

CARLOS EDUARDO FRÖHLICH

A RELAÇÃO ENTRE SALÁRIOS DE PROFESSORES E SELEÇÃO DE
CANDIDATOS A CARREIRAS DE MAGISTÉRIO: ESTIMATIVAS PARA
MUNICÍPIOS BRASILEIROS ENTRE 2004 E 2010

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico, no Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves

CURITIBA
2013

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SISTEMA DE BIBLIOTECAS
COORDENAÇÃO DE PROCESSOS TÉCNICOS

F928 Fröhlich, Carlos Eduardo
A relação entre salários de professores e seleção de candidatos a carreiras de magistério : estimativas para municípios brasileiros entre 2004 e 2010 / Carlos Eduardo Fröhlich. – Curitiba, 2013.
65f. : il., tabs.

Inclui referências
Orientador: Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

1. Salários - Professores - Brasil. 2. Professores e alunos. 3. Logit. 4. Probit.
I. Gonçalves, Flávio de Oliveira. II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

CDD 331.21

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves, pelas lições de desenvolvimento acadêmico e pessoal.

Aos meus pais, Alberto Carlos Fröhlich e Célia Cristina Fröhlich, pelo apoio incondicional e fundamental ao desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, que souberam me transmitir noções essenciais à pesquisa.

Aos colegas que se tornaram amigos: Joaquim, Júnior e Augusto.

À Pamela, pelo seu apoio, carinho e por tudo o que você é.

RESUMO

Esta dissertação busca dois objetivos: o primeiro é buscar evidências acerca do impacto dos salários de professores no Brasil sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que ingressam em cursos superiores correspondentes à carreira de formação de professores. O segundo é quantificar a influência dos salários de professores em um município sobre a probabilidade de escolha, por parte dos ingressantes em ensino superior no mesmo município, em cursos superiores que tradicionalmente formam professores de ensino fundamental ou médio. Utilizamos a metodologia dos modelos de efeitos aleatórios na busca do primeiro objetivo, e os modelos logit e probit na busca do segundo. Os dados provêm do Enade 2004-2010 e da RAIS. Os resultados sugerem que incrementos na média salarial de professores em um município estão associados à melhora na qualidade dos indivíduos deste município que ingressam em cursos superiores relacionados à carreira de ensino, e que os salários também têm efeitos sobre a decisão dos indivíduos sobre ingressar ou não em um curso superior de formação de professores.

Palavras-chave: Salários de professores. Capacidade cognitiva. Municípios brasileiros. Efeitos aleatórios. Logit. Probit.

ABSTRACT

This dissertation pursues two goals: the first is to search for evidence on the impact of teacher salaries in Brazil on the cognitive capacity of individuals who enter university majors corresponding to teacher training. The second is to quantify the influence of teacher salaries in a municipality on the probability of choice, on the part of individuals entering tertiary education in the same municipality, in majors that traditionally train primary and secondary education teachers. We use the methodology of random effects for the first goal, and the logit and probit models in the search for the second goal. The data come from Enade 2004-2010 and RAIS. The results suggest that increases in teacher salary averages in a municipality are associated to improvements on the quality of individuals in this municipality who enter majors related to the teaching career, and that salaries have effects on the individual decision of entering or not a teacher training-related major.

Keywords: Teacher salaries. Cognitive capacity. Brazilian municipalities. Random effects. Logit. Probit.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – HISTOGRAMAS DA VARIÁVEL NOTA NA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – DENSIDADES – AMOSTRAS A, B E C.....	25
FIGURA 2 – HISTOGRAMAS DA VARIÁVEL IDADE – DENSIDADES – AMOSTRAS A, B E C	26
FIGURA 3 – HISTOGRAMAS DA VARIÁVEL REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR – DENSIDADES – AMOSTRAS A, B E C.....	27
FIGURA 4 - EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO DE 1% NA REMUNERAÇÃO RELATIVA MÉDIA DE PROFESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR.....	57
FIGURA 5 - EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO DE 1% NA REMUNERAÇÃO RELATIVA MÉDIA DE PROFESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR.....	62

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – ÁREAS AVALIADAS PELO ENADE, SEGUNDO OS ANOS EM QUE O EXAME FOI REALIZADO.....	18
TABELA 2 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POR AMOSTRA, SEGUNDO VARIÁVEIS USADAS.....	24
TABELA 3 – MODELOS DE RESULTADO BINÁRIO – LOGIT E PROBIT.....	40
TABELA 4 – RESULTADOS DA REGRESSÃO MQO DA NOTA DA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA A.....	42
TABELA 5 – VALORES DO FATOR DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA PARA AS VARIÁVEIS USADAS NA REGRESSÃO.....	43
TABELA 6 – RESULTADOS DA REGRESSÃO MQO DA NOTA DA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA B.....	44
TABELA 7 – VALORES DO FATOR DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA PARA AS VARIÁVEIS USADAS NA REGRESSÃO.....	45
TABELA 8 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS DA NOTA NA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA A.....	47
TABELA 9 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS DA NOTA NA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA B.....	49
TABELA 10 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO.....	52
TABELA 11 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO PROBIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO.....	53
TABELA 12 – EFEITOS MARGINAIS MÉDIOS DE UM INCREMENTO DOS REGRESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO.....	54
TABELA 13 – EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO PORCENTUAL NA RENDA RELATIVA SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR.....	55
TABELA 14 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO.....	58
TABELA 15 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO PROBIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO.....	58
TABELA 16 – EFEITOS MARGINAIS MÉDIOS DE UM INCREMENTO DOS REGRESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO.....	59
TABELA 17 – EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO PORCENTUAL NA RENDA RELATIVA SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR.....	60

LISTA DE SIGLAS

ACT - American College Testing

BRA - Branco

Enade – Exame Nacional de Desempenho de Estudantes

ESC_MAE - Escolaridade da Mãe

ESC_PAI - Escolaridade do Pai

ESC_PUB - Escola Pública

FIV – Fator de Inflação da Variância

HSE – High School and Beyond

HOR_EST – Horas de Estudo

IDA - Idade

MLE – Maximum Likelihood Estimator

MQO – Método dos Mínimos Quadrados Ordinários

N - Nota na Prova de Formação Geral

OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico

RAIS – Relação Anual de Informações Sociais

REM_REL – Remuneração Relativa

REN_MEN - Renda Mensal Domiciliar

SAT

SEX_MAS - Sexo Masculino

SPSS – Schools and Staffing Survey

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	8
2 QUALIDADE DE PROFESSORES E QUALIDADE DA MÃO-DE-OBRA EMPREGADA	11
2.1 O IMPACTO DA QUALIDADE DA EDUCAÇÃO RECEBIDA POR UM TRABALHADOR SOBRE A SUA PRODUTIVIDADE	11
2.2 O IMPACTO DA CAPACIDADE COGNITIVA DE UM PROFESSOR SOBRE A CAPACIDADE COGNITIVA DE SEUS ALUNOS	12
2.3 O IMPACTO DOS SALÁRIOS DOS PROFESSORES SOBRE SUA QUALIDADE	14
3 DADOS	17
3.1 A BASE DE MICRODADOS DO ENADE	17
3.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	21
3.3 ANÁLISE DESCRITIVA	22
4 METODOLOGIA	29
4.1 SALÁRIOS DE PROFESSORES E QUALIDADE DA EDUCAÇÃO	29
4.2 MODELOS DE EFEITOS ALEATÓRIOS	33
4.3 SALÁRIOS DE PROFESSORES E A DECISÃO DE SE TORNAR PROFESSOR	36
4.4 OS MODELOS LOGIT E PROBIT	38
5 RESULTADOS	42
5.1 SALÁRIO RELATIVO E QUALIDADE DE PROFESSORES – ESTIMATIVAS DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR SIMPLES	42
5.2 SALÁRIO RELATIVO E QUALIDADE DE PROFESSORES – ESTIMATIVAS DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS	47
5.3 SALÁRIO RELATIVO E ESCOLHA DE CARREIRA DE ENSINO	52
6 CONCLUSÕES	63

1 INTRODUÇÃO

Poucos temas são pelo menos tão ubíquos na ciência econômica quanto a educação. Sua relevância surge na discussão sobre os determinantes do crescimento econômico, produtividade, democracia, desigualdade de renda, violência, corrupção, saúde e cidadania, para enunciar alguns.

No seu Objetivo 6 do Quadro de Ação de Dakar, a Organização das Nações Unidas descreve a educação como um direito humano fundamental ao desenvolvimento sustentável, paz e estabilidade, e enfatiza a urgência do cumprimento de metas de universalização do ensino básico. Para que esse objetivo seja atingido, calcula-se que seja necessária a contratação de 1,7 milhão de professores até 2015 em todo o mundo. Trata-se, entretanto, de um desafio não somente em termos de quantidade, mas também de qualidade de professores.

Existem três linhas de pesquisa econômica que tratam da qualidade dos professores. Em uma delas, busca-se a identificação do impacto total de professores sobre o aprendizado dos estudantes, sem as restrições impostas por características mensuráveis. Noutra, trata-se da influência de características específicas dos professores sobre o desempenho dos estudantes em testes padronizados. Possivelmente mais influente, entretanto, é a linha de pesquisa que trata das relações entre o aprendizado dos estudantes e os salários de professores em relação àqueles de outras ocupações.

Nessa última linha de pesquisa, apontam Hanushek e Rivkin (2006), é pequeno o número de estudos que apontam a existência de uma relação positiva e estatisticamente significativa entre salários de professores e sua qualidade. Com efeito, os autores mostram que, em um total de 118 estimativas da relação entre salários de professores e desempenho de estudantes constantes na literatura, apenas 20% correspondem a uma relação estatisticamente significativa e positiva entre salários e qualidade educacional – outros 7% apontam para uma relação estatisticamente significativa e negativa.

Como sugere o parágrafo acima, a qualidade de um professor está diretamente ligada ao desempenho dos seus estudantes. Este, por sua vez, influencia a qualidade da mão-de-obra constituída por esses estudantes no futuro, quando se tornarem membros da força de trabalho. De fato, Bishop (1989) apontou

que a desaceleração da produtividade dos trabalhadores norte-americanos que acompanhou o desaquecimento das economias da OCDE no período 1973-86 pode ser explicada pela entrada de indivíduos de pior desempenho escolar na força de trabalho. Como veremos, resultados empíricos sugerem que essa queda de desempenho pode ser consequência de uma queda na qualificação dos professores empregados.

Este trabalho tem dois objetivos. O primeiro é obter evidências do impacto da média da remuneração dos professores de um município em relação aos seus não-professores sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos do mesmo município que ingressam em cursos superiores correspondentes à carreira de ensino. O segundo é quantificar a influência dos salários relativos de professores em um município sobre a probabilidade de escolha, por parte dos ingressantes em ensino superior no mesmo município, de cursos superiores que tradicionalmente formam professores de ensino fundamental ou médio.

Para buscar esses objetivos, utilizamos dados provenientes do Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (Enade), um exame obrigatório a estudantes de universidades brasileiras que estão ingressando em cursos superiores brasileiros ou que estão em processo de formatura. Os dados encontram-se no nível do indivíduo, e as áreas avaliadas são definidas anualmente pelo Ministério da Educação. No nível dos municípios, usamos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Ambos os dados se referem ao período 2004-2010.

Para o primeiro objetivo a que nos propomos neste trabalho, usamos um arcabouço teórico básico que busca explicitar os diversos fatores que influenciam o desempenho de um estudante, entre eles escola, família e colegas. Baseado na literatura sobre a relação entre salários de professores e qualidade de ensino, adicionamos ao modelo uma variável que influencia um dos insumos da educação no modelo: o salário professor.

Utilizando esse modelo e os dados do Enade e da RAIS, procedemos com o emprego de uma regressão linear simples para quantificar o impacto dos salários de professores sobre a qualidade dos indivíduos que ingressaram em cursos superiores que tradicionalmente formam professores, usando dados de municípios brasileiros para o período 2004-2010. Na sequência, discutimos alguns dos percalços relacionados ao emprego desse modelo a dados com estruturas hierárquicas, que é o caso da base do Enade, e então aplicaremos um caso particular do modelo linear

hierárquico, o modelo de efeitos aleatórios, e compararemos os resultados obtidos com aqueles gerados pelo modelo de regressão linear simples. Adicionalmente, utilizamos os modelos de resposta binária logit e probit para analisar os determinantes da decisão individual de optar, ou não, pela carreira de professor no Brasil, com ênfase no papel dos salários.

Os resultados encontrados apontam que municípios brasileiros cuja média salarial de professores torna-se relativamente alta em relação a não-professores tendem a contratar professores mais bem capacitados e mais capazes de transmitir conhecimento a seus estudantes. Outro resultado encontrado sugere que um indivíduo que está ingressando no ensino superior tem maior probabilidade de optar por um curso correspondente à carreira de ensino se este indivíduo residir em um município onde o salário relativo de um professor é mais alto.

Também constatamos que o efeito dos salários de professores sobre a atratividade da profissão é maior à medida que os salários dos professores se tornam mais altos: o efeito de um aumento salarial sobre a atratividade da profissão se mostra maior em municípios em que o salário do professor é relativamente alto.

Este trabalho está dividido em cinco seções além desta introdução. A seção 2 discorre sobre os estudos empíricos que relacionam os salários de professores à qualidade desses profissionais, com ênfase ao impacto dos salários sobre a qualidade e desta sobre a produtividade da mão-de-obra. A seção 3 apresenta as bases de dados utilizadas e as variáveis selecionadas para este estudo. A quarta seção constitui a apresentação da metodologia empírica utilizada. As conclusões são apresentadas na última seção.

2 QUALIDADE DE PROFESSORES E QUALIDADE DA MÃO-DE-OBRA EMPREGADA

Esta seção apresenta uma revisão da literatura sobre os efeitos dos salários de professores sobre sua qualidade, delimitando o tema a ser desenvolvido nas seções seguintes. Apresentamos também uma discussão acerca de um dos aspectos da importância da qualidade da educação.

2.1 O IMPACTO DA QUALIDADE DA EDUCAÇÃO RECEBIDA POR UM TRABALHADOR SOBRE A SUA PRODUTIVIDADE

Um dos importantes determinantes do PIB *per capita* de uma economia é a escolaridade média dos membros da sua força de trabalho, como mostraram Mankiw *et al.* (1992). Os autores partiram de uma amostra de 98 países, e usaram uma regressão do PIB *per capita* proveniente de um modelo de Solow estendido que incorpora a escolaridade dos membros da força de trabalho. De acordo com seus resultados, um aumento na escolaridade dos membros da força de trabalho, medida pela proporção destes que completaram a educação secundária, está relacionado a um maior nível de renda e produtividade. De fato, os autores concluíram que um aumento de 1% na sua variável de escolaridade está associado a um incremento de 0,66% no PIB *per capita* para o período 1960-1985.

Desenvolvendo também os determinantes da renda *per capita*, ao analisar a queda de 2,4% na média da taxa de crescimento do produto nacional bruto *per capita* em seis economias¹ da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) entre os períodos 1955-73 e 1973-86, Fischer (1988) apontou que essa redução na taxa de crescimento pode ser explicada pela desaceleração no crescimento da produtividade da mão-de-obra nesse período.

Kendrick (1980) considerou, no plano teórico, a possibilidade de esta desaceleração no crescimento da produtividade estar relacionada, nos Estados

¹ Alemanha, Canadá, França, Itália, Japão e Reino Unido.

Unidos, à uma queda da qualidade da educação recebida pelos indivíduos ingressantes na força de trabalho. Analisando uma série temporal de dados do SAT, um teste padronizado utilizado para admissão no ensino superior norte-americano, e tomando-os como uma *proxy* da capacidade cognitiva, Bishop (1989) conclui que a trajetória de queda nas notas dos estudantes nesse exame no período 1967-1980 explica a queda da qualidade e da produtividade da mão-de-obra ingressante na força de trabalho nos Estados Unidos. O autor conclui que, se as notas dos estudantes nos testes tivessem continuado a crescer no período pós-1967 à mesma taxa do período anterior àquele ano, a produtividade da mão-de-obra seria 2,9% maior em 1987. O estudo também aponta que o produto nacional bruto norte-americano seria US\$ 81 bilhões mais alto.

Esses estudos indicam, portanto, que a renda *per capita* de uma economia está positivamente relacionada à capacidade cognitiva daqueles que integram sua força de trabalho, onde a capacidade cognitiva de um indivíduo é entendida como um grupo de processos mentais que incluem atenção, memória, produção e compreensão linguística, aprendizado, resolução de problemas e tomada de decisões.

Como veremos a seguir, um dos principais determinantes da capacidade cognitiva adquirida por um trabalhador é a qualidade dos professores que este indivíduo teve ao longo de sua carreira de estudante.

