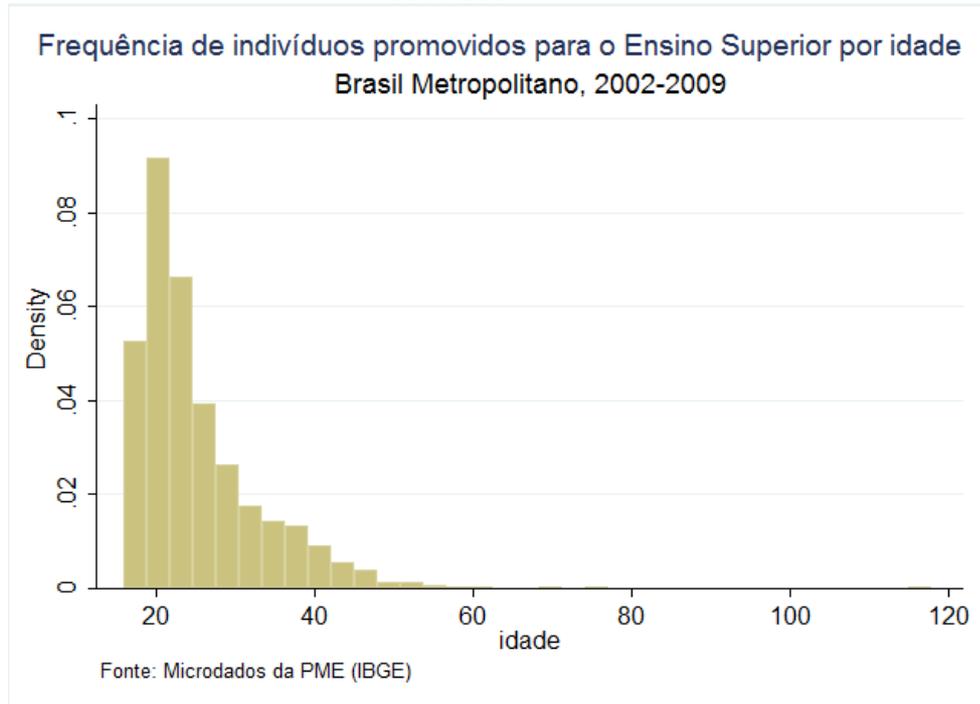
Uma das principais dificuldades no que concerne à utilização das bases da PME diz respeito à localização do mesmo indivíduo no painel de domicílios, ou seja, o pareamento dos indivíduos residentes no mesmo domicílio a cada entrevista. Isto porque pode não ser possível observar o mesmo indivíduo nas oito entrevistas. Portanto os dados da PME podem sofrer três tipos de atrição: porque os indivíduos migram ao longo da pesquisa, porque eles recusam-se a responder à pesquisa ou porque o critério de emparelhamento usualmente utilizado pode ser ineficiente (RIBAS; SOARES, 2008). Para contornar este problema, utilizaram-se os algoritmos de pareamento disponibilizados pelos pesquisadores, os quais utilizam informações exatas sobre a data de nascimento para a localização dos indivíduos no painel.

Para cumprir com o objetivo deste artigo, utilizei a primeira e a quinta entrevista dos indivíduos na PME para verificar se um indivíduo cuja última série concluída com sucesso foi a 3ª série do Ensino Médio no ano t estava frequentando o Ensino Superior no ano $t+1$. Contudo, há que se ajustar o número de expostos ao risco de frequentar o Ensino Superior segundo algum intervalo etário de referência, já que muitos indivíduos decidem parar de estudar quando concluem o Ensino Médio e, desta forma, nunca iriam adentrar no ensino superior. Desta forma, restringi a amostra para os indivíduos com idade entre 16 e 30 anos, de tal forma que, segundo minha hipótese, apenas os indivíduos situados nesta faixa etária estariam de fato expostos a ingressar no ensino superior no ano seguinte. Esta hipótese parece ser razoável. A Figura 1 mostra um histograma para a idade daqueles indivíduos que entraram no Ensino Superior após um ano. Podemos observar que a frequência amostral é, de fato, mais preponderante nesta faixa etária.