2.2 O IMPACTO DA CAPACIDADE COGNITIVA DE UM PROFESSOR SOBRE A CAPACIDADE COGNITIVA DE SEUS ALUNOS

Apesar de bem-estabelecido na literatura, o termo “qualidade de professores” pode assumir significados diferentes ao longo das pesquisas, ainda que todas essas noções digam respeito ao conjunto de características individuais de um professor que podem afetar positiva ou negativamente seu trabalho. Por exemplo, Figlio (1997) usa como medida da qualidade de um professor o grau de dificuldade do processo seletivo da instituição de ensino em que este realizou seus estudos de graduação. Mais comumente, todavia, a qualidade de um professor é medida pelo desempenho de seus estudantes em testes padronizados, ou seja, a qualidade da

instrução fornecida por professores. Com efeito, Hanushek *et al.* (1998) medem a qualidade de um professor usando escores em testes de matemática e de leitura de seus alunos, constantes na base de dados Texas Assessment of Academic Skills.

Um número de estudos evidencia a relação entre o desempenho de professores em provas padronizadas e o desempenho de seus estudantes. Usando dados do National Educational Longitudinal Study dos Estados Unidos, Rowan *et al.* (1997) estudaram a evolução do desempenho de estudantes entre a 8ª e 10ª série em provas de matemática e as notas de seus professores em provas de matemática de nível de ensino médio. O estudo revela que estudantes cujos professores obtiveram notas mais altas apresentaram maiores ganhos de desempenho na prova de matemática entre a 8ª e a 10ª série, mesmo controlando pela formação dos professores com uma variável *dummy*, que indicava se os professores tinham diploma de graduação em matemática ou áreas relacionadas.

A qualidade de um professor também parece estar positivamente relacionada à nota que ele obteve em exames de admissão em curso superior. Ferguson e Ladd (1996) usaram dados do American College Testing (ACT), um exame de admissão ao ensino superior norte-americano que combinava provas de inglês, matemática, estudos sociais, leitura e ciências naturais. A análise dos autores indica que a nota média de um professor no ACT está positivamente relacionada à nota de seus estudantes em provas de leitura de 3ª e 4ª série, sendo a estimativa do coeficiente de regressão estatisticamente significativa. A nota do estudante em matemática, todavia, não parece estar relacionada ao desempenho de seu professor em testes admissionais universitários.

Nesse mesmo trabalho, os autores analisaram a diferença de desempenho de estudantes de 3ª a 4ª série e de 8ª a 9ª série, e relacionaram essa diferença à nota média de seus professores no ACT. Usando dados de 127 distritos escolares do estado do Alabama para o ano escolar 1990-1991, os autores constataram a diferença de desempenho média em cada distrito entre estudantes mais novos e mais velhos em provas de matemática tendiam a ser maiores em distritos em que professores apresentavam maiores médias no ACT. Foram usadas como variáveis de controle a formação dos professores e o fato de estes terem ou não diploma de mestrado.

Essas evidências indicam que o desempenho de um professor em testes padronizados é uma boa medida da sua qualidade, quando esta é medida em

função do desempenho de seus estudantes, segundo o que comumente ocorre na literatura. Existe, portanto, uma forte relação entre a capacidade cognitiva de um professor e a capacidade cognitiva de seus alunos. Mas quais são os fatores que influenciam aquela? Podemos influenciar positivamente a qualidade de nossos professores, e conseqüentemente a qualidade da educação recebida pelos nossos futuros trabalhadores, por meio de aumentos salariais que valorizem o trabalho de nossos mestres? A próxima subseção discorre sobre os resultados encontrados pela literatura empírica a respeito desta questão.

2.3 O IMPACTO DOS SALÁRIOS DOS PROFESSORES SOBRE SUA QUALIDADE

A literatura empírica que trata da relação entre qualidade de professores e seus salários não tem sido unânime em apontar a direção de tal relação, ou mesmo a própria existência da influência de salários sobre a qualidade de professores. De fato, ao analisar 118 estimativas econométricas sobre tal relação, Hanushek e Rivkin (2006), concluem que 20% delas contêm relações positivas e estatisticamente significativas acerca do impacto dos salários sobre a qualidade de professores; outros 7% apresentam uma relação negativa e estatisticamente significativa entre essas duas variáveis.

Entretanto, a não-conclusividade dos resultados parece estar relacionada, em grande medida, à qualidade dos dados usados. Analisando apenas estimativas feitas com base em dados considerados de alta qualidade, os autores constataam que 18% delas exibem uma relação estatisticamente significativa entre a qualidade de um professor e seu salário – todas positivas.

Um dos desafios ao pesquisador que busca qualificar e quantificar a influência dos salários de professores sobre sua qualidade diz respeito aos diferentes efeitos que salários parecem ter em professores já contratados e indivíduos que ainda estão contemplando a carreira de ensino. Ainda que incrementos salariais possam, intuitivamente, vir com uma melhora da qualidade dos professores que serão contratados após a variação positiva no salário, o mesmo pode não acontecer com professores já contratados. Profissionais mais experientes e com estabilidade no emprego podem ser menos sensíveis a variações no salário vigente, e não responder a essas variações com mudanças na qualidade do seu

trabalho, como argumenta Hanushek (2006). De fato, o efeito de um aumento salarial pode ter o efeito perverso de manter os maus professores nas escolas. Um estudo norte-americano (NCES, 1997) relata que 53,1% dos professores de escola pública dos Estados Unidos defendem que aumentos de salários seriam uma forma efetiva de retê-los nas escolas.

De fato, em um dos trabalhos que trata dos efeitos dos salários sobre a qualidade dos professores que estão ingressando na profissão, Ballou e Podgursky (1995) pressupõem que a melhora da qualidade dos professores só é possível através do recrutamento e retenção de novos professores, e não através do desenvolvimento dos profissionais já contratados. Como medida da qualidade de um professor, os autores usam resultados da prova SAT, um exame de admissão no ensino superior norte-americano. Os autores concluem que um aumento de 20% no salário de professores produziria um efeito positivo modesto, ainda que estatisticamente significativo, sobre a qualidade dos professores que estão ingressando na profissão.

Outro trabalho que trata especificamente da influência de salários de professores sobre a qualidade dos profissionais contratados para a carreira de ensino é o de Figlio (1997). O autor se dedica a responder se regiões metropolitanas norte-americanas que oferecem maiores salários a professores tendem a contratar professores mais bem-qualificados, e para isso usa dados ao nível de professores do Schools and Staffing Survey (SPSS), administrado pelo Centro Nacional de Estatísticas Educacionais do Departamento de Educação dos Estados Unidos. A variável de interesse do autor é o salário médio de um professor vigente em cada uma das regiões metropolitanas analisadas. As variáveis de controle usadas pelo autor são ao nível de distritos escolares², e incluem a porcentagem de professores que percebem sérios problemas de uso de drogas na escola; se a escola está em uma cidade central; a porcentagem de professores que percebem ter um alto grau de autonomia na sala de aula; o tamanho do distrito escolar (em número de estudantes); o número de dias de trabalho de um professor; a média do número de alunos em sala de aula, e a mediana da renda domiciliar na comunidade. A amostra consistia em 3944 professores, distribuídos em 584 distritos escolares.

² Distritos delimitados com o propósito específico de operação de escolas primárias e secundárias.

Para analisar esses dados, o autor usou duas estimativas baseadas no modelo probit: na primeira, a variável dependente assume o valor 1 para professores que concluíram seus estudos universitários em uma instituição cujo processo seletivo apresenta alto grau de dificuldade; na segunda, a variável dependente assume o valor 1 para indivíduos que, além de atender à condição da primeira estimativa, se formaram em matemática, ciências, engenharia ou ciência da computação.

Em seu trabalho, o autor também usou o modelo probit ordenado tomando como variável explicada um índice definido por STRAUGHN (1995), que toma valores inteiros de 1 a 5, crescentes em relação ao grau de dificuldade do processo seletivo em que o professor realizou seus estudos de graduação.

De acordo com os resultados encontrados por Figlio (1997), o salário médio de um professor está positivamente relacionado à probabilidade de que um professor contratado atenda a qualquer um dos requisitos do parágrafo acima, e os coeficientes estimados são significativos a 1% ou menos. Tomando os valores dos demais regressores em suas respectivas médias, o autor conclui que um aumento de 1% no salário médio de professores em uma dada região metropolitana está associado a um incremento de 1,58% na probabilidade contratação de um professor que se formou em uma instituição “altamente seletiva”. De modo similar, um incremento de 1% no salário médio de um professor em uma região metropolitana está associado a um aumento de 3,17% na probabilidade de contratação de um professor que tenha se formado em uma instituição altamente seletiva e que seja formado em matemática, ciências, engenharia ou ciência da computação.

Este trabalho busca quantificar o impacto dos salários de professores de ensino fundamental e médio em um município sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que escolheram essa carreira, bem como a influência dos salários sobre a atratividade da profissão de professor. Para tanto, empregaremos os modelos econométricos e dados sobre os quais discorreremos na próxima seção.

3 DADOS

Esta seção descreve as bases de dados que serão utilizadas neste trabalho para determinar o impacto dos salários de professores em relação a não-professores sobre a qualidade dos profissionais que ingressam na carreira de ensino, bem como o impacto desses salários sobre a decisão individual de seguir ou não uma carreira de professor de ensino fundamental ou médio. A próxima seção dedica-se à apresentação da metodologia utilizada no emprego desses dados.

Os dados utilizados no trabalho provêm dos microdados do Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (Enade) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

3.1 A base de microdados do Enade

O Enade é um exame anual que busca avaliar o desempenho dos estudantes de graduação com relação aos conteúdos programáticos previstos nas diretrizes curriculares dos seus cursos, o desenvolvimento de habilidades necessárias ao aprofundamento da formação geral e profissional, e o nível de atualização dos estudantes com relação à realidade brasileira e mundial. O exame é obrigatório para todos os alunos que estão ingressando no superior, bem como aqueles que estão em processo de conclusão dos seus cursos. De fato, fazer o exame é necessário para a regularização do histórico escolar do aluno, e um estudante faltoso não pode receber seu diploma antes de regularizar sua situação junto ao Enade.

As áreas avaliadas pelo Enade são escolhidas anualmente pelo Ministério da Educação, e existe uma regra segundo a qual um curso pode ser avaliado em, no máximo, três anos sucessivos. A Tabela 1 abaixo apresenta os cursos de graduação avaliados pelo Enade, segundo os anos em que o exame foi realizado.

TABELA 1 – ÁREAS AVALIADAS PELO ENADE, SEGUNDO OS ANOS EM QUE O EXAME FOI REALIZADO

ANO	ÁREAS AVALIADAS
2004	Agronomia, Educação Física, Enfermagem, Farmácia, Fisioterapia, Fonoaudiologia, Medicina, Medicina Veterinária, Nutrição, Odontologia, Serviço Social, Terapia Ocupacional e Zootecnia.
2005	Arquitetura e Urbanismo, Biologia, Ciências Sociais, Computação, Engenharia (em oito grupos), Filosofia, Física, Geografia, História, Letras, Matemática, Pedagogia e Química.
2006	Administração, Arquivologia, Biblioteconomia, Biomedicina, Ciências Contábeis, Ciências Econômicas, Comunicação Social, Design, Direito, Formação de Professores (Normal Superior), Música, Psicologia, Secretariado Executivo, Teatro e Turismo.
2007	Agronomia, Biomedicina, Educação Física, Enfermagem, Farmácia, Fisioterapia, Fonoaudiologia, Medicina, Medicina Veterinária, Nutrição, Odontologia, Serviço Social, Tecnologia em Agroindústria, Tecnologia em Radiologia, Terapia Ocupacional e Zootecnia.
2008	Arquitetura e Urbanismo, Biologia, Ciências Sociais, Computação, Engenharia, Filosofia, Física, Geografia, História, Letras, Matemática, Pedagogia e Química, e os Cursos Superiores de Tecnologia em Construção de Edifícios, Alimentos, Automação Industrial, Gestão da Produção Industrial, Manutenção Industrial, Processos Químicos, Fabricação Mecânica, Análise e Desenvolvimento de Sistemas, Redes de Computadores e Saneamento Ambiental.
2009	Administração, Arquivologia, Biblioteconomia, Ciências Contábeis, Ciências Econômicas, Comunicação Social, Design, Direito, Estatística, Música, Psicologia, Relações Internacionais, Secretariado Executivo, Teatro e Turismo; e os Cursos Superiores de Tecnologia em: Design de Moda, Gastronomia, Gestão de Recursos Humanos, Gestão de Turismo, Gestão Financeira, Marketing e Processos Gerenciais.
2010	Agronomia, Biomedicina, Educação Física, Enfermagem, Farmácia, Fisioterapia, Fonoaudiologia, Medicina, Medicina Veterinária, Nutrição, Odontologia, Serviço Social, Terapia Ocupacional e Zootecnia; e os cursos que conferem diploma de tecnólogo em Agroindústria, Agronegócios, Gestão Hospitalar, Gestão Ambiental e Radiologia.

Fonte: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

A prova do Enade é composta de 40 questões, sendo 10 questões da parte de formação geral e 30 da parte de formação específica da área, contendo as duas partes questões discursivas e de múltipla escolha. Como a parte de formação geral é a mesma para todos os cursos de um dado ano, suas notas podem ser

comparadas. Os estudantes também são submetido a um questionário de impressões sobre a prova, e os coordenadores de seus cursos são submetidos a um questionário específico.

Além disso, todos os estudantes, independentemente do curso, devem responder ao Questionário do Estudante, que contém perguntas sobre determinadas características individuais (tais como o número de horas normalmente dedicadas aos estudos semanalmente) e sociais (tais como renda domiciliar média e se trabalha). Partindo dos microdados, ao nível do indivíduo, referentes aos exames aplicados de 2004 a 2010, procedemos da seguinte forma.

Em primeiro lugar, os dados referentes aos exames do período entre 2004 e 2010 são empilhados, de modo que obtemos uma base de dados com um determinado número de indivíduos.

Para atender aos diferentes objetivos deste estudo, partimos de três diferentes subconjuntos dos dados do Enade referentes ao período 2004-2010, como descrito abaixo.

Para avaliar o impacto da média dos salários de professores relativos a não-professores em um município sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que estão ingressando em carreiras de ensino nesse município, empregamos as Amostras A, B e C, cujos propósitos serão definidos na metodologia deste trabalho, que é apresentada na seção a seguir.

Primeiramente, partimos dos dados de todos os indivíduos contidos no empilhamento das bases de microdados do Enade referentes a cada um dos anos no período de 2004 a 2010. A seguir, mantemos na base de dados apenas os indivíduos que se declararam ingressantes, *i.e.*, os indivíduos que declararam ter se matriculado no mesmo ano em que realizaram o exame. Deste procedimento, resultou um total de indivíduos.

O próximo passo foi manter na base de dados somente indivíduos que responderam ao questionário sócioeconômico do Exame do Enade, para que pudéssemos avaliar o impacto de características individuais e sociais sobre a nota do estudante na Prova de Formação Geral e na escolha de curso superior correspondente à carreira de ensino. Obtemos, então, uma amostra de indivíduos.

A partir da amostra descrita no parágrafo acima, obtemos a Amostra A, que inclui somente os estudantes que se declararam ingressantes em curso superior, que responderam ao questionário socioeconômico e que estavam ingressando em

um curso que corresponde ao que chamamos de carreira ampla de ensino, definida como o conjunto dos cursos de biologia, educação física, filosofia, física, geografia, história, letras, matemática, química e pedagogia. Desse procedimento resultou uma amostra de 130.347 indivíduos, distribuídos em 819 municípios brasileiros.

A Amostra B, assim como a Amostra A, inclui somente os estudantes da base de dados do Enade que responderam ao questionário socioeconômico. Entretanto, esta amostra é constituída apenas de indivíduos que estavam ingressando em um curso que corresponde ao que chamamos de carreira restrita de ensino, *i.e.*, somente ingressantes nos cursos de letras, matemática e pedagogia. Essa amostra contém 60.423 indivíduos distribuídos em 761 municípios.

Essas amostras serão usadas no estudo do impacto dos salários de professores sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que estão ingressando na profissão. Para atender ao outro objetivo deste trabalho, que é a quantificação do impacto dos salários de professores em um município sobre a decisão individual de se tornar professor feita pelos indivíduos do mesmo município, usaremos a Amostra C. Esta amostra contém somente ingressantes no ensino superior que responderam ao questionário socioeconômico quando da realização do exame do Enade. A Amostra C, todavia, contém estudantes ingressantes em qualquer dos cursos avaliados pelo Enade no período 2004-2010, independentemente do curso avaliado, e contém 426.124 indivíduos, distribuídos em 988 municípios brasileiros.

A cada um dos indivíduos das três amostras corresponde uma série de características relatadas no Questionário do Estudante do exame. Destas, tomamos algumas para servir como variáveis usadas neste estudo: sua idade, gênero, raça, renda mensal domiciliar, faixa de escolaridade do pai, faixa de escolaridade da mãe, se realizou seus estudos inteiramente em escola pública, se fez curso profissionalizante de magistério no ensino médio, faixa de horas dedicadas a estudos semanalmente e leitura de livros adicionais aos estudos formais. As definições dessas variáveis serão apresentadas na seção a seguir.

A cada um desses indivíduos associamos uma medida comparativa entre o retorno monetário normalmente recebido por um professor de ensino fundamental ou médio e o retorno geralmente auferido por outro profissional com nível superior. Especificamente, associamos a cada indivíduo da amostra o salário mensal médio auferido por um professor de ensino fundamental ou médio no município de residência do indivíduo, dividido pelo salário médio mensal de um profissional não-

professor com educação superior na mesma localidade. Esses dados são associados ao indivíduo de modo que as médias referidas acima encontram-se vigentes no ano anterior ao ingresso do estudante no seu curso superior, *i.e.*, no ano em que supomos que o indivíduo tomou a decisão de seguir ou não a carreira de profissional da educação no ensino fundamental ou médio. Esses dados salariais provêm da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

A seguir apresentaremos uma descrição detalhada de cada uma das variáveis usadas neste trabalho.

3.2 Descrição das variáveis

A variável Renda Mensal usada neste estudo corresponde à faixa de renda mensal de todas as pessoas que moram no domicílio do indivíduo. O valor 1 corresponde a uma renda mensal de até 3 salários mínimos. Os valores 2, 3, 4 e 5 correspondem, respectivamente, aos seguintes intervalos de salários mínimos: 3-10, 10-20, 20-30 e 30-. Desse modo, podemos interpretar o efeito marginal de um incremento nessa variável como, aproximadamente, o resultado de um incremento de 10 salários mínimos sobre a variável explicada, mantendo-se constantes os valores das demais variáveis.

Categorias de valores também são usados nas variáveis Escolaridade do Pai e Escolaridade da Mãe. Nesses casos, o valor 1 corresponde a nenhuma escolaridade; 2 corresponde a uma escolaridade de 1ª a 4ª série do ensino fundamental; 3 corresponde ao intervalo da 5ª à 8ª série do ensino fundamental; 4 corresponde ao ensino médio; e 5 corresponde ao ensino superior.

A variável Leitura quantifica os hábitos de leitura de livros não-escolares dos indivíduos da amostra. O valor 1 corresponde a nenhum livro lido no ano em que o aluno fez o exame; 2 corresponde a no máximo dois livros; 3 corresponde à quantidade de 3 a 5 livros; 4 corresponde a entre 6 e 8; 5 corresponde a 8 ou mais livros no ano do exame.

Os hábitos do estudante em termos de dedicação de tempo aos estudos é indicada na variável Horas de Estudo. Nela, o valor 1 corresponde a nenhuma hora de estudo durante a semana; 2 corresponde a uma ou duas horas semanais; 3

corresponde ao intervalo de 3 a 5 horas; 4 corresponde ao intervalo de 6 a 8 horas; e 5 corresponde a mais de 8 horas de estudo semanais.

A interpretação das demais variáveis é mais direta. A variável Idade corresponde simplesmente à idade do indivíduo, em anos, na data de realização do exame; a variável Sexo Masculino é uma variável binária que assume o valor 1 quando o indivíduo se declara do sexo masculino; a variável Branco é binária e assume o valor 1 quando o indivíduo se diz branco; a variável Magistério também é uma variável *dummy*, e assume o valor 1 quando o indivíduo declara ter realizado curso profissionalizante de magistério no ensino médio; a variável Carreira de Ensino é binária e assume o valor 1 quando o indivíduo optou por um curso superior correspondente a uma carreira de ensino, e 0 nos outros casos; finalmente, a variável Nota Formação Geral corresponde simplesmente à nota obtida pelo estudante na parte de formação geral na prova do Enade, e seu valor varia de 0 a 100.

A variável Carreira Ampla de Ensino é binária e assume o valor 1 para os indivíduos ingressantes nos cursos de biologia, educação física, filosofia, física, geografia, história, letras, matemática, química e pedagogia. A variável Carreira Restrita de Ensino, por sua vez, assume o valor 1 somente para indivíduos que estão ingressando nos cursos de letras, matemática ou pedagogia.

Nossa variável de interesse, Remuneração Relativa, não tem unidade e é obtida pela divisão do salário mensal médio de um professor de ensino fundamental ou médio que trabalha no município do indivíduo, dividido pelo salário mensal médio auferido por um profissional que reside no mesmo município e que tem curso superior.

A seguir, procedemos a uma análise descritiva das variáveis usadas neste estudo.

3.3 Análise descritiva

Da análise descritiva das variáveis usadas neste estudo, depreendemos que os indivíduos que escolhem seguir carreira de professor de ensino fundamental ou médio tendem, quando comparados com estudantes que optaram por um curso

diferente daqueles correspondentes à carreira de ensino, a obter uma nota maior na Prova de Formação Geral, a ser mais velhos, a viver em domicílios com renda mais baixa, a terem pais com níveis mais baixos de escolaridade, a ler mais livros não-escolares, a dedicar mais horas aos estudos, e a viver em municípios em que professores têm renda mensal relativamente alta comparada a não-professores. Entre os indivíduos que escolhem a carreira de ensino, a proporção de estudantes do sexo feminino e de não-brancos é maior, bem como a proporção de indivíduos que cursaram profissionalizante de magistério no ensino médio e realizaram seus estudos totalmente em escola pública.

As estatísticas descritivas dessas variáveis, e que refletem os fatos acima, são apresentadas, para as duas amostras, na tabela abaixo.

TABELA 2 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POR AMOSTRA, SEGUNDO VARIÁVEIS USADAS

VARIÁVEL	AMOSTRA A		AMOSTRA B		AMOSTRA C	
	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO
Nota na Prova de Formação Geral	51,397	18,051	53,527	16,272	47,788	17,654
Idade	25,835	7,986	27,652	8,559	24,238	7,238
Sexo Masculino	0,327	0,469	0,154	0,361	0,374	0,484
Branco	0,635	0,481	0,617	0,486	0,712	0,453
Renda Mensal Domiciliar	1,718	0,782	1,656	0,736	1,808	0,965
Escolaridade do Pai	3,094	1,201	2,939	1,191	3,706	1,259
Escolaridade da Mãe	3,160	1,171	2,955	1,137	3,684	1,233
Escola Pública	0,586	0,493	0,596	0,491	0,367	0,482
Magistério	0,179	0,383	0,269	0,443	0,124	0,330
Leitura	2,551	1,206	2,654	1,253	2,212	1,149
Horas de Estudo	2,571	1,098	2,515	1,122	2,481	1,229
Carreira Ampla de Ensino	1,000	0,000	1,000	0,000	0,306	0,461
Carreira Restrita de Ensino	0,436	0,498	1,000	0,000	0,142	0,349
Remuneração Relativa	0,614	0,243	0,634	0,254	0,600	0,228

Fonte: o autor (2013).

Abaixo apresentamos o histograma de densidade dos valores da Nota de Formação Geral para as três amostras. Note que, enquanto a distribuição dos valores da variável em questão assemelha-se à distribuição normal e é muito semelhante entre as amostras, a amostra que corresponde aos indivíduos ingressantes em carreira ampla de ensino apresenta média mais alta do que a média relativa a todos os ingressantes, independentemente da escolha do curso de graduação. Ademais, a média da amostra que inclui somente os indivíduos ingressantes em carreira restrita de ensino apresenta-se ainda mais alta. De fato, o 95º percentil da Nota de Formação Geral para a amostra que inclui todos os ingressantes do período 2004-2011 corresponde à nota de 76,5. Para a amostra que inclui somente ingressantes da carreira ampla de ensino, o 95º percentil da distribuição da nota corresponde a 79,8 pontos na Prova de Formação Geral. No caso da amostra referente à carreira restrita de ensino, o referido percentil corresponde a 79 pontos na Nota de Formação Geral.

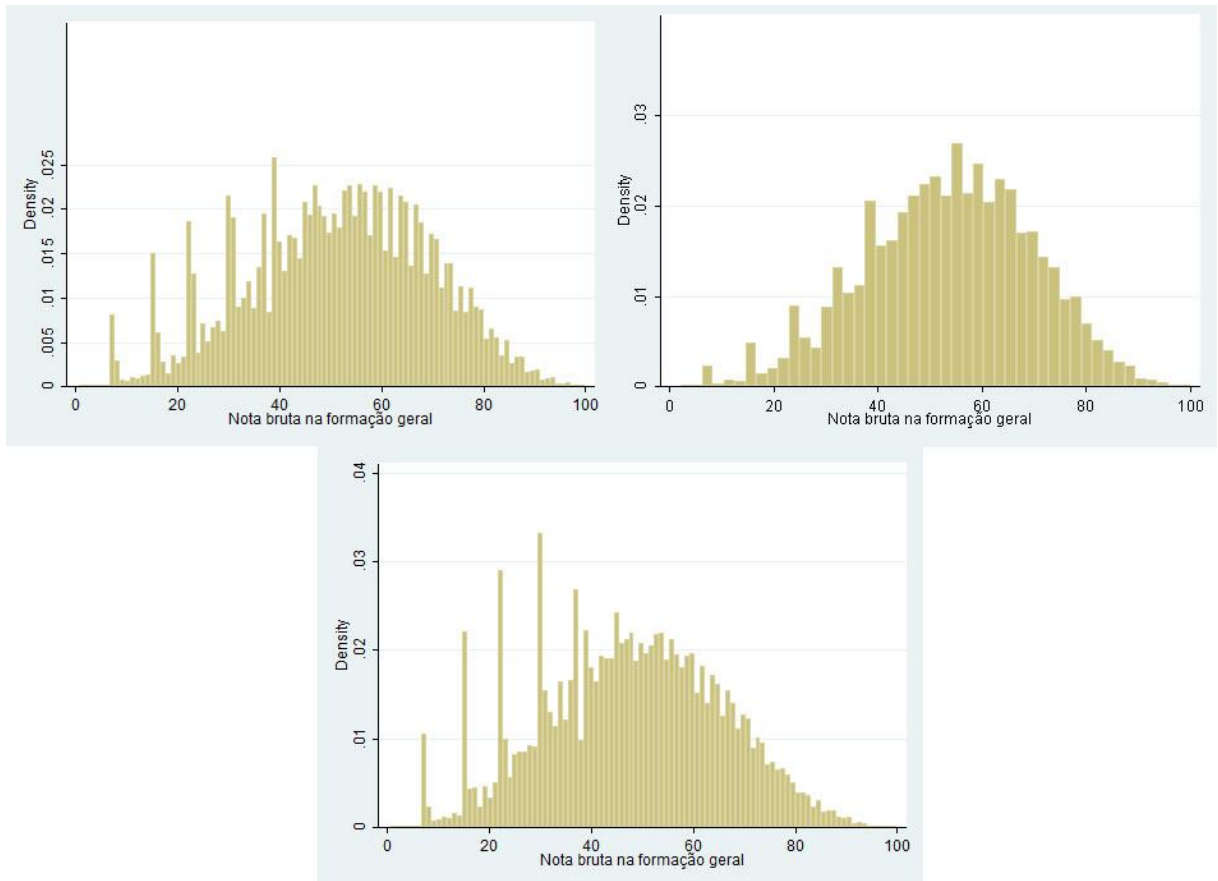


FIGURA 1 – HISTOGRAMAS DA VARIÁVEL NOTA NA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – DENSIDADES – AMOSTRAS A, B E C.
 Fonte: O autor (2013)

De modo semelhante, a distribuição dos valores da variável Idade ilustra o fato de que a média etária dos ingressantes que escolhem carreiras de ensino é maior do que a média de idade do conjunto de todos os ingressantes no ensino superior da nossa base de dados. Com efeito, 7% dos indivíduos da amostra que contém somente ingressantes que optaram por carreira ampla de ensino tem mais de 40 anos. A mesma estatística correspondente à amostra que contém todos os ingressantes é de 4,8%.

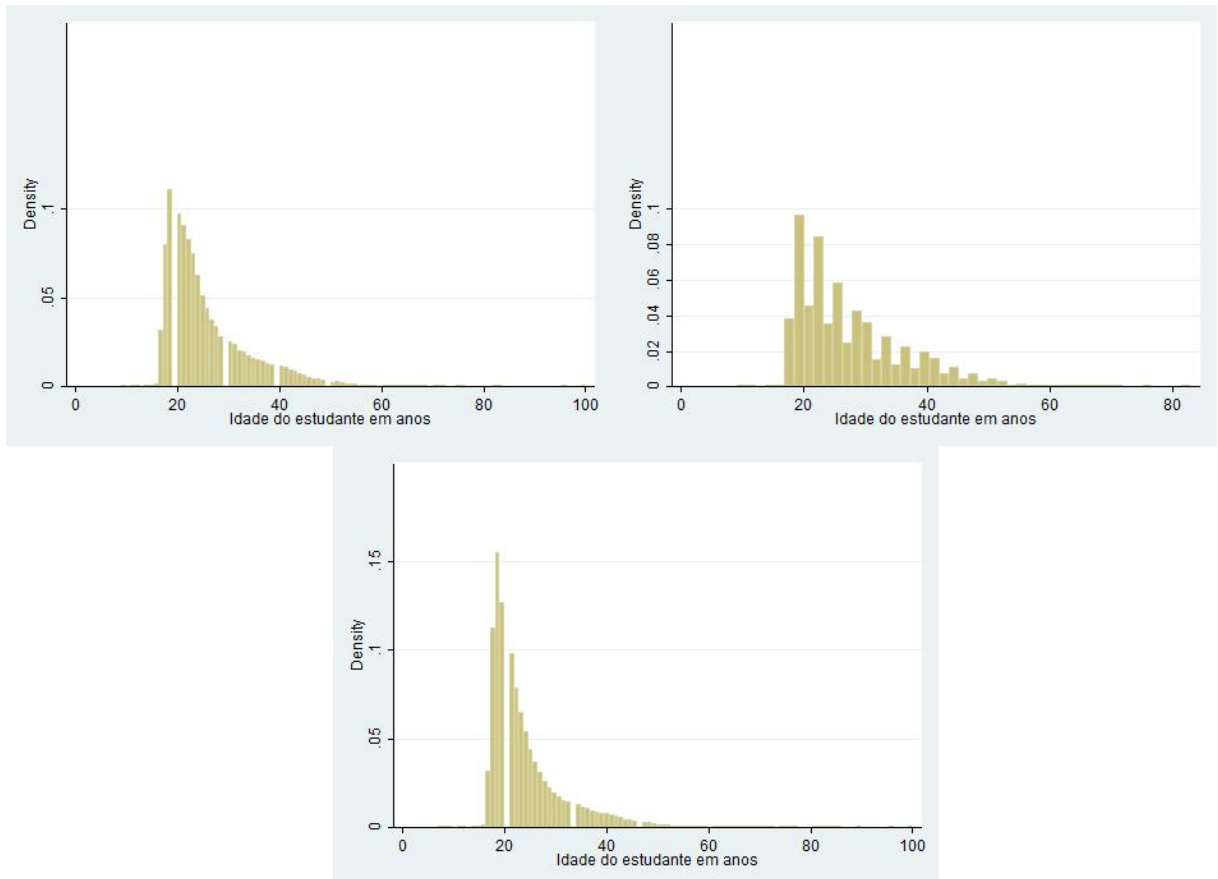


FIGURA 2 – HISTOGRAMAS DA VARIÁVEL IDADE – DENSIDADES – AMOSTRAS A, B E C.

Fonte: O autor (2013)

Apresentado a seguir, o histograma dos valores da variável Remuneração Relativa de Professor, nossa variável de interesse, apresenta-se bimodal e com média menor do que 1. Isso indica que, para os municípios da amostra, o rendimento mensal médio de um professor de ensino médio é menor do que a média dos rendimentos auferidos por outros profissionais com curso superior residentes no mesmo município. Notamos, entretanto, que uma das modas da distribuição está próxima de 1, o que indica uma proporção relativamente grande de municípios em que a média salarial de professores é bastante próxima àquela referente a não-professores com ensino superior.