As variáveis constantes do questionário da PME que utilizei para mensurar as origens sociais estão descritas na Tabela 1. Optei por estas variáveis porque elas são informativas tanto das características individuais (se homem, se branco, condição e posição na ocupação no mercado de trabalho, se casado, se está defasado em relação a idade correta para entrada no Ensino Superior) quanto das características da infraestrutura educacional (Região Metropolitana de residência) e das condições familiares (terços do rendimento familiar derivado do trabalho², família é estendida, chefe é branco, escolaridade do chefe, se possui crianças ou idosos residentes). O código das categorias foi atribuído de tal forma que códigos mais elevados refletissem as melhores condições socioeconômicas. Esta opção se justifica porque o modelo utilizado neste trabalho é o GoM com função latente hierárquica, o qual será descrito na seção seguinte.

² Na Pesquisa Mensal de Emprego não é possível investigar outras rendas que não as provenientes do trabalho.

FIGURA 1



As características de background social do indivíduos investigadas foram aquelas da linha de base, i.e., as informações declaradas na primeira entrevista. Por sua vez, a variável de resultado (entrada no Ensino Superior) foi averiguada na quinta entrevista, ou seja, 12 meses após a primeira entrevista. Isto porque há uma defasagem temporal importante na análise e que está implícita na hipótese a ser testada: espero que as condições socioeconômicas do indivíduo no ano anterior tenham (ou não) criado condições favoráveis para que o indivíduo estivesse frequentando o Ensino Superior no ano seguinte.

3.1. O método Grade of Membership para variáveis latentes hierárquicas

O GoM é uma metodologia de classificação baseada na lógica dos conjuntos nebulosos. A vantagem implícita na utilização destes conjuntos é que, ao contrário dos métodos tradicionais de classificação, o GoM não pressupõe que os elementos estão organizados em partições bem definidas. Sua implementação permite a derivação de dois conjuntos de parâmetros: o primeiro conjunto descreve como as variáveis selecionadas estão associadas com as classes latentes nebulosas identificadas pelo modelo, enquanto que o segundo conjunto explicita como as características observadas dos indivíduos se relaciona com cada classe nebulosa (MANTON et al., 1992).

TABELA 1

Variáveis do modelo Grade of Membership extraídas da Pesquisa Mensal de Emprego

	Variável	Código	Descrição
Variáveis individuais	Região Metropolitana	0	Recife
		1	Salvador
		2	Belo Horizonte
		3	Porto Alegre
		4	Rio de Janeiro
		5	São Paulo
	Homem	0	Não
		1	Sim
	Branco	0	Não
		1	Sim
	Condição de atividade	0	Procurando emprego
		1	Inativo
		2	Trabalhando
	Habilidades	0	Desocupado
		1	Manual
		2	Médio
		3	Superior
	Está em defasagem idade-série?	0	Sim
1		Não	
Variáveis para as origens sociais	Faixas do rendimento familiar	0	Pobres
		1	Classe Média
		2	Ricos
	Família estendida	0	Sim
		1	Não
	Chefe é branco	0	Não
		1	Sim
	Grupos de Escolaridade do chefe	0	0-3 anos de estudo
		1	4-8 anos de estudo
		2	9-11 anos de estudo
		3	12 anos de estudo ou mais
	Possui crianças no domicílio?	0	Sim
		1	Não
	Possui idosos no domicílio?	0	Sim
		1	Não

Fonte: Elaboração própria

O GoM parte, a princípio, de um modelo substantivo que determina o número de partições difusas k , de uma matriz inicial de probabilidades de resposta para a j -ésima questão pelo elemento com k -ésimo perfil extremo e de uma matriz inicial de escores de pertencimento. A partir destas informações, o GoM identifica, a partir dos dados dos elementos, os perfis extremos através da maximização da função de verossimilhança e deriva os graus de pertencimento de cada elemento àqueles perfis, uma medida contínua que varia entre 0 e 1. Desta forma, para cada elemento do conjunto nebuloso será determinado um escore de grau de pertencimento g_{ik} , que indica o grau de pertencimento do elemento i ao perfil k . Note, entretanto, que g_{ik} não é uma medida de probabilidade: ele indica o quanto do perfil extremo k se manifesta no indivíduo i . Portanto, os graus de pertencimento podem ter uma interpretação substantiva para o pesquisador.