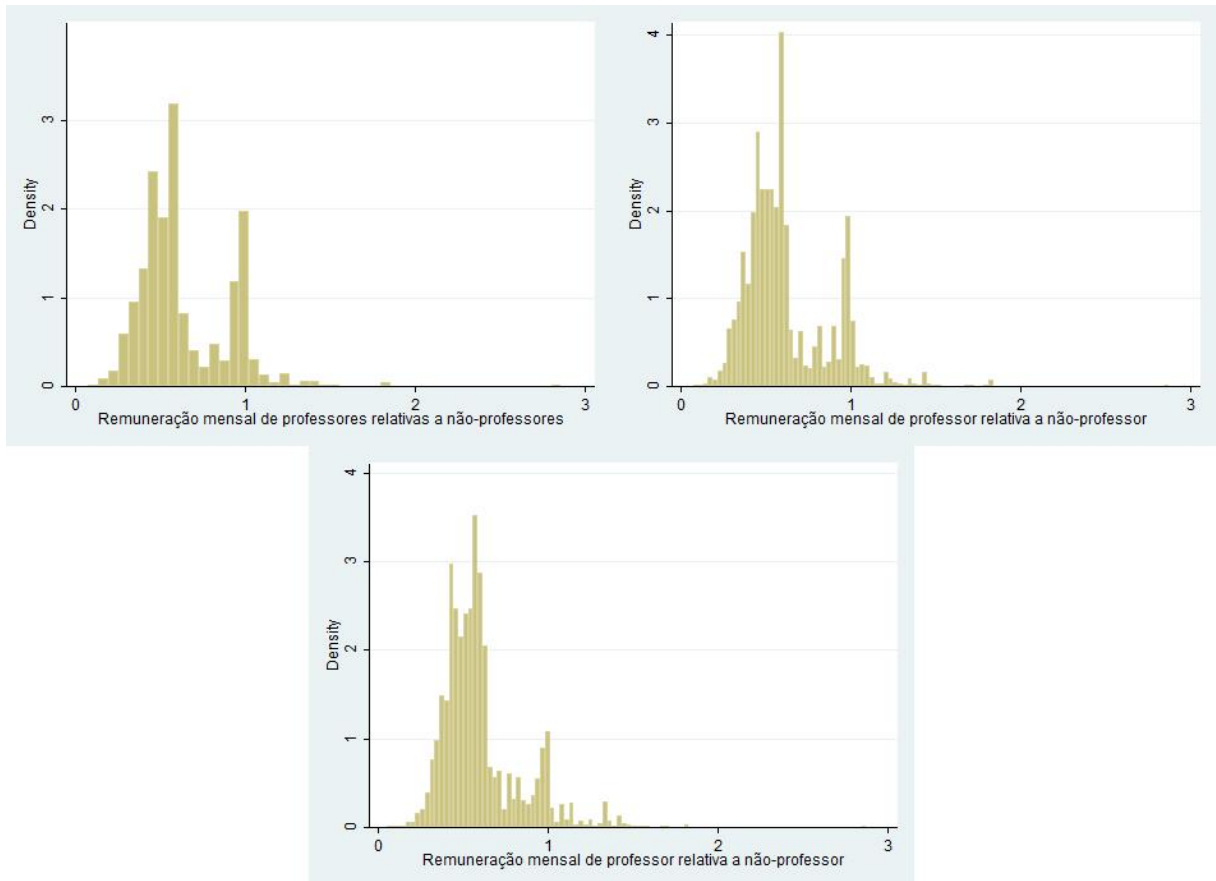


FIGURA 3 – HISTOGRAMAS DA VARIÁVEL REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR – DENSIDADES – AMOSTRAS A, B E C
 Fonte: o autor (2013)

Como vimos nas estatísticas descritivas das variáveis da base de dados, indivíduos que escolhem cursos superiores correspondentes à carreira de ensino tendem a viver em municípios cuja renda relativa a outros profissionais com ensino superior é mais alta. Com efeito, interessantes que optam pela carreira ampla de ensino, na média, vivem em um município em que professores de ensino fundamental ou médio têm salários correspondentes a 61,4% do salário médio de outros profissionais com nível superior no mesmo município. No caso dos ingressantes no ensino superior que não optaram pela carreira de ensino, essa estatística corresponde a 59,4%. Essa diferença sugere que o salário de um professor relativo a não professores tem efeito positivo sobre a escolha individual de seguir a carreira de ensino.

Essa análise, todavia, não controla pelos efeitos de outras variáveis, e nem quantifica o impacto dos salários sobre a escolha individual dos potenciais professores ou sobre a qualidade dos futuros profissionais da educação. Isso será

feito na próxima seção, onde procedemos com a análise econométrica dos dados aqui descritos.

4 METODOLOGIA

Esta seção tem o objetivo de apresentar os modelos econométricos e a base de dados usados neste trabalho. Na primeira subseção, apresentaremos a metodologia utilizada para determinar o impacto do salário médio de professores de ensino fundamental ou médio em um município brasileiro, quando considerado em relação ao salário médio de outros profissionais com ensino superior no mesmo município, sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que ali residem e que decidem seguir carreira de ensino. A segunda seção apresenta a abordagem do modelo de efeitos aleatórios no contexto dos modelos hierárquicos, e aponta algumas de suas vantagens sobre o modelo simples de regressão linear. A terceira subseção apresenta a metodologia usada para identificar a influência da média salarial de professores em um município sobre a decisão dos indivíduos ingressarem ou não em cursos de graduação que formam professores de ensino fundamental ou médio ou dedicarem-se outro curso superior. Finalmente, a quarta subseção apresenta os modelos de respostas binárias logit e probit.

4.1 SALÁRIOS DE PROFESSORES E QUALIDADE DA EDUCAÇÃO

Hanushek e Rivkin (2006) apresentam um arcabouço teórico básico que busca explicitar os canais pelos quais diversas variáveis influenciam a qualidade da educação recebida por um estudante. Esse modelo é sintetizado na seguinte equação:

$$O_g = f(F^{(g)}, P^{(g)}, C^{(g)}, T^{(g)}, S^{(g)}, \alpha) \quad (1)$$

onde O_g é o resultado do estudante na série g ; $F^{(g)}, P^{(g)}, C^{(g)}, T^{(g)}$ e $S^{(g)}$ representam vetores de insumos relacionados à família, colegas, comunidade, professor e escola, nesta ordem; α é a habilidade do estudante. O sobrescrito g indica todos os insumos cujas influências são cumulativas desde o nascimento até o ano escolar g .

Entendemos, portanto, a qualidade da educação recebida por estudante como uma representação de um acúmulo de um número de insumos. Adicionalmente, podemos assumir que certos insumos da função de qualidade de educação, como colegas, comunidade, professor e escola, representem toda a cadeia desses elementos que tiveram influência na educação recebida pelo aluno desde o seu nascimento até o ano escolar g .

Para analisar os efeitos dos salários dos professores sobre a qualidade da educação recebida pelos estudantes, seguiremos Ferguson e Ladd (1996) e Rowan *et al.* (1997), que, usando dados de estudantes norte-americanos, encontram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o desempenho de professores em provas padronizadas e o desempenho de seus alunos no mesmo tipo de avaliação. Tomaremos, portanto, o desempenho de professores em provas padronizadas como uma *proxy* da sua qualidade, mensurada, como no modelo descrito acima, pelo desempenho dos seus estudantes em provas padronizadas.

Além disso, suponhamos que $T^{(g)}$ seja um vetor de insumos relacionados ao professor que contém uma medida da sua capacidade cognitiva, que denotaremos por N_i para o indivíduo i . Finalmente, assumiremos que N_i siga a seguinte forma funcional:

$$\begin{aligned}
 N_i = & \beta_0 + \beta_1 IDA_i + \beta_2 IDA_i^2 + \beta_3 SEX_MAS_i + \beta_4 BRA_i \\
 & + \beta_5 REN_MEN_i + \beta_6 REN_MEN_i^2 + \beta_7 ESC_PAI_i \\
 & + \beta_8 ESC_MAE_i + \beta_9 ESC_PUB_i + \beta_{12} HOR_EST_i \\
 & + \beta_{13} \ln(REM_REL_i)
 \end{aligned} \tag{2}$$

onde

N_i corresponde a Nota na Prova de Formação Geral

IDA_i corresponde a Idade

SEX_MAS_i corresponde a Sexo Masculino

BRA_i corresponde a Branco

REN_MEN_i corresponde a Renda Mensal Domiciliar

ESC_PAI_i corresponde a Escolaridade do Pai

ESC_MAE_i corresponde a Escolaridade da Mãe

ESC_PUB_i corresponde a Escola Pública

HOR_EST_i corresponde a Horas de Estudo

REM_REL_i corresponde a Remuneração Relativa

Aqui, nossa variável de interesse será a Remuneração Relativa, *i.e.*, estaremos interessados nos efeitos da remuneração média de professores sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que escolheram a carreira de ensino ampla ou restrita, controlando pelas outras variáveis selecionadas. Em particular, ao analisar os efeitos do salário relativo de professores sobre o desempenho dos ingressantes em curso superior na Prova de Formação Geral, estaremos mantendo constante a variável Horas de Estudo, obtendo, assim, uma medida mais precisa da capacidade cognitiva dos indivíduos analisados.

Ao relacionar a remuneração média de professores em um município sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que escolheram a carreira de ensino ampla ou restrita, estaremos fazendo-o não necessariamente no município onde o indivíduo será empregado, e sim no município onde o indivíduo realizou seu curso superior. Em outras palavras, estaremos assumindo a não-mobilidade dos professores e demais profissionais com curso superior depois da conclusão do seu curso de graduação.

Note que, derivando a função acima com respeito a IDA_i , temos

$$\frac{\partial N_i}{\partial IDA_i} = \beta_1 + 2\beta_2 IDA_i \quad (3)$$

Desse modo, o sinal de β_2 indicará se o efeito marginal de um incremento da variável Idade é função crescente ou decrescente dessa variável. De modo similar, o coeficiente correspondente ao quadrado da variável REN_MEN_i nos dirá se o efeito marginal de um incremento dessa variável se torna maior ou menor à medida que a variável assume valores maiores.

Para estimar a Equação (2), usaremos o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para tanto, faremos duas estimações, levando em conta as diferenças entre as Amostras A e B. Lembramos da seção anterior que a diferença entre essas amostras reside no fato de que a primeira contém somente indivíduos da carreira ampla de ensino, ao passo que a segunda é composta apenas por ingressantes da carreira restrita de ensino.

Essa distinção é motivada pela possibilidade de que uma proporção significativa dos indivíduos que ingressam nos cursos de graduação da chamada carreira ampla de ensino (*i.e.*, os cursos de biologia, educação física, filosofia, física, geografia, história, letras, matemática, química e pedagogia) eventualmente não iniciam carreira profissional no ensino fundamental ou médio. Restringindo a amostra somente para indivíduos ingressantes na carreira restrita de ensino (*i.e.*, letras, matemática e pedagogia), buscamos uma relação mais clara entre o salário médio professores e o nível da capacidade cognitiva dos estudantes ingressantes.

Para minimizar o desvio-padrão dos estimadores usados, problema tipicamente decorrente de heteroscedasticidade dos resíduos, usaremos os Erros Rubustos de White, cujo processo de estimação é descrito abaixo.

Partimos da equação a ser estimada, exemplificada abaixo

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (4)$$

O estimador robusto da variância de White de um estimador β_j será dado por

$$\text{var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sum \hat{w}_{ji}^2 \hat{u}_i^2}{(\sum \hat{w}_{ji}^2)^2} \quad (5)$$

onde \hat{u}_i são os resíduos obtidos a partir da regressão original [Equação (4)] e \hat{w}_{ji} são os resíduos obtidos a partir das regressões auxiliares da variável X_j em relação aos demais regressores da Equação (4).

White (1980) mostra que a Equação (5) converge, à medida em que a amostra se torna maior, ao estimador da variância dos estimadores na presença de heteroscedasticidade.

Para quantificar o impacto de incrementos nos salários médio de professores em um município sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que estão ingressando em carreiras de ensino no mesmo município, usaremos também um modelo de efeitos aleatórios, ou modelo de intercepto aleatório, que será desenvolvido na seção seguinte no contexto da modelagem hierárquica linear.

4.2 MODELOS DE EFEITOS ALEATÓRIOS

Na modelagem hierárquica linear, permite-se que os parâmetros (coeficientes e intercepto) sejam estimados levando-se em consideração a existência de dois ou mais níveis de estimação. A utilização dessa estrutura hierárquica dos dados foi desenvolvida por Bryk e Raudenbush (1988).

Em seu trabalho, os autores apresentaram uma metodologia estatística para dados hierarquicamente estruturados que poderia ser usada em pesquisas educacionais. Partindo de um arcabouço em que parâmetros estimados em um nível de hierarquia se tornam variáveis usadas no próximo nível,

Na apresentação do seu método, Bryk e Raudenbush (1986) partem de um modelo dentro de grupos, ou *within-group model*, que especifica as relações entre várias características no nível do estudante, X_{ijk} , e variáveis de interesse, tais como resultado em um teste padronizado, y_{ij} . Estima-se, então, uma regressão para cada escola:

$$y_{ij} = \beta_{j0} + \beta_{j1}X_{ij1} + \beta_{j2}X_{ij2} + \dots + \beta_{jK-1}X_{ijK-1} + R_{ij} \quad (6)$$

onde $i = 1, 2, \dots, n_j$ são alunos da escola j ; $j = 1, 2, \dots, J$ representa J escolas, e $k = 0, 1, 2, \dots, K - 1$ no modelo correspondente ao nível da escola. Aqui, y_{ij} é o resultado no teste padronizado do estudante i na escola j , $X_{ij1}, X_{ij2}, \dots, X_{ijK-1}$ são um conjunto de K características do estudante i da escola j , R_{ij} é um erro aleatório, e os β_{jk} representam relações estruturais dentro da escola j .

Essencialmente, a Equação (6) é um modelo de regressão linear. Entretanto, há uma importante característica adicional: os coeficientes de regressão no nível da escola, β_{jk} , podem variar ao longo das escolas e, portanto, os as características dos estudantes podem ter efeitos diferentes sobre o seu resultado no teste padronizado, dependendo, por exemplo, das diferentes características de cada escola.

Em conjunto com a Equação (6), especificamos um segundo modelo, desta vez um modelo intra-grupos. Para fazer isso, assumimos que cada coeficiente do modelo acima seja dado por

$$\beta_{jk} = \theta_{0k} + \theta_{1k}Z_{1j} + \theta_{2k}Z_{2j} + \cdots + \theta_{P-1,k}Z_{P-1,j} + U_{jk} \quad (7)$$

onde $p = 0, 1, 2, \dots, P - 1$ são variáveis independentes no modelo intra-grupos, e os coeficientes θ_{pk} capturam os efeitos no nível da escola sobre as relações estruturais β_{jk} , U_{jk} é um termo de erro aleatório no nível da escola, e os valores $Z_{1j}, Z_{2j}, \dots, Z_{pj}$ são variáveis no nível da escola para a escola j .

O modelo representado pelas Equações (6) e (7) pode ser apresentado em uma forma reduzida, onde se substitui a segunda equação na primeira. Desta forma, temos

$$y_{ij} = \theta_{00} + \sum_{k=1} \theta_{0k} X_{ijk} + \sum_{p=1} \theta_{p0} Z_{pj} + \sum_{k=1} \sum_{p=1} \theta_{pk} X_{ijk} Z_{pj} + U_{j0} + \sum_{k=1} U_{jk} X_{ijk} + R_{ij} \quad (8)$$

onde os três últimos termos constituem o termo de erro.

Bryk e Raudenbush (1986) explicam que, quando não há efeitos aleatórios no modelo intra-grupos, *i.e.*, quando U_{jk} para todo j e para todo k , o modelo hierárquico se reduz a um modelo ordinário de regressão que inclui variáveis no nível do estudante, X_{ijk} , variáveis no nível da escola, Z_{pj} , e seus termos de interação, $X_{ijk}Z_{pj}$. Portanto, para que a aplicação deste modelo seja válida, é necessária a validade do pressuposto de que os parâmetros intra-escola, β_{jk} , tenha sido explicado a partir de informações acerca das variáveis no nível da escola, Z_{pj} . Na presença de efeitos aleatórios, todavia, a aplicação do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários da Equação (8) é ineficiente, e os erros estimados são demasiadamente pequenos.

Note que, tomando

$$\beta_{j0} = \theta_{j0} + \theta_{10}Z_{1j} + \theta_{20}Z_{2j} + \cdots + \theta_{P-1,0}Z_{P-1,j} + U_{j0} \quad (9)$$

e

$$\beta_{jk} = \theta_{jk} \quad (10)$$

o modelo hierárquico se reduz a um modelo de efeitos aleatórios, também conhecido como modelo de intercepto aleatório, que será empregado neste trabalho.

Bryk e Raudenbush (1986) empregam o modelo hierárquico no estudo da diferença da efetividade de escolas públicas e escolas católicas. Usando uma amostra do *High School and Beyond* (HSE) contendo dados sobre 10.231 estudantes de 82 escolas católicas e 94 escolas públicas nos Estados Unidos, os autores reviram o resultado de Coleman *et al.* (1982) segundo o qual escolas católicas norte-americanas são mais efetivas do que escolas públicas daquele país. Entretanto, segundo Bryk e Raudenbush (1986), o modelo hierárquico linear produz estimativas mais eficientes e não subestima os desvios-padrão dos estimadores quando aplicado a dados com estrutura hierárquica. Os autores chegaram à conclusão de que a diferença entre o desempenho de estudantes de escolas públicas e católicas nos Estados Unidos se deve a características socioeconômicas no nível do indivíduo, e não a características estruturais pertencentes à escola.

Neste trabalho, usaremos um modelo de efeitos aleatórios em dois níveis: o nível individual e o nível do município. Essa hierarquia está presente nos dados do Enade que são empregados neste trabalho. Partiremos da seguinte equação, que constitui nosso modelo incondicional, também conhecido como modelo nulo:

$$\begin{aligned}
 N_{ij} = & \beta_{j0} + \beta_{j1}IDA_{ij} + \beta_{j2}IDA_{ij}^2 + \beta_{j3}SEX_MAS_{ij} + \beta_{j4}BRA_{ij} \\
 & + \beta_{j5}REN_MEN_{ij} + \beta_{j6}REN_MEN_{ij}^2 + \beta_{j7}ESC_PAI_{ij} \\
 & + \beta_{j8}ESC_MAE_{ij} + \beta_{j9}ESC_PUB_{ij} + \beta_{j10}HOR_EST_{ij}
 \end{aligned} \quad (11)$$

onde

N_{ij} corresponde a Nota na Prova de Formação Geral para o indivíduo i no município j

IDA_{ij} corresponde a Idade para o indivíduo i no município j

SEX_MAS_{ij} corresponde a Sexo Masculino para o indivíduo i no município j

BRA_{ij} corresponde a Branco para o indivíduo i no município j

REN_MEN_{ij} corresponde a Renda Mensal Domiciliar para o indivíduo i no município j

ESC_PAI_{ij} corresponde a Escolaridade do Pai para o indivíduo i no município j

ESC_MAE_{ij} corresponde a Escolaridade da Mãe para o indivíduo i no município j

ESC_PUB_{ij} corresponde a Escola Pública para o indivíduo i no município j

HOR_EST_{ij} corresponde a Horas de Estudo para o indivíduo i no município j

Adicionalmente, assumiremos que o intercepto β_{j0} , referente aos indivíduos residentes no município j , é dado por

$$\beta_{j0} = \theta_{00} + \theta_{10} \ln (REM_REL_j) \quad (12)$$

onde

REM_REL_j corresponde a Remuneração Relativa no município j

Assim como na estimação do modelo de regressão simples apresentado na subseção anterior, na estimação do modelo de efeitos aleatórios faremos duas estimativas baseadas em duas amostras distintas, em que a primeira contém somente ingressantes na carreira ampla de ensino e, a segunda, ingressantes na carreira restrita de ensino. Buscamos, na segunda amostra, uma adequação melhor do modelo e dos resultados, buscando uma maior probabilidade de que o indivíduo ingressante nos cursos superiores sigam, de fato, carreira de professor de ensino fundamental ou médio. Além disso, como fizemos ao estimar, via MQO, o impacto dos salários de professores sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que escolhem cursos superior relacionados à carreira, estaremos aqui assumindo a não-mobilidade dos professores após a conclusão dos seus cursos de graduação.

Na próxima subseção, apresentaremos a metodologia usada na identificação do papel dos salários de professores, e das outras variáveis, sobre a decisão individual de se tornar ou não professor de ensino fundamental ou médio no Brasil.

4.3 SALÁRIOS DE PROFESSORES E A DECISÃO DE SE TORNAR PROFESSOR

A seção anterior procurou explicar a metodologia usada neste trabalho para determinar o papel do salário de professores de ensino fundamental ou médio na

qualidade dos indivíduos que estão em processo de ingresso na profissão. Nesta seção, buscaremos expor a metodologia que usaremos para explicar os determinantes da decisão de ingresso na profissão. Especificamente, estaremos interessados no impacto dos salários de professores de ensino fundamental e médio na probabilidade de um indivíduo optar por um curso superior que corresponda a uma carreira de professor de ensino fundamental ou médio, e não a um curso universitário que não corresponda à carreira de ensino.

Para este propósito, empregaremos dois modelos econométricos, cuja diferença será explicada na próxima subseção. Seguindo Figlio (1997), assumiremos que a probabilidade de escolha de curso superior correspondente à carreira de ensino é calculada, para um indivíduo i , segundo a seguinte forma funcional:

$$p_{i,probit} = \int_{-\infty}^{x'\beta} \phi(z) dz \quad (13)$$

onde $\phi(z)$ é a função de distribuição acumulada normal, e x' é uma matriz transposta 12×1 de modo que

$$x' = [1 \quad IDA_i \quad SEX_MAS_i \quad BRA_i \quad \ln(REN_MEN_i) \quad ESC_PAI_i \quad ESC_MAE_i \\ ESC_PUB_i \quad MAG_i \quad LEI_i \quad HOR_EST_i \quad \ln(REM_REL_i)] \quad (14)$$

onde as variáveis são definidas na seção 3.1, com a adição das seguintes variáveis:

MAG_i corresponde a Magistério

LEI_i corresponde a Leitura

O vetor β contém os parâmetros a serem estimados, de modo que

$$\beta' = [\beta_0 \quad \beta_1 \quad \dots \quad \beta_0] \quad (15)$$

Complementarmente, assumiremos que a probabilidade de um indivíduo optar por um curso superior que corresponda a uma carreira de ensino seja dada por

$$p_{i,logit} = \frac{e^{\mathbf{x}'\beta}}{1 + e^{\mathbf{x}'\beta}} \quad (16)$$

onde \mathbf{x}' e β' são dados pelas Equações (7) e (8) acima, respectivamente.

A escolha das formas funcionais contidas nas Equações (6) e (9) serão explicadas na próxima seção, que apresenta dois modelos econométricos de resultados binários: o modelo logit e o modelo probit.

4.4 OS MODELOS LOGIT E PROBIT

Modelos de resultados discretos, ou modelos de respostas qualitativas, são modelos para uma variável dependente que pode assumir um de m possíveis valores. Esta subseção trata do caso mais simples, em que os resultados são binários, *i.e.*, a variável dependente assume, em cada observação, exatamente um de dois possíveis valores. Assim,

$$y = \begin{cases} 1 & \text{com probabilidade } p, \\ 0 & \text{com probabilidade } 1 - p \end{cases} \quad (17)$$

Ao modelar a probabilidade de um resultado, não há perda de generalidade se assumirmos que a variável dependente assume os valores 0 e 1.

Um modelo de regressão é feito parametrizando-se a probabilidade p de modo que dependa de um vetor de regressores \mathbf{x} e um vetor de parâmetros β de dimensões $K \times 1$, como nas Equações (7) e (8) acima. Os modelos comumente usados são modelos em que a *probabilidade condicional* é dada por

$$p_i \equiv \Pr[y_i = 1 | \mathbf{x}_i] = F(\mathbf{x}'_i \beta) \quad (18)$$

onde F é uma função específica. Para assegurar que $0 \leq p \leq 1$, é comum, em aplicações, assumir que F seja uma função de distribuição acumulada.

No caso de um regressor contínuo, o efeito marginal de uma mudança no j -ésimo regressor na probabilidade condicional de que $y = 1$ é dado por

$$\frac{\partial \Pr[y_i = 1|\mathbf{x}_i]}{\partial x_{ij}} = F'(\mathbf{x}'_i\beta)\beta_j \quad (19)$$

Note que, como ocorre em qualquer modelo não-linear, efeitos marginais dependem do ponto em que são calculados. Ademais, embora a interpretação da magnitude dos coeficientes estimados não tenha interpretação direta como no caso de modelos lineares, o quociente de dois coeficientes [ver Equação (15)] quaisquer de um modelo de resultados binários representa o quociente dos efeitos marginais.

A estimação dos parâmetros em um modelo de resultados binários é feita por máxima verossimilhança. Consideremos uma amostra (y_i, \mathbf{x}_i) , $i = 1, \dots, N$, onde assumimos independência em relação a i . Como a variável dependente segue a distribuição de Bernoulli, a função de massa de probabilidade é dada por

$$f(y_i|\mathbf{x}_i) = p_i^{y_i}(1 - p_i)^{1-y_i}, y_i = 0,1 \quad (20)$$

onde $p_i = F(\mathbf{x}'_i\beta)$. A função log-verossimilhança, portanto, é dada por

$$\mathcal{L}_N(\beta) = \sum_{i=1}^N [y_i \ln F(\mathbf{x}'_i\beta) + (1 - y_i) \ln (1 - F(\mathbf{x}'_i\beta))] \quad (21)$$

Diferenciando em relação a β , temos que o estimador **MLE** $\hat{\beta}_{ML}$ é a solução de

$$\sum_{i=1}^N \left[\frac{y_i}{F_i} F_i \mathbf{x}'_i - \frac{1 - y_i}{1 - F_i} F_i \mathbf{x}'_i \right] = 0 \quad (22)$$

Não existe solução explícita para $\hat{\beta}_{ML}$, mas o método de Newton-Raphson geralmente converge rapidamente para a solução nos casos dos modelos logit e probit, apresentados a seguir.

O modelo logit assume que F seja dada pela função de distribuição acumulada logística, *i.e.*,

$$p = \Lambda(\mathbf{x}'\beta) = \frac{e^{\mathbf{x}'\beta}}{1 + e^{\mathbf{x}'\beta}} \quad (23)$$

No caso do modelo probit, F assume a função de distribuição acumulada normal:

$$\Phi(\mathbf{x}'\beta) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}'\beta} \phi(z) dz \quad (24)$$

onde $\phi(z) = (1/\sqrt{2\pi})\exp(-z^2/2)$, que é a função de densidade de probabilidade da distribuição normal. Os vetores \mathbf{x}' e β são dadas pelas Equações (7) e (8).

Os modelos logit e probit são uma alternativa ao modelo MQO na medida em que, como são ambos definidos em termos de uma função de distribuição acumulada, asseguram que $0 \leq p \leq 1$.

As especificações dos modelos logit e probit, bem como a forma dos seus efeitos marginais, são apresentadas na tabela a seguir.

TABELA 3 – MODELOS DE RESULTADO BINÁRIO – LOGIT E PROBIT

Modelo	Probabilidade ($p = \Pr [y = 1 \mathbf{x}]$)	Efeito marginal ($\partial p/\partial x_j$)
Logit	$\Lambda(\mathbf{x}'\beta) = \frac{e^{\mathbf{x}'\beta}}{1 + e^{\mathbf{x}'\beta}}$	$\Lambda(\mathbf{x}'\beta)[1 - \Lambda(\mathbf{x}'\beta)]\beta_j$
Probit	$\Phi(\mathbf{x}'\beta) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}'\beta} \phi(z) dz$	$\Phi(\mathbf{x}'\beta)\beta_j$

Como faremos ao analisar o efeito do salário médio de professores sobre o nível de capacidade cognitiva dos estudantes ingressantes em carreiras de ensino, ao empregar os modelos logit e probit faremos uma distinção entre a amostra A, que contém somente ingressantes na carreira ampla de ensino (*i.e.*, os cursos de biologia, educação física, filosofia, física, geografia, história, letras, matemática, química e pedagogia), e a Amostra B, que consiste somente de ingressantes nos cursos de letras, matemática e pedagogia. Como nos casos anteriores, buscamos uma maior probabilidade de que o ingressante em curso superior da amostra se encaminhe à carreira de professor de ensino fundamental ou médio.

Como na análise do impacto dos salários sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que optam por uma carreira de ensino em um município, ao analisar o impacto dos salários sobre a escolha individual sobre a carreira a ser seguida, assumiremos a não-mobilidade dos indivíduos. Especificamente, assumiremos que os indivíduos formulam suas escolhas levando em consideração os salários vigentes no município onde realizam seus cursos superiores, que não necessariamente corresponde ao município em que o indivíduo realmente será empregado.

Como vimos nesta seção, o método dos Mínimos Quadrados Ordinários empregado em bases de dados com estrutura hierárquica pode levar o pesquisador a conclusões equivocadas sobre o efeito de características em nível acima do indivíduo, na estrutura hierárquica, sobre o desempenho de estudantes em testes padronizados. Na próxima seção, analisaremos e compararemos os resultados das duas abordagens empíricas descritas, Mínimos Quadrados Ordinários e modelos hierárquicos, na determinação do efeito do salário relativo de professores de ensino fundamental e médio, considerado na média dos municípios analisados, sobre o nível de dos estudantes que ingressam em carreiras de ensino. Adicionalmente, empregaremos os modelos logit e probit para quantificar o impacto de um incremento no salário médio de professores em relação a não-professores sobre a decisão individual de seguir ou não uma carreira de ensino.

5 RESULTADOS

Usando os dados descritos na segunda seção deste trabalho, esta seção apresenta os resultados da análise do impacto dos salários de professores sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos que escolhem a carreira de ensino, bem como sobre a probabilidade de um indivíduo ingressante em curso superior de escolher um curso correspondente a uma carreira de ensino.

Na primeira subseção, apresentaremos os resultados da estimação do modelo MQO apresentado na Equação (2). A segunda subseção trata dos resultados da estimação do modelo de efeitos aleatórios. Finalmente, a terceira subseção dedica-se a apresentar os resultados referentes aos modelos logit e probit, apresentados nas Equações (6) e (9).

5.1 SALÁRIO RELATIVO E QUALIDADE DE PROFESSORES – ESTIMATIVAS DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR SIMPLES

Os resultados da regressão da Nota da Prova de Formação Geral são apresentados na Tabela 3 abaixo. Os dados usados são os contidos na Amostra A, definida na seção 2 deste trabalho, que considera somente indivíduos da base de dados do Enade, no período 2004-2010, que ingressam na carreira ampla de ensino.

TABELA 4 – RESULTADOS DA REGRESSÃO MQO DA NOTA DA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA A

	Coeficiente	Desvio-padrão	t	P> t 	Intervalo de confiança de 95%	
IDA_i	0,790	0,042	18,750	0,000	0,708	0,873
IDA_i^2	-0,011	0,001	-17,090	0,000	-0,013	-0,010
SEX_MAS_i	-2,069	0,109	-18,930	0,000	-2,283	-1,855
BRA_i	0,505	0,104	4,870	0,000	0,302	0,708
REN_MEN_i	4,463	0,226	19,780	0,000	4,021	4,905
$REN_MEN_i^2$	-0,642	0,049	-13,190	0,000	-0,737	-0,546
ESC_PAI_i	-0,409	0,053	-7,650	0,000	-0,514	-0,305
ESC_MAE_i	0,136	0,054	2,510	0,012	0,030	0,243
ESC_PUB_i	-0,324	0,111	-2,920	0,003	-0,540	-0,107
HOR_EST_i	2,628	0,046	57,430	0,000	2,538	2,718
$\ln(REM_REL_i)$	2,637	0,133	19,800	0,000	2,376	2,898
Constante	29,933	0,718	41,680	0,000	28,525	31,341

Fonte: o autor (2013).

Como mencionado na apresentação da metodologia, as estimativas acima foram obtidas com o emprego dos estimadores de White (1980), também conhecidos como erros-padrão robustos, para buscar contornar o problema da heteroscedasticidade. A estatística de Durbin-Watson correspondente à regressão foi 1,979, o que nos permite rejeitar a hipótese de autocorrelação dos resíduos.

Na pós-estimação, também empregamos o Fator de Inflação da Variância (FIV) para analisar a presença de multicolinearidade no modelo. Os resultados dessa análise são apresentados na Tabela 4 abaixo.

TABELA 5 – VALORES DO FATOR DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA PARA AS VARIÁVEIS USADAS NA REGRESSÃO

Variável	FIV
IDA_i	35,67
IDA_i^2	34,73
SEX_MAS_i	1,02
BRA_i	1,04
REN_MEN_i	12,34
$REN_MEN_i^2$	12,09
ESC_PAI_i	1,70
ESC_MAE_i	1,69
ESC_PUB_i	1,22
HOR_EST_i	1,03
$\ln(REM_REL_i)$	1,09

Fonte: o autor (2013).

Para alguns autores, quanto mais alto o valor do Fator de Inflação da Variância de uma variável, mais colinearidade está presente nessa variável. Uma regra usada na decisão é a de que, se o FIV é maior do que 10, a variável correspondente é altamente colinear. Entretanto, note que, segundo essa regra, a colinearidade é presente em variáveis que são usadas também elevadas ao quadrado. Na estimação da regressão sem as variáveis ao quadrado, nenhum FIV é maior do que 1,69. De qualquer modo, a consequência da presença de multicolinearidade, superestimação do desvio-padrão dos estimadores, é rigorosamente a mesma da micronumerosidade, ou de amostras excessivamente pequenas, o que tende, no nosso caso, a ser compensado pelo tamanho da amostra usada. De fato, todas as estimativas são estatisticamente significantes a pelo menos 1,3%.

Na próxima tabela, apresentamos os resultados da regressão da Nota na Prova de Formação geral dos indivíduos da Amostra B, que contém somente indivíduos que são ingressantes em cursos da carreira restrita de ensino.