Do ponto de vista formal, portanto, as restrições para a estimação dos parâmetros de grau de pertencimento são as seguintes: $0 < g_{ik} < 1$, para cada i e k ; $\sum g_{ik} = 1$ para cada i . Além disso, o GoM estima a probabilidade de resposta para a j -ésima questão pelo elemento com k -ésimo perfil extremo λ_{kjl} , que localiza o perfil extremo no espaço, e que satisfaz as seguintes restrições: $0 < \lambda_{kjl} < 1$ para cada k, j e l ; $\sum \lambda_{kjl} = 1$ para cada k e j . A probabilidade de resposta l para a j -ésima questão pelo elemento i , condicionada ao seu escore de grau de pertencimento g_{ik} , é descrita por:

$$P(Y_{ijl}) = \sum g_{ik} \lambda_{kjl} = \sum g \lambda_{ijl} \quad (1)$$

A célula de interesse para o GoM é, portanto, a probabilidade de ocorrer uma categoria específica de uma variável para um indivíduo, dado um valor de g_{ik} . Portanto, o GoM estima um modelo multinomial que busca maximizar a probabilidade em cada célula:

$$L(Y) = \prod_{i=1} \prod_{j=1} \prod_{l=1} \sum g \lambda_{ijl} \quad (2)$$

Neste trabalho o fenômeno de interesse tem claramente um caráter hierárquico: desejamos estimar, com base nas variáveis escolhidas, perfis que discriminem o background social do indivíduo, o qual pode ser melhor ou pior. Dito de outra forma, espera-se que cada grupo tenha características opostas. Assim, tal questão de interesse pode ser testada e averiguada utilizando-se um GoM com dois perfis extremos ($k=2$).

O desenvolvimento metodológico do GoM com dois perfis extremos é um caso peculiar e bastante discutido na literatura (GARCIA et al., 2007; GUEDES et al., 2009). Neste modelo com 2 perfis, g_{ik} pode ser considerado como uma *proxy* da hierarquia quando a matriz de λ_{kjl} inicial computada no algoritmo de maximização da verossimilhança apresenta as maiores probabilidades de ocorrência nas categorias menores (valor 0) para o perfil extremo 1. Em outras palavras, tem-se que o perfil extremo 1 representa os elementos com as maiores probabilidades de terem como resposta as categorias 0 de cada variável de interesse. Contudo, para que os escores representem corretamente funções complementares de hierarquia, é importante que a base de dados seja preparada de modo a permitir que a categoria 0 de cada variável j represente a pior característica, fato este que justifica a codificação que adotei para as variáveis e que foram descritas na seção anterior. Tal operacionalização

do modelo de funções latentes hierárquicas é facilmente implementada pelo software GoM 3.4, através da matriz inicial PURE 1³.

Além da matriz inicial de probabilidades para λ_{kjl} obtida pelo PURE1, utilizei a matriz inicial para g_{ik} com base numa matriz aleatória. Embora tal escolha possa comprometer a velocidade de convergência do modelo e a sua replicabilidade, optei por essa matriz na medida em que a escolha de uma matriz inicial fixa pode comprometer os resultados do modelo. Mais detalhes sobre a questão de identificação e replicabilidade dos modelos GoM podem ser vistos em Guedes et al (2010).

Para a caracterização dos perfis extremos em função das características predominantes, utilizei o critério de Sawyer, Leite e Garcia (2002), que sugerem que a probabilidade de ocorrência de uma l -ésima resposta a uma j -ésima variável em um k -ésimo perfil entre tipos puros daquele perfil (probabilidade estimada) deve ser pelo menos 20% superior à probabilidade de ocorrência desta mesma resposta l no conjunto da amostra (probabilidade marginal observada).