TABELA 6 – RESULTADOS DA REGRESSÃO MQO DA NOTA DA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA B

	Coefficiente	Desvio-padrão	t	P> t 	Intervalo de confiança de 95%	
IDA_i	0,139	0,047	2,950	0,003	0,047	0,232
IDA_i^2	-0,004	0,001	-5,790	0,000	-0,006	-0,003
SEX_MAS_i	3,405	0,185	18,400	0,000	3,042	3,768
BRA_i	1,271	0,136	9,360	0,000	1,005	1,538
REN_MEN_i	6,368	0,305	20,870	0,000	5,770	6,966
$REN_MEN_i^2$	-0,923	0,067	-13,700	0,000	-1,055	-0,791
ESC_PAI_i	-0,472	0,070	-6,700	0,000	-0,610	-0,334
ESC_MAE_i	0,454	0,072	6,350	0,000	0,314	0,594
ESC_PUB_i	0,551	0,149	3,710	0,000	0,259	0,842
HOR_EST_i	1,776	0,061	29,130	0,000	1,656	1,895
$\ln(REM_REL_i)$	-0,481	0,175	-2,760	0,006	-0,823	-0,139
Constante	39,296	0,856	45,910	0,000	37,618	40,974

Fonte: o autor (2013).

Assim como na regressão a partir dos dados da Amostra A, que contém ingressantes em cursos da carreira ampla de ensino, empregamos os estimadores de White (1980) para buscar contornarmos problemas provenientes da presença de heteroscedasticidade dos resíduos. Aqui, a estatística de Durbin-Watson assume o valor de 1,906, o que nos autoriza a rejeitar a hipótese de autocorrelação.

O Fator de Inflação da Variância (FIV) também foi empregado para analisar a presença de multicolinearidade no modelo. Os resultados são apresentados na Tabela 7 abaixo.

Como na regressão sobre os dados da Amostra A, constatamos a presença de colinearidade nas variáveis que estão elevadas ao quadrado e suas correspondentes com expoente unitário. Lembramos que a multicolinearidade em regressões com o Método dos Mínimos Quadrados ordinários não leva a viés dos estimadores, mas a superestimções de seus desvios-padrão.

Os resultados gerados pela estimação dos coeficientes pelo Método dos Mínimos Quadrados ordinários indicam que, mantendo-se os valores dos demais regressores constantes e considerando indivíduos que ingressam em uma carreira de ensino, os mais velhos tendem a apresentar melhores notas na Prova de Forma-

TABELA 7 – VALORES DO FATOR DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA PARA AS VARIÁVEIS USADAS NA REGRESSÃO

Variável	FIV
IDA_i	39,06
IDA_i^2	38,16
SEX_MAS_i	1,01
BRA_i	1,05
REN_MEN_i	11,22
$REN_MEN_i^2$	11,00
ESC_PAI_i	1,65
ESC_MAE_i	1,58
ESC_PUB_i	1,25
HOR_EST_i	1,07
$\ln(REM_REL_i)$	1,18

Fonte: o autor (2013).

ção geral. Esse efeito marginal, entretanto, tende a diminuir à medida que o valor da variável Idade se torna mais alto, o que é mostrado pelo sinal negativo da estimativa do coeficiente do quadrado da idade. Esse resultado é válido tanto para as amostras que contém indivíduos da carreira ampla de ensino quanto aos que optaram pela carreira restrita.

A estimativa feita a partir da Amostra A do coeficiente referente à variável Sexo Masculino nos indica que, mantendo-se constantes os demais regressores, indivíduos do sexo masculino que ingressam em cursos de graduação correspondentes à carreira ampla de ensino tendem a ter nota 2,07 pontos inferior a ingressantes do sexo feminino. Quando considerados somente indivíduos da carreira restrita de ensino, todavia, os resultados indicam que ingressantes do sexo masculino tendem a ter nota 3,4 pontos superior àquela dos ingressantes do sexo feminino, controlando para os demais regressores.

De maneira oposta, indivíduos que se declaram brancos tendem a ter notas maiores. O coeficiente estimado sugere que, no conjunto dos ingressantes em carreira ampla de ensino, indivíduos que se declaram brancos tendem a ter nota na Prova de Formação Geral meio ponto maior do que não-brancos. No caso do conjunto de indivíduos da carreira restrita de ensino, esse incremento é de 1,27 ponto.

A renda mensal domiciliar também tem efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a nota dos ingressantes em cursos de graduação correspondentes à carreira de ensino, sendo maior para os indivíduos da carreira restrita de ensino do

que na carreira ampla de ensino, embora o efeito marginal dessa variável tenda, assim como ocorre com a variável Idade, a diminuir à medida que a renda se eleva. Adicionalmente, vemos que o efeito marginal de um incremento da Renda Mensal sobre a Nota na Prova de Formação Geral perde magnitude mais rapidamente no caso dos ingressantes da carreira restrita de ensino.

Os resultados sugerem que o efeito da escolaridade do pai de um indivíduo sobre a nota deste na Prova de Formação Geral é oposto àquele que diz respeito à faixa de escolaridade da mãe do indivíduo, sendo que esse resultado é estatisticamente significativo nas Amostras A e B. Infelizmente, os dados do Enade tratam não de anos de escolaridade, mas de faixa de escolaridade, de modo que a interpretação da magnitude do coeficiente estimado não é direta, embora seu sinal continue relevante.

Algo semelhante ocorre com a variável Horas de Estudos. Embora os valores da variável correspondam, na base de dados do Enade, a faixas de horas de estudos semanais, o coeficiente estimado positivo e estatisticamente significativo em ambas as amostras analisadas indica que, como esperado, indivíduos que dedicam mais horas aos estudos tendem a ter notas mais altas na Prova de Formação Geral. Ainda que essa variável diga respeito à resposta do estudante no momento em que este faz a prova, é razoável supor que, pelo menos para uma porção expressiva da amostra, trata-se de um hábito desenvolvido ao longo de um intervalo de tempo relativamente grande. Desse modo, a inclusão dessa variável na regressão nos permite, pelo menos em alguma medida, interpretar a variável explicada como uma medida da capacidade cognitiva do indivíduo, como mencionado na metodologia deste trabalho.

O coeficiente estimado da nossa variável de interesse, Remuneração Relativa, é positivo e estatisticamente significativo no caso da amostra de ingressantes na carreira ampla de ensino, mas negativo e estatisticamente significativo no caso da amostra de ingressantes na carreira restrita de ensino. Este coeficiente indica que, controlando pelas demais características relativas aos indivíduos consideradas neste trabalho, um aumento de 1% na média do salário de um professor em relação a um não-professor em um município está associado a um incremento de 2,64% na nota dos ingressantes em curso de graduação correspondente à carreira ampla de ensino nesse município. Quando consideramos somente os ingressantes na carreira restrita de ensino, por outro lado, vemos que

um incremento de 1% no salário médio dos professores está associado a um declínio de 0,48 ponto na nota dos indivíduos na Prova de Formação Geral. Em outras palavras, salários de profissionais de educação que são mais altos do que a média correspondente a outras carreiras com ensino superior parecem atrair professores mais bem-qualificados aos postos da carreira ampla de ensino, ao passo que os indivíduos ingressantes na carreira restrita de ensino tendem a ser menos qualificados.

Na próxima subseção, apresentamos os resultados da estimação do modelo de efeitos aleatórios descritos nas Equações (10) e (11) nas amostras de indivíduos da carreira ampla de ensino e da carreira restrita de ensino.

5.2 SALÁRIO RELATIVO E QUALIDADE DE PROFESSORES – ESTIMATIVAS DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS

Nesta seção, empregaremos o modelo de efeitos aleatórios descrito nas Equações (10) e (11) para analisar a influência do salário relativo médio de professores em um município sobre o nível de dos indivíduos que ingressam nas carreiras de ensino.

Os resultados da estimação do modelo para a amostra de indivíduos ingressantes na carreira ampla de ensino são apresentados na Tabela abaixo.

TABELA 8 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS DA NOTA NA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA A

EFEITOS FIXOS						
	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO	Z	P> Z	INTERVALO DE CONFIANÇA DE 95%	
IDA_{ij}	0,649	0,036	18,040	0,000	0,578	0,719
IDA_{ij}^2	-0,009	0,001	-16,800	0,000	-0,010	-0,008
SEX_MAS_{ij}	-1,702	0,104	-16,390	0,000	-1,906	-1,499
BRA_{ij}	1,061	0,107	9,920	0,000	0,851	1,270
REN_MEN_{ij}	4,724	0,219	21,590	0,000	4,295	5,153
$REN_MEN_{ij}^2$	-0,688	0,045	-15,140	0,000	-0,777	-0,599
ESC_PAI_{ij}	-0,275	0,053	-5,230	0,000	-0,378	-0,172
ESC_MAE_{ij}	0,064	0,053	1,200	0,230	-0,040	0,168
ESC_PUB_{ij}	0,106	0,113	0,940	0,349	-0,115	0,327
HOR_EST_{ij}	2,279	0,045	50,170	0,000	2,190	2,368
Constante	30,958	0,680	45,510	0,000	29,625	32,291

TABELA 8 (CONT.)– RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS DA NOTA NA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA A

EFEITOS ALEATÓRIOS				
	ESTIMATIVA	DESVIO-PADRÃO	INTERVALO DE CONFIANÇA DE 95%	
$dp(REM_REL_j)$	11,054	0,434	10,236	11,938
$dp(\text{Constante})$	4,830	0,211	4,434	5,262
Resíduo	17,081	0,034	17,015	17,147

Fonte: o autor (2003).

De acordo com as estimativas, a idade tem um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a Nota na Prova de Formação geral quando consideramos ingressantes na carreira ampla de ensino, mas a magnitude desse efeito diminui à medida que o valor da variável aumenta, como indica o coeficiente de Idade elevada ao quadrado.

As estimativas também sugerem que, controlando para os demais regressores indivíduos do sexo masculino ingressantes na carreira ampla de ensino tendem a ter notas menores na Prova de Formação Geral. Controlando para os demais regressores, a estimativa do coeficiente da variável Sexo Masculino indica indivíduos do sexo masculino tendem a ter desempenho 1,7 ponto inferior a indivíduos do sexo feminino, sendo a estimativa estatisticamente significativa. O efeito da variável Branco, por sua vez, é oposta. A estimativa positiva e estatisticamente significativa sugere que indivíduos brancos da amostra de carreira ampla de ensino tendem a ter nota 1,06 superior a não-brancos, controlando-se pelos demais regressores.

Os resultados também indicam que o efeito da Renda Mensal Domiciliar sobre a nota dos ingressantes em carreira ampla de ensino na Prova de Formação Geral é estatisticamente significativo e positivo, mas decresce à medida que a Renda Domiciliar Mensal assume valores maiores.

A variável Escolaridade do Pai é negativa e estatisticamente significativa na explicação da nota dos ingressantes na Prova de Formação Geral. O coeficiente da faixa de escolaridade da mãe do indivíduo, todavia, apresenta-se estatisticamente insignificante na sua influência sobre o desempenho de um indivíduo que ingressa em carreira ampla de ensino, bem como o coeficiente da variável Escola Pública.

Os resultados também indicam que a faixa de horas semanais de estudo relatadas pelos ingressantes em carreira ampla de ensino tem impacto positivo e estatisticamente significativo sobre a sua nota na Prova de Formação Geral, controlando pelos demais regressores.

Finalmente, a estimativa do desvio-padrão da variável Remuneração Relativa, 11,054, é positiva e estatisticamente significativa a 5% ou menos, e o intervalo de confiança de 95% desta estimativa é (10,236;11,938). Esse resultado indica que a variação da Remuneração Relativa, que ocorre entre os municípios, explica parte da variação da Nota na Prova de Formação Geral (variável relacionada ao indivíduo). A positividade do coeficiente indica que a remuneração média de professores em relação a não-professores em um município tem influencia positiva sobre a Nota na Prova de Formação Geral dos indivíduos que ingressam em carreira ampla de ensino no mesmo município.

A seguir, apresentamos os resultados da estimação do modelo de efeitos aleatórios na explicação do nível de dos ingressantes em carreira restrita de ensino.

TABELA 9 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS DA NOTA NA PROVA DE FORMAÇÃO GERAL – AMOSTRA B

EFEITOS FIXOS						
	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO	Z	P> Z	INTERVALO DE CONFIANÇA DE 95%	
IDA_{ij}	0,170	0,047	3,650	0,000	0,079	0,262
IDA_{ij}^2	-0,004	0,001	-6,220	0,000	-0,006	-0,003
SEX_MAS_{ij}	3,122	0,178	17,510	0,000	2,773	3,471
BRA_{ij}	1,155	0,141	8,190	0,000	0,879	1,432
REN_MEN_{ij}	5,635	0,296	19,040	0,000	5,054	6,215
$REN_MEN_{ij}^2$	-0,802	0,063	-12,800	0,000	-0,924	-0,679
ESC_PAI_{ij}	-0,412	0,069	-5,940	0,000	-0,548	-0,276
ESC_MAE_{ij}	0,355	0,071	5,010	0,000	0,216	0,494
ESC_PUB_{ij}	0,334	0,150	2,230	0,025	0,041	0,628
HOR_EST_{ij}	1,583	0,060	26,550	0,000	1,466	1,700
Constante	39,606	0,862	45,960	0,000	37,917	41,295
EFEITOS ALEATÓRIOS						
	ESTIMATIVA	DESVIO-PADRÃO			INTERVALO DE CONFIANÇA DE 95%	
$dp(REM_REL_j)$	4,553	0,329			3,951	5,246
$dp(Constante)$	3,268	0,175			2,943	3,630
Resíduo	15,524	0,045			15,436	15,613

Fonte: o autor (2003).

Assim como no caso que diz respeito aos indivíduos da carreira ampla de ensino, a estimativa do coeficiente da variável Idade sugere que ingressantes da carreira restrita de ensino mais velhos tendem a ingressar nessa carreira com níveis mais altos de capacidade cognitiva, mantendo-se constantes os valores dos demais regressores. Adicionalmente, esse efeito torna-se menor à medida que a variável Idade assume valores maiores, como ocorre no caso da amostra anterior.

Considerados somente os indivíduos ingressantes na carreira restrita de ensino, vemos que indivíduos do sexo masculino tendem a ingressar no ensino superior com notas maiores na Prova de Formação Geral. Controlando para as demais variáveis, indivíduos da carreira restrita de ensino do sexo masculino tendem a ter desempenho 1,7 ponto menor na referida prova.

Indivíduos da carreira restrita de ensino que se declaram brancos, por sua vez, tendem a ter notas maiores, à exemplo do que ocorre no caso da amostra da carreira ampla de ensino. No caso dos ingressantes dos cursos de letras, matemática e pedagogia, indivíduos brancos tendem a ter nota 1,06 ponto superior a não-brancos, quando mantemos constantes os valores dos demais regressores.

Os resultados das estimações dos coeficientes das variáveis Renda Mensal e Renda Mensal ao quadrado também apresentam o mesmo sinal nas amostras da carreira ampla de ensino e da carreira restrita de ensino, o que indica que, em ambos os casos, a renda mensal domiciliar do indivíduo tem impacto positivo e estatisticamente significativo sobre seu nível de ao ingressar no ensino superior, mas que esse impacto torna-se menor à medida que a variável Renda Mensal assume valores mais elevados.

O coeficiente estimado da variável Escolaridade do Pai se mantém positivo e estatisticamente significativo na amostra da carreira restrita de ensino, sem, portanto, mudança qualitativa em relação à estimativa correspondente na carreira ampla de ensino. A variável Escolaridade da Mãe se mantém estatisticamente insignificante nas duas amostras.

As estimativas do método de efeitos aleatórios sobre os dados da Amostra B também sugerem um efeito positivo e estatisticamente significativo da variável Escola Pública, e vemos o coeficiente referente à carreira restrita de ensino apresenta-se maior do que aquele correspondente à carreira ampla de ensino.

A variável Escola Pública apresenta-se, nos resultados da estimação na amostra de carreira restrita de ensino, positiva e estatisticamente significativa, o que

não ocorre no caso da amostra anterior. Esses resultados sugerem que, apesar de uma carreira de estudante de ensino fundamental e médio completada em uma escola pública não ter impacto sobre o nível de de ingressantes da carreira ampla de ensino, essa influência existe para os ingressantes em cursos de letras, matemática e pedagogia.

O coeficiente estimado da variável Hora de Estudos que diz respeito à Amostra B também se apresenta positivo e estatisticamente significativo, a exemplo do que ocorre na carreira ampla de ensino. A comparação dos resultados obtidos a partir das duas amostras sugere que faixas de horas de estudo têm efeitos sobre a nota na Prova de Formação Geral de indivíduos da carreira restrita de ensino menor do que aquele correspondente à carreira ampla de ensino.