4. RESULTADOS

4.1. Delineamento dos perfis

Os resultados das características dos perfis extremos construídos pelo GoM para os períodos 2002/2003 e 2008/2009 estão reportados nas Tabelas 2 e 3. Utilizei o valor de corte de 1,2 para a razão E/O para que a categoria da variável fosse considerada como delineadora do perfil. Podemos depreender da análise das tabelas que os perfis extremos condizem com a variável latente para o *background* social. Há claramente dois perfis opostos tanto no primeiro quanto no segundo período: aquele no qual os indivíduos apresentam um melhor *background*, e aquele no qual os indivíduos apresentam pior *background*. As variáveis apresentam ligeira discrepância no que tange à capacidade de discriminar cada um dos grupos, mas de uma maneira geral os resultados se mantiveram ao longo do tempo.

No perfil extremo de pior *background* predominam indivíduos residentes nas Regiões Metropolitanas de Recife e Salvador. Eram em sua maioria mulheres e de raça/cor negra. No que diz respeito à condição de atividade na semana de referência, a maioria dos indivíduos procuravam emprego ou se declararam inativos. Já no que tange à condição de ocupação, a maioria era desocupado. Prevalece ainda neste perfil indivíduos situados no primeiro terço do rendimento mensal familiar proveniente do trabalho (pobres), cujas famílias eram do tipo estendida, com chefe negro e de baixa escolaridade (0-3 anos de estudo). Ademais, neste perfil prevalece famílias sem crianças e com idosos. Em 2002/2003, a defasagem idade-série não discriminava este perfil, mas em 2009 havia uma prevalência maior neste perfil de indivíduos com defasagem idade série (21 anos ou mais).

No perfil extremo de melhor *background*, por sua vez, predominam indivíduos residentes na Região Metropolitana de Porto Alegre e São Paulo. Predominam ainda os homens, aqueles de raça/cor

³ O GoM 3.4 está disponível através do sitio <http://lib.stat.cmu.edu/modules.php?op=modload&name=Downloads&file=index&req=getit&lid=116>. Para mais detalhes sobre a utilização do software, ver Guedes, Siviero e Machado (2010).

branca e cuja atividade exercida na semana de referência da pesquisa era o trabalho. A maioria estava ocupada em ocupações cujas habilidades requeridas eram do tipo médio, manual ou superior. Predominavam em 2002/2003 indivíduos da classe média (segundo terço do rendimento mensal familiar proveniente do trabalho) e rica (terceiro terço do rendimento mensal familiar proveniente do trabalho), enquanto que em 2008/2009 predominavam apenas os indivíduos da classe rica. Neste perfil há uma predominância de chefes de raça/cor branca. Em 2002/2003 a escolaridade do chefe não discriminava este perfil, mas em 2008/2009 havia uma maior prevalência de chefes com 12 anos de estudo ou mais.

4.2. Modelo logístico para a probabilidade de entrada no Ensino Superior

De posse dos graus de pertencimento aos perfis de melhor background socioeconômico ou de pior background socioeconômico, busquei constatar que o efeito do maior pertencimento ao grupo de melhor background está positivamente associado à entrada no ensino superior. Ademais, com as políticas de democratização do Ensino Superior observada ao longo dos anos 2000, espero que este efeito positivo seja menor em 2008/2009 do que em 2002/2003 (segunda hipótese de Mare). De fato os resultados deste exercício empírico corroboram com esta hipótese. A Tabela 4 reporta que a razão das chances de entrada no ensino superior entre promovidos e não promovidos é positiva, estatisticamente significativa e sua magnitude é mais elevada em 2002/2003 do que em 2008/2009. Embora tais coeficientes da regressão logística associados a variáveis contínuas – que é o caso do grau de pertencimento ao grupo de melhor background – seja de difícil interpretação intuitiva, o que importa para que minha hipótese seja aceita ou não é a comparação entre as magnitudes dos mesmos.