Finalmente, a estimativa do desvio-padrão do coeficiente de Remuneração Relativa é positiva e estatisticamente significativa também no caso dos indivíduos da carreira restrita de ensino. Esse resultado indica que, a exemplo do que ocorre na carreira ampla de ensino, a variação do nível de dos ingressantes em cursos de letras, matemática e pedagogia é explicado pela média dos salários de professores relativos a não-professores no município em que se encontra o indivíduo, sendo que a influência dessa variável sobre o nível de do ingressante é positivo. Esse resultado é consistente com 20% dos resultados encontrados por Hanushek (2006), em sua análise de 118 estimativas econométricas sobre a relação entre salários de professores e qualidade de ensino. O resultado também se coaduna com o encontrado por Figlio (1997), segundo o qual a qualificação dos professores contratados por escolas norte-americanas é impactado positivamente por incrementos nos salários médios dessa profissão.

Como vimos na seção 3.2, Coleman *et al.*, analisando dados sobre estudantes de escolas norte-americanas, concluíram que escolas católicas eram mais efetivas do que escolas públicas ao usar um modelo de regressão linear que não leva em consideração a estrutura hierárquica da base de dados. Ao identificar e levar em consideração variáveis que dizem respeito a diferentes níveis hierárquicos, Byrk e Raudenbush (1986) sugeriram o modelo hierárquico linear como uma maneira de incorporar esses níveis e produzir estimativas mais eficientes e confiáveis. De acordo com o resultado de Byrk e Raudenbush, as diferenças entre o desempenho dos alunos dessas diferentes escolas deve-se mais a diferenças em

características socioeconômicas no nível do indivíduo, e não a características das suas escolas.

Para o caso da amostra relativa à carreira restrita de ensino, o modelo de regressão linear produziu estimativa negativa e estatisticamente significativa do impacto da remuneração média de professores e não-professores em um município sobre a nota na Prova de Formação Geral dos estudantes do mesmo município – o oposto do resultado gerado pelo modelo de efeitos aleatórios. É possível que a não consideração da hierarquia das variáveis na base de dados produza efeitos que podem provocar equívocos de análise.

Na próxima subseção, trataremos dos determinantes da decisão do indivíduo de seguir, ou não, a carreira de professor de ensino fundamental ou médio, e buscaremos quantificar o impacto dessas variáveis na referida decisão.

5.3 SALÁRIO RELATIVO E ESCOLHA DE CARREIRA DE ENSINO

Na subseção anterior, buscamos estimar o impacto do salário relativo de professores em um município sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos desse mesmo município que ingressam em cursos de graduação correspondentes à carreira de ensino. Nesta subseção, analisaremos o efeito desta relação entre salários de professores e não-professores sobre a decisão individual de seguir ou não uma carreira de ensino.

As Tabelas 10 e 11 abaixo apresentam os resultados das estimações dos modelos logit e probit, descritos na seção 3.3. A variável dependente é a escolha de curso superior correspondente ou não à carreira ampla de ensino, e modelamos a probabilidade da escolha da primeira alternativa.

TABELA 10 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO

	Coeficiente	Desvio-padrão	t	P> t 	Intervalo de confiança de 95%	
IDA_i	0,009	0,001	16,290	0,000	0,008	0,010
SEX_MAS_i	-0,142	0,008	-17,930	0,000	-0,157	-0,126
BRA_i	-0,213	0,008	-25,410	0,000	-0,229	-0,196
$\ln(REN_MEN_i)$	0,069	0,008	8,590	0,000	0,054	0,085

TABELA 10 (CONT.) – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO

	Coeficiente	Desvio-padrão	t	P> t 	Intervalo de confiança de 95%	
<i>ESC_PAI_i</i>	-0,294	0,003	-84,980	0,000	-0,301	-0,287
<i>ESC_MAE_i</i>	-0,210	0,003	-62,260	0,000	-0,217	-0,204
<i>ESC_PUB_i</i>	0,828	0,008	98,230	0,000	0,812	0,845
<i>MAG_i</i>	0,590	0,010	58,020	0,000	0,570	0,610
<i>LEI_i</i>	0,268	0,003	82,750	0,000	0,262	0,275
<i>HOR_EST_i</i>	-0,082	0,003	-25,690	0,000	-0,088	-0,075
$\ln (REM_REL_i)$	0,433	0,011	39,110	0,000	0,412	0,455
<i>N_i</i>	0,018	0,000	80,040	0,000	0,018	0,018
Constante	-0,545	0,029	-19,000	0,000	-0,601	-0,488

Fonte: o autor (2013).

TABELA 11 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO PROBIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO

	Coeficiente	Desvio-padrão	t	P> t 	Intervalo de confiança de 95%	
<i>IDA_i</i>	0,005	0,000	15,410	0,000	0,004	0,006
<i>SEX_MAS_i</i>	-0,075	0,005	-16,380	0,000	-0,084	-0,066
<i>BRA_i</i>	-0,128	0,005	-25,980	0,000	-0,138	-0,118
$\ln (REN_MEN_i)$	0,055	0,005	11,700	0,000	0,046	0,064
<i>ESC_PAI_i</i>	-0,178	0,002	-85,660	0,000	-0,182	-0,174
<i>ESC_MAE_i</i>	-0,127	0,002	-62,670	0,000	-0,131	-0,123
<i>ESC_PUB_i</i>	0,496	0,005	99,130	0,000	0,486	0,506
<i>MAG_i</i>	0,345	0,006	56,050	0,000	0,333	0,357
<i>LEI_i</i>	0,159	0,002	82,830	0,000	0,155	0,163
<i>HOR_EST_i</i>	-0,046	0,002	-24,940	0,000	-0,050	-0,043
$\ln (REM_REL_i)$	0,267	0,006	41,750	0,000	0,254	0,279
<i>N_i</i>	0,010	0,000	78,180	0,000	0,010	0,010
Constante	-0,280	0,017	-16,620	0,000	-0,313	-0,247

Fonte: o autor (2013).

Todos os coeficientes são estatisticamente significativos e apresentam altos níveis de significância.

O sinal positivo da estimativa do coeficiente da variável idade nos indica que, mantendo-se constantes os demais regressores, indivíduos mais velhos apresentam maior probabilidade de escolher um curso de graduação correspondente à carreira ampla de ensino quando ingressam no ensino superior. De modo análogo, a probabilidade de escolha de carreira ampla de ensino é maior para indivíduos com renda mensal domiciliar mais alta, para indivíduos que estudaram em escola pública, que cursaram curso profissionalizante de magistério no ensino médio, e que apresentam valores mais altos da nossa medida de capacidade cognitiva.

Indivíduos do sexo masculino apresentam-se menos propensos a escolher uma carreira ampla de ensino, assim como ocorre com indivíduos que se declaram brancos. Além disso, tanto o nível de escolaridade do pai quanto o nível de escolaridade da mãe de um indivíduo parecem ter efeitos negativos sobre a probabilidade de opção por carreira de ensino. A variável Horas de Estudo também apresenta sinal negativo, indicando que a probabilidade de ingresso em carreira ampla de ensino responde negativamente à média semanal de horas dedicadas aos estudos.

Nossa variável de interesse, Remuneração Relativa, apresenta coeficiente estimado positivo. Isso indica que indivíduos residentes em municípios em que professores são mais bem-remunerados em relação a não professores tendem a apresentar maior probabilidade de escolha de carreira ampla de ensino.

Note que, dadas as formas funcionais dos modelos logit e probit apresentadas nas Equações (6) e (9), a interpretação dos coeficientes estimados, apresentados nas Tabelas 5 e 6 acima, não é direta. Como vimos na Equação (19), o efeito marginal de um incremento em um regressor varia, como em outros modelos não-lineares, de acordo com os valores assumidos por esse regressor. A Tabela 7 abaixo apresenta a média dos efeitos marginais de mudanças em cada regressor.

TABELA 12 – EFEITOS MARGINAIS MÉDIOS DE UM INCREMENTO DOS REGRESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO

	LOGIT		PROBIT	
	EFEITO MARGINAL	DESVIO-PADRÃO	EFEITO MARGINAL	DESVIO-PADRÃO
IDA_i	0,001	0,000	0,001	0,000
SEX_MAS_i	-0,242	0,001	-0,022	0,001
BRA_i	-0,036	0,001	-0,037	0,001
$\ln(REN_MEN_i)$	0,012	0,001	0,016	0,001
ESC_PAI_i	-0,050	0,001	-0,052	0,001
ESC_MAE_i	-0,036	0,001	-0,037	0,001
ESC_PUB_i	0,141	0,001	0,144	0,001
MAG_i	0,101	0,002	0,101	0,002
LEI_i	0,046	0,001	0,046	0,001
HOR_EST_i	-0,014	0,001	-0,013	0,001
$\ln(REM_REL_i)$	0,074	0,002	0,077	0,002
N_i	0,003	0,000	0,003	0,000

Fonte: o autor (2013).

Todas as estimativas da Tabela acima são significativas a 0,2% de significância ou menos.

Os coeficientes são interpretados como o resultado de um incremento de uma unidade no regressor sobre a probabilidade de escolha de curso de graduação que corresponde à carreira de professor de ensino fundamental ou médio. Por exemplo, lembrando que a variável explicada é binária e varia de 0 a 1, o coeficiente estimado da variável Idade nos diz que um aumento de uma unidade na idade de um indivíduo está associado a um incremento de, em média, 0,1% na probabilidade de que este escolha um curso correspondente à carreira de ensino – assumindo constância dos demais regressores.

A estimativa do efeito marginal correspondente à nossa variável de interesse, Remuneração Relativa, nos indica o resultado de uma variação percentual desse regressor sobre a probabilidade de escolha de carreira de ensino. De acordo com a estimativa relativa ao modelo logit, um aumento de 1% na média do salário de professores em relação a não-professores em um município está associado a um incremento médio de 7,4% na probabilidade de que um ingressante no ensino superior residente neste município escolha uma carreira ampla de ensino. Para o modelo probit, esse incremento corresponde a 7,7%.

Em um modelo de regressão não-linear, os efeitos marginais são diferentes ao longo dos regressores. Portanto, é possível que o efeito marginal de um incremento de 1% no salário relativo médio de professores em relação a não professores tenha diferentes graus de impacto sobre a escolha individual, dependendo no nível de renda a partir do qual o incremento ocorre. Esse fato é ilustrado na Tabela 13 abaixo, que mostra os efeitos marginais de um incremento no salário relativo de professores sobre a escolha de carreira de ensino para uma seleção de percentis da variável de interesse.

TABELA 13 – EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO PORCENTUAL NA RENDA RELATIVA SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR

PERCENTIL	REM_REL_i	$\ln (REM_REL_i)$	LOGIT	PROBIT
1%	0,259	-1,351	0,072	0,077
5%	0,338	-1,084	0,077	0,082
10%	0,378	-0,973	0,079	0,083
25%	0,450	-0,797	0,082	0,086
50%	0,552	-0,594	0,085	0,089
75%	0,648	-0,434	0,088	0,091

TABELA 13 (CONT.) – EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO PORCENTUAL NA RENDA RELATIVA SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR

PERCENTIL	REM_REL_i	$\ln (REM_REL_i)$	LOGIT	PROBIT
90%	0,963	-0,038	0,094	0,096
95%	1,020	0,020	0,095	0,097
99%	1,348	0,299	0,099	0,100

Fonte: o autor (2003).

De acordo com as estimações na Tabela 13, um aumento de 1% na média salarial de um professor em um município está associado, de acordo com o modelo logit, a um incremento de 7,7% na probabilidade de um ingressante no ensino superior optar por uma carreira ampla de ensino, se esse indivíduo estiver em um município que corresponde ao 5º percentil da distribuição da remuneração relativa de professores. Note que, num município neste percentil, um professor de ensino fundamental ou médio tem um salário mensal equivalente a 33,8% do salário médio de outros profissionais com nível superior. O modelo probit prevê que o efeito desse incremento salarial tem como efeito um aumento de 8,2% na referida probabilidade.

Em contraste, um incremento de 1% no salário relativo médio de um professor em um dado município corresponde, para o caso de um ingressante residente em um município no 95º percentil de remuneração relativa do professor, a um aumento de 9,5% na probabilidade de o indivíduo optar pela carreira de ensino. No caso do modelo probit, a estimativa correspondente é de 9,7%.

Essa análise sugere que o efeito marginal de um aumento na remuneração dos professores em relação aos não-professores sobre a decisão de escolher uma carreira de ensino é crescente em relação a essa variável. Em outras palavras, os efeitos de um aumento salarial são mais fortes onde o salário relativo de um professor é mais alto.

Os dados da Tabela 13 são ilustrados na Figura 4 abaixo.

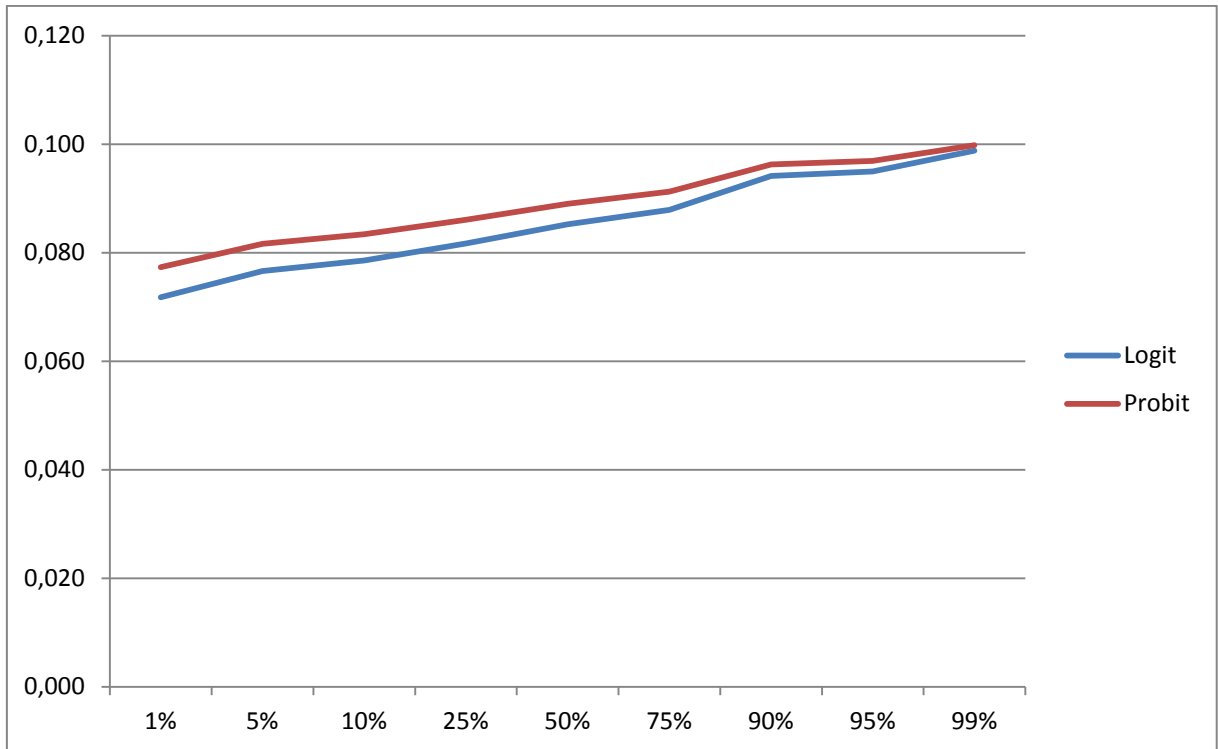


FIGURA 4 - EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO DE 1% NA REMUNERAÇÃO RELATIVA MÉDIA DE PROFESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA AMPLA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR
Fonte: O autor (2013).

Na análise feita com os modelos logit e probit até agora, modelamos a probabilidade de ingresso em carreira ampla de ensino, *i.e.*, nos cursos de biologia, educação física, filosofia, física, geografia, história, letras, matemática, química e pedagogia. No exame feito a seguir, nossa variável dependente será a probabilidade de ingresso em carreira restrita de ensino, que corresponde aos cursos de letras, matemática e pedagogia. Restringindo a carreira de ensino a esses três cursos, esperamos minimizar a probabilidade de que os indivíduos da amostra que optam pelo que chamamos de carreira de ensino não trabalhem como professor de ensino fundamental ou médio no futuro. Como vimos, o objetivo desta restrição é tornar mais significativa os resultados do impacto do salário relativo de professor sobre a decisão de seguir tal carreira.

As tabelas a seguir apresentam os resultados da modelagem da probabilidade de ingresso na carreira restrita de ensino, de acordo com os modelos logit e probit.

TABELA 14 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO

	Coeficiente	Desvio-padrão	t	P> t 	Intervalo de confiança de 95%	
IDA_i	0,035	0,001	52,760	0,000	0,033	0,036
SEX_MAS_i	-1,301	0,013	-102,610	0,000	-1,326	-1,276
BRA_i	-0,144	0,011	-13,250	0,000	-0,165	-0,123
$\ln (REN_MEN_i)$	-0,066	0,011	-5,940	0,000	-0,087	-0,044
ESC_PAI_i	-0,237	0,005	-51,060	0,000	-0,246	-0,227
ESC_MAE_i	-0,246	0,004	-54,860	0,000	-0,255	-0,238
ESC_PUB_i	0,541	0,012	47,000	0,000	0,519	0,564
MAG_i	0,865	0,013	67,950	0,000	0,840	0,890
LEI_i	0,275	0,004	65,210	0,000	0,267	0,284
HOR_EST_i	-0,140	0,005	-30,940	0,000	-0,149	-0,131
$\ln (REM_REL_i)$	0,714	0,015	47,190	0,000	0,684	0,744
N_i	0,026	0,000	87,710	0,000	0,025	0,026
Constante	-2,156	0,038	-57,210	0,000	-2,230	-2,082

Fonte: o autor (2013).