TABELA 2

Caracterização dos perfis extremos do modelo Grade-of-Membership com k=2. Brasil Metropolitano, 2002/2003

			Frequência Observada		λ Perfis Latentes		Razão E/O		Caracterização dos perfis	
			Absoluta	Marginal	Pior background	Melhor Background	Pior background	Melhor Background	Pior background	Melhor Background
Região Metropolitana	0	Recife	387	12,50%	0,282	0,000	2,259	0,000	RM Recife	RM Porto Alegre
	1	Salvador	315	10,20%	0,231	0,000	2,262	0,000	RM Salvador	RM São Paulo
	2	Belo Horizonte	739	24,00%	0,252	0,228	1,049	0,950		
	3	Porto Alegre	366	11,90%	0,000	0,212	0,000	1,780		
	4	Rio de Janeiro	361	11,70%	0,101	0,130	0,862	1,108		
	5	São Paulo	917	29,70%	0,134	0,430	0,452	1,449		
Homem	0	Não	1648	53,40%	0,691	0,416	1,294	0,779	Mulheres	Homens
	1	Sim	1437	46,60%	0,309	0,584	0,663	1,253		
Branco	0	Não	1574	51,00%	1,000	0,000	1,961	0,000	Negros	Branços
	1	Sim	1511	49,00%	0,000	1,000	0,000	2,041		
Condição de atividade	0	Procurando emprego	523	17,00%	0,474	0,000	2,786	0,000	Procurando emprego	Trabalhando
	1	Inativo	569	18,40%	0,526	0,000	2,860	0,000	Inativo	
	2	Trabalhando	1993	64,60%	0,000	1,000	0,000	1,548		
Habilidades	0	Desocupado	1092	35,40%	1,000	0,000	2,825	0,000	Desocupado	Manual
	1	Manual	588	19,10%	0,000	0,301	0,000	1,574		Médio
	2	Médio	926	30,00%	0,000	0,450	0,000	1,500		Superior
Faixas do rendimento familiar	0	Pobres	1322	42,90%	0,756	0,195	1,762	0,454	Pobres	Classe média
	1	Classe Média	1072	34,70%	0,244	0,419	0,704	1,206		Ricos
	2	Ricos	691	22,40%	0,000	0,387	0,000	1,725		
Família estendida	0	Sim	323	10,50%	0,240	0,000	2,290	0,000	Família estendida	Não discrimina
Chefe é branco	1	Não	2762	89,50%	0,760	1,000	0,849	1,117		
	0	Não	1567	50,80%	1,000	0,000	1,969	0,000	Chefe negro	Chefe Branco
Grupos de Escolaridade do chefe	1	Sim	1518	49,20%	0,000	1,000	0,000	2,033		
	0	0-3 anos de estudo	595	19,30%	0,262	0,141	1,355	0,732	Chefe com 0-3 anos de estudo	Não discrimina
	1	4-8 anos de estudo	1703	0,552	0,524	0,572	0,948	1,037		
	2	9-11 anos de estudo	676	0,219	0,183	0,246	0,837	1,125		
	3	12 anos de estudo ou mais	111	0,036	0,032	0,040	0,881	1,117		
Possui crianças no domicílio?	0	Sim	2385	0,773	0,624	0,883	0,807	1,143	Sem crianças no domicílio	Não discrimina
	1	Não	700	0,227	0,377	0,117	1,659	0,515		
Possui idosos no domicílio?	0	Sim	334	0,108	0,144	0,081	1,330	0,754	Com idosos no domicílio	Não discrimina
	1	Não	2751	0,892	0,856	0,919	0,960	1,030		
Está em defasagem idade-série?	0	Sim	1093	0,354	0,393	0,326	1,109	0,921	Não discrimina	Não discrimina
	1	Não	1992	0,646	0,607	0,674	0,940	1,043		

Fonte dos dados básicos: Pesquisa Mensal de Emprego 2002/2003 e 2008/2009.

TABELA 3
Caracterização dos perfis extremos do modelo Grade-of-Membership com k=2. Brasil Metropolitano, 2008/2009

			Frequência Observada		λ Perfis Latentes		Razão E/O		Caracterização dos perfis	
			Absoluta	Marginal	Pior background	Melhor Background	Pior background	Melhor Background	Pior background	Melhor Background
Região Metropolitana	0	Recife	384	12,90%	0,345	0,000	2,671	0,000	RM Recife	RM Porto Alegre
	1	Salvador	295	9,90%	0,265	0,000	2,678	0,000	RM Salvador	RM São Paulo
	2	Belo Horizonte	743	25,00%	0,220	0,268	0,879	1,072		
	3	Porto Alegre	313	10,50%	0,000	0,168	0,000	1,601		
	4	Rio de Janeiro	511	17,20%	0,170	0,173	0,991	1,003		
	5	São Paulo	727	24,50%	0,000	0,391	0,000	1,598		
Homem	0	Não	1450	48,80%	0,691	0,368	1,416	0,755	Mulheres	Homens
	1	Sim	1523	51,20%	0,309	0,632	0,604	1,234		
Branco	0	Não	1693	56,90%	1,000	0,333	1,757	0,585	Negros	Branco
	1	Sim	1280	43,10%	0,000	0,667	0,000	1,547		
Condição de atividade	0	Procurando emprego	444	14,90%	0,423	0,000	2,836	0,000	Procurando emprego	Trabalhando
	1	Inativo	597	20,10%	0,578	0,000	2,873	0,000	Inativo	
	2	Trabalhando	1932	65,00%	0,000	1,000	0,000	1,538		
Habilidades	0	Desocupado	1041	35,00%	1,000	0,000	2,857	0,000	Desocupado	Manual
	1	Manual	596	20,00%	0,000	0,310	0,000	1,549		Médio
	2	Médio	866	29,10%	0,000	0,445	0,000	1,527		Superior
	3	Superior	470	15,80%	0,000	0,246	0,000	1,556		
Faixas do rendimento familiar	0	Pobres	668	22,50%	0,579	0,000	2,571	0,000	Pobres	Ricos
	1	Classe Média	852	28,70%	0,422	0,196	1,469	0,684		
	2	Ricos	1453	48,90%	0,000	0,804	0,000	1,644		
Família estendida	0	Sim	275	9,20%	0,245	0,000	2,663	0,000	Família estendida	Não discrimina
Chefe é branco	1	Não	2698	90,80%	0,755	1,000	0,831	1,101		

Grupos de Escolaridade do chefe	0	Não	1685	56,70%	1,000	0,338	1,764	0,596	Chefe negro	Chefe Branco
	1	Sim	1288	43,30%	0,000	0,662	0,000	1,529		
	0	0-3 anos de estudo	418	14,10%	0,356	0,000	2,526	0,000	Chefe com 0-3 anos de estudo	Chefe com 12 anos ou mais de estudo
	1	4-8 anos de estudo	1539	0,518	0,401	0,595	0,773	1,149		
	2	9-11 anos de estudo	912	0,307	0,222	0,361	0,722	1,177		
3	12 anos de estudo ou mais	104	0,035	0,022	0,044	0,620	1,246			
Possui crianças no domicílio?	0	Sim	2315	0,779	0,649	0,856	0,833	1,099	Sem crianças no domicílio	Não discrimina
	1	Não	658	0,221	0,351	0,144	1,589	0,651		
Possui idosos no domicílio?	0	Sim	309	0,104	0,275	0,000	2,644	0,000	Com idosos no domicílio	Não discrimina
	1	Não	2664	0,896	0,725	1,000	0,809	1,116		
Está em defasagem idade-série?	0	Sim	926	0,311	0,375	0,276	1,206	0,886	Com defasagem idade-série	Não discrimina
	1	Não	2047	0,689	0,625	0,725	0,907	1,052		

Fonte dos dados básicos: Pesquisa Mensal de Emprego (IBGE) 2002/2003 e 2008/2009.

TABELA 4
Resultados do modelo logístico. Razão das Chances entre de melhor e pior background social
Brasil Metropolitano, 2002/2003 e 2008/2009

	2002/2003	2008/2009
Melhor background	3,286 [0,755]**	1,757 [0,417]*
Observações	3085	2973
Estatística qui-quadrada	28,62	5,87
Graus de liberdade	1	1
Log da verossimilhança	-750,07	-714,11
Pseudo R2	0,02	0,00

Erro padrão robusto entre parênteses

* significativa a 5%; ** significativa a 1%

Fonte dos dados básicos: Pesquisa Mensal de Emprego 2002/2003 e 2008/2009.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A entrada no ensino superior é um importante passo para determinar as chances que um indivíduo terá ao longo de sua vida. Isto porque o Brasil é um dos países que possui um elevado retorno à escolarização, embora o efeito de se concluir o ensino fundamental, ensino médio e ensino superior tenha declinado ao longo do tempo, o que é consistente com a maior oferta de pessoal qualificado no país (CRESPO E REIS, 2009).

Este trabalho testou a segunda hipótese proposta por Mare, a qual prevê uma redução do efeito de se pertencer a grupos sociais favorecidos sobre as chances de progressão num determinado nível de ensino quando ele é beneficiado por políticas de expansão. Este foi o caso do Ensino Superior brasileiro, cujo acesso tem sido garantido por políticas de expansão de vagas nas universidades públicas e privadas, políticas de cotas ou bonificações e crédito educativo, especialmente a partir dos anos 2000.

As evidências deste artigo revelam que, de fato, houve um relaxamento na associação entre o grau de pertencimento a um grupo cujo background social é melhor entre 2002/2003 e 2008/2009, condizente com a hipótese de Mare. Ademais, os perfis gerados pelo GoM são condizentes com este perfil de background social latente, o qual é reflexo de uma persistente estratificação social no Brasil Metropolitano.

Este trabalho, todavia, traz uma contribuição preliminar para a análise da estratificação educacional e da desigualdade nas oportunidades no Ensino Superior, pois o foco deste trabalho foi a entrada no ensino superior. Mais do que a entrada, contudo, é necessário investigar em que medida as políticas de democratização do Ensino Superior estão afrouxando a relação entre background social e a permanência e conclusão do Ensino Superior. Tal exercício seria mais bem sucedido se realizado com pesquisas longitudinais, tal como aqui se fez neste artigo, porém é necessário verificar como proceder com estes testes dispondo-se de bases longitudinais nas quais um único indivíduo é acompanhado por um curto espaço de tempo (que é o caso da Pesquisa Mensal de Emprego).

REFERÊNCIAS

- BECKER, G. *A treatise on the family*. [S.l.]: Harvard University Press, 1981.
- BLAKE, I. *Family Size and Achievement*. Berkeley, CA: University of California Press, 1989.
- 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.
- 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.
- 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.
- CUNHA, LUIZ ANTÔNIO. O ensino superior no octênio FHC. *Educação e Sociedade*, vol. 24, n. 82, Campinas: abril 2003, p. 37-61.
- CRESPO, A.; REIS, M. C. Sheepskin Effects and the Relationship between Earnings and Education: Analyzing their Evolution over Time in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, n. 3, p. 209-231, jul/set 2009.
- GARCIA, R. A.; SOARES-FILHO, B. S., SAWYER, D. O. Socioeconomic dimensions, migration, and deforestation: an integrated model of territorial organization for the brazilian Amazon. *Ecological Indicators*, v. 7, n. 3, p. 719–730, 2007.
- GUEDES, G. R.; RESENDE, A. C.; BRONDIZIO, E. S.; PENNA-FIRME, R. P.; CAVALLINI, I. *Poverty dynamics and income inequality in the eastern brazilian Amazon: a multidimensional approach*. In: Anais do XXVI IUSSP – International Union for the Scientific Study of Population. Marrocos: 2009.
- GUEDES, Gilvan Ramalho et al . Identificabilidade e estabilidade dos parâmetros no método Grade of Membership (GoM): considerações metodológicas e práticas. *Rev. bras. estud. popul.*, São Paulo, v. 27, n. 1, Junho 2010
- GUEDES, G.; SIVIERO, P.; MACHADO, C. J. *Manual didático para o programa GoM 3.4: em busca de um modelo identificável e estável*. 2010. Não publicado.
- 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.
- MANTON, K. G.; WOODBURRY, M. A.; STALLARD, E.; CORDER, L. S. The use of grade-of-membership techniques to estimate regression relationships. *Sociological Methodology*, 1992.
- 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.
- RIBAS, R. P.; SOARES, S. *Sobre o painel da pesquisa mensal de emprego (PME) do IBGE*. Texto para discussão n. 1348. Brasília: Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas, 2008.
- SAWYER, D. O; LEITE, I. C.; GARCIA; R. A. Perfis de utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 757-776, 2002.
- SHAVIT, Y.; BLOSSFELD, H.-P. *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*. [S.l.]: Westview Press, 1993.