TABELA 15 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO PROBIT. VARIÁVEL DEPENDENTE: ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO

	Coeficiente	Desvio-padrão	t	P> t 	Intervalo de confiança de 95%	
IDA_i	0,020	0,000	55,050	0,000	0,019	0,021
SEX_MAS_i	-0,686	0,007	-105,430	0,000	-0,699	-0,673
BRA_i	-0,081	0,006	-13,590	0,000	-0,092	-0,069
$\ln (REN_MEN_i)$	-0,037	0,006	-6,170	0,000	-0,049	-0,025
ESC_PAI_i	-0,133	0,003	-52,360	0,000	-0,138	-0,128
ESC_MAE_i	-0,139	0,002	-56,340	0,000	-0,144	-0,135
ESC_PUB_i	0,300	0,006	48,190	0,000	0,288	0,313
MAG_i	0,484	0,007	67,980	0,000	0,470	0,498
LEI_i	0,154	0,002	66,580	0,000	0,150	0,159
HOR_EST_i	-0,072	0,002	-29,690	0,000	-0,077	-0,067
$\ln (REM_REL_i)$	0,412	0,008	51,150	0,000	0,396	0,428
N_i	0,014	0,000	86,860	0,000	0,014	0,014
Constante	-1,238	0,020	-60,670	0,000	-1,278	-1,198

Fonte: o autor (2013).

Todas as estimativas são estatisticamente significativas.

Os sinais dos coeficientes apresentados nas Tabelas 14 e 15 acima não são diferentes daqueles obtidos a partir da análise da escolha de carreira ampla de ensino, com a exceção da estimativa do coeficiente da Renda Mensal. Vemos que, enquanto indivíduos cuja renda domiciliar mensal é mais alta tendem a ter maior probabilidade de ingresso em carreiras amplas de ensino, indivíduos que vivem em

domicílios com renda média mais baixa tendem a ter menor probabilidade de escolher o curso de letras, matemática ou pedagogia.

Não sendo direta a interpretação dos coeficientes estimados dos modelos logit e probit, apresentamos abaixo a média dos efeitos marginais de cada regressor sobre a probabilidade de escolha de carreira restrita de ensino.

TABELA 16 – EFEITOS MARGINAIS MÉDIOS DE UM INCREMENTO DOS REGRESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO

	LOGIT		PROBIT	
	EFEITO MARGINAL	DESVIO-PADRÃO	EFEITO MARGINAL	DESVIO-PADRÃO
IDA_i	0,003	0,000	0,003	0,000
SEX_MAS_i	-0,126	0,001	-0,121	0,001
BRA_i	-0,014	0,001	-0,014	0,001
$\ln(REN_MEN_i)$	-0,007	0,001	-0,007	0,001
ESC_PAI_i	-0,023	0,000	-0,023	0,000
ESC_MAE_i	-0,024	0,000	-0,026	0,000
ESC_PUB_i	0,053	0,001	0,053	0,001
MAG_i	0,084	0,001	0,085	0,001
LEI_i	0,027	0,000	0,027	0,000
HOR_EST_i	-0,014	0,000	-0,013	0,000
$\ln(REM_REL_i)$	0,069	0,001	0,072	0,001
N_i	0,002	0,000	0,002	0,000

Fonte: o autor (2013).

Esses resultados sugerem que comparando dois grupos de indivíduos com os mesmos valores dos regressores acima, com a exceção de que em um grupo os indivíduos são um ano mais velho do que os indivíduos do outro, os indivíduos do primeiro grupo têm, em média, probabilidade 0,3% maior do que os do segundo de ingresso em carreira restrita de ensino.

Comparados a indivíduos do sexo feminino, indivíduos do sexo masculino têm probabilidade 12,6% mais baixa, em média, de ingresso em um dos cursos da carreira restrita, controlando pelos demais regressores, de acordo com o modelo logit. No caso do modelo probit, a estimativa desse incremento corresponde a 12,6%. Ademais, também mantendo-se constantes os valores dos demais regressores, indivíduos brancos têm probabilidade 1,4% menor de ingresso nos cursos de letras, matemática e pedagogia.

Vemos que o impacto da renda mensal correspondente ao domicílio de um indivíduo tem impacto negativo sobre seu ingresso num desses cursos de

graduação. O mesmo ocorre com a faixa de escolaridade do pai e da mãe. Indivíduos que completaram seus estudos pré-universitários exclusivamente em escola pública, todavia, têm probabilidade 5,3% mais alta de ingresso nos cursos de letras, matemática e pedagogia, controlando pelos demais regressores.

Os resultados também indicam que um indivíduo que completou curso profissionalizante de magistério no ensino médio é 8,4% mais propenso a escolher uma carreira restrita de ensino, mantendo-se constantes os demais regressores. Esse incremento é de 8,5% para o caso do valor estimado pelo modelo probit.

As faixas de leitura também têm impacto positivo sobre a probabilidade de ingresso nas carreiras restritas de ensino. O contrário ocorre, entretanto, com a variável que corresponde aos níveis de leitura: indivíduos que têm o hábito de ler mais livros são menos propensos a ingressar nos cursos de letras, matemática e pedagogia tomados em conjunto – ainda que o resultado seja negativo para os cursos em conjunto, é possível que este seja positivo para um ou dois cursos.

Indivíduos com maior nível de também parecem estar mais propensos a seguir uma carreira restrita de ensino, na medida em que um incremento de um ponto em seu desempenho está associado a um aumento de 0,2% na sua probabilidade de ingresso em curso de letras, matemática ou pedagogia.

Analisando nossa variável de interesse, vemos que um incremento de 1% na remuneração média de professores em relação a não-professores em um município impacta a probabilidade de ingresso em carreira restrita de ensino positivamente e em 6,9% de acordo com as estimativas do modelo logit. Para a estimativa do coeficiente do modelo probit, esse incremento é de 7,2%.

A Tabela abaixo mostra os efeitos marginais de um incremento de 1% na remuneração média de professores em relação a não-professores com ensino superior na probabilidade de ingresso em carreira de ensino restrita, segundo uma seleção de percentis da distribuição da variável Remuneração Relativa.

TABELA 17 – EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO PORCENTUAL NA RENDA RELATIVA SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR

PERCENTIL	REM_REL_i	$\ln(REM_REL_i)$	LOGIT	PROBIT
1%	0,259	-1,351	0,095	0,092
5%	0,338	-1,084	0,109	0,107
10%	0,378	-0,973	0,115	0,113
25%	0,450	-0,797	0,126	0,125

TABELA 17 (CONT.) – EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO PORCENTUAL NA RENDA RELATIVA SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR

PERCENTIL	REM_REL_i	$\ln (REM_REL_i)$	LOGIT	PROBIT
50%	0,552	-0,594	0,140	0,139
75%	0,648	-0,434	0,151	0,151
90%	0,963	-0,038	0,181	0,183
95%	1,020	0,020	0,186	0,188
99%	1,348	0,299	0,211	0,213

Fonte: o autor (2003).

Como ocorre no caso da carreira ampla de ensino, os resultados sugerem que o impacto de um incremento no salário médio de professores em relação a não professores em um município sobre a probabilidade de escolha de carreira restrita de ensino é positivo, e esse impacto é maior à medida que nos aproximamos dos maiores percentis da variável Remuneração Relativa. Um incremento de 1% no salário relativo de um professor tende, em municípios onde professores auferem salários equivalentes a 25,9% do salário de não-professores com ensino superior, a elevar a probabilidade de escolha de carreira restrita de ensino em 9,5%. No caso de um município em que professores têm salários, em média, 34,8% maiores do que não-professores, o incremento na probabilidade estimado é de 21,1% para o modelo logit.

A Figura 5 abaixo sintetiza as informações da Tabela 17.

5.4 COMENTÁRIOS E LIMITAÇÕES

Este trabalho buscou quantificar o impacto de variáveis constantes na base de microdados do Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (Enade) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) sobre o nível de de indivíduos que ingressaram em cursos de graduação que correspondem à carreira de ensino no Brasil. Buscamos também quantificar a influência dessas variáveis na probabilidade de ingresso em cursos de graduação que se formam professores de ensino fundamental ou médio.

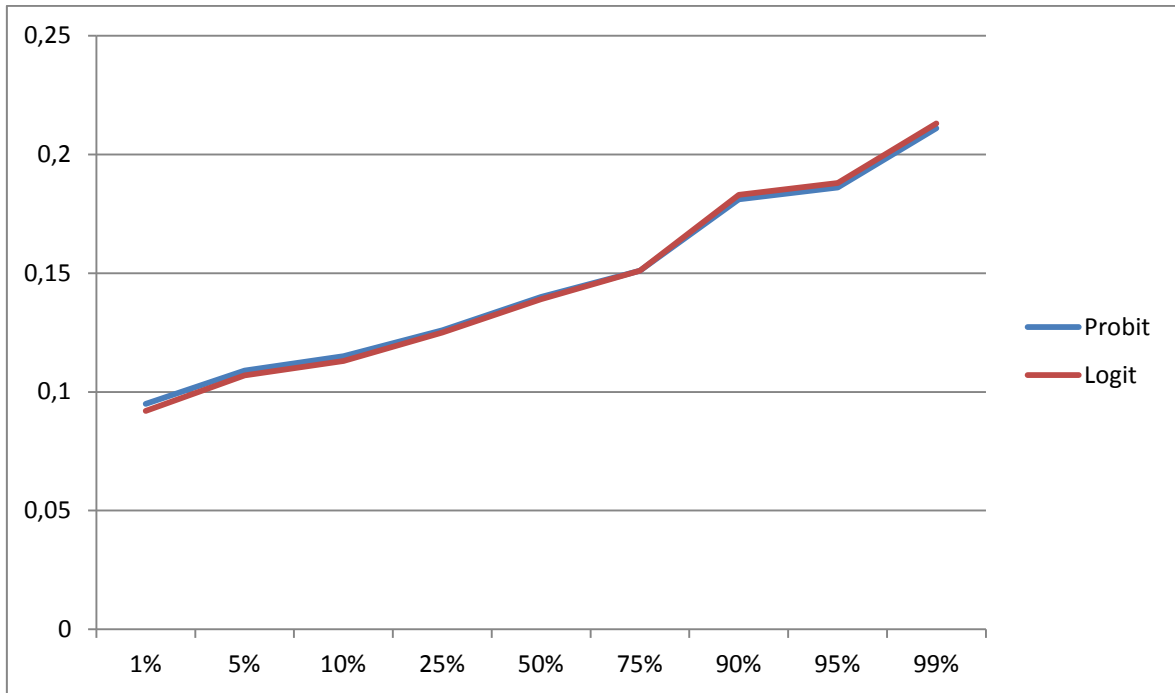


FIGURA 5 - EFEITOS MARGINAIS DE UM AUMENTO DE 1% NA REMUNERAÇÃO RELATIVA MÉDIA DE PROFESSORES SOBRE A PROBABILIDADE DE ESCOLHA DE CARREIRA RESTRITA DE ENSINO, DE ACORDO COM PERCENTIL DE REMUNERAÇÃO RELATIVA DE PROFESSOR
 Fonte: O autor (2013).

As variáveis usadas, entretanto, estão longe de exaustivas enquanto determinantes da decisão individual de seguir uma carreira de ensino. Variáveis relacionadas ao ambiente de trabalho e planos de carreira, para citar algumas, devem ser incluídas para uma análise mais completa. Ademais, como os indivíduos entrevistados pelo Enade já estão matriculados no ensino superior, e não em processos seletivos para ingresso em cursos superiores, a variável de escolha usada no modelo pode estar mais relacionada à proporção do número de vagas oferecidas que correspondam à carreira de ensino do que a própria escolha individual. Uma possível forma de superar essa limitação é a obtenção das relações candidato/vaga para cada um dos cursos da amostra.

6 CONCLUSÕES

Este trabalho buscou dois objetivos: quantificar o impacto da média da remuneração dos professores de um município brasileiro em relação aos seus não-professores sobre a capacidade cognitiva dos indivíduos do mesmo município que ingressam em cursos superiores correspondentes à carreira de ensino, e quantificar a influência dos salários relativos de professores sobre a atratividade da profissão àqueles que estão em posição de ingressar ou não em curso superior que forma professores de ensino fundamental e médio.

Apesar de incrementos salariais poderem ter efeito limitado sobre a qualidade do ensino fornecido por professores já contratados, estudos empíricos indicam que pode haver um impacto positivo desses aumentos sobre a qualidade dos indivíduos que buscam a profissão. Usando dados para os Estados Unidos, Figlio (1997) mostrou que aumentos salariais tendem a levar às escolas professores mais bem-qualificados, provenientes de melhores instituições de ensino superior e com formação adequada à sua profissão.

A qualidade de um professor, por sua vez, guarda relação estreita com o desempenho de seus estudantes em testes padronizados. Estudos empíricos sugerem que alunos de professores mais bem-qualificados tendem a ter melhor desempenho em testes de matemática e literatura.

Também há evidências de que alunos mais bem-qualificados tendem a se tornar trabalhadores mais produtivos. Bishop (1989) mostrou que a desaceleração econômica nos Estados Unidos no período 1973-86, decorrente da queda da produtividade da mão-de-obra, decorreu da entrada na força de trabalho profissionais com pior desempenho escolar.

Na segunda seção, buscamos explicitar, por meio de revisão da literatura, a relação entre salários de professores e qualidade da educação, e entre esta e a produtividade de um trabalhador.

A terceira seção apresentou as bases de dados usadas neste trabalho, o Exame Nacional de Desempenho do Estudante (Enade) e a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) no período 2004-2010, tratando das principais características do exame, e enfatizando as diferenças e os propósitos das três diferentes amostras usadas neste trabalho.

Para buscar seus objetivos, este trabalho usou um modelo de qualidade de professores e seus determinantes, em conjunto com o modelo de efeitos aleatórios, e modelos de resposta binária logit e probit, descritos na quarta seção. Apresentamos algumas das vantagens do método de efeitos aleatórios sobre o modelo de regressão linear simples na análise de dados com estrutura hierárquica, e desenvolvemos as equações a serem usadas na seção seguinte.

Os resultados encontrados sugerem que a média dos salários de professores relativos a não-professores em um município tem impacto positivo sobre a qualidade dos indivíduos desse município que ingressam em cursos superiores que formam professores de ensino fundamental ou médio. Na apresentação dos resultados, também apresentamos as diferenças entre as estimativas obtidas a partir das diferentes amostras usadas neste trabalho, cada uma delas cumprindo um propósito distinto.

Adicionalmente, vimos que aumentos nos salários de professores em relação a outros profissionais com ensino superior influenciam a decisão dos indivíduos de ingressar em cursos superiores que formam professores de ensino fundamental ou médio. Especificamente, concluímos que um incremento de 1% na média salarial de professores relativa a não professores em municípios brasileiros está associada a um aumento entre 8 e 20% na probabilidade de escolha de curso superior que forma professores de ensino fundamental ou médio. Analisamos como esse valor variava com as duas amostras usadas, e também concluímos que o efeito dos salários nessa decisão é maior no caso de municípios com elevada média salarial de professores.

REFERÊNCIAS

- BALLOU, D.; PODGURSKY, M. Recruiting smarter teachers. **The Journal of Human Resources**, v. 30, n. 2, 1995.
- BISHOP, J. H. Is the Test Score Decline Responsible for the Productivity Growth Decline? **The American Economic Review**, v. 79, n. 1, pp. 178-197, 1989.
- COLEMAN, J. *et al.* **High school achievement: public, catholic, and other private schools compared**. Nova Iorque: Basic, 1982.
- FERGUSON, R. F.; LADD, H. F. How and why money matters: an analysis of Alabama schools. In: LADD, H. F. (Ed.) **Holding schools accountable: performance-based reform in education**. Washington, D.C.: Brookings Institution, 1996.
- FIGLIO, D.N. Teacher salaries and teacher quality. **Economic Letters**, v. 55, pp. 267-271, 1997.
- FISCHER, S. Symposium on the slowdown in productivity growth. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 2, n. 4, pp. 3-7, 1988.
- HANUSHEK, E.A.; KAIN, J. F.; RIVKIN, S. G. Teachers, schools and academic achievement. NBER Working Paper Series, n. 6691, 1998.
- HANUSCHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Teacher Quality. In: **Handbook of Economics of Education**, Vol. 2, 2006.
- NCES - National Center for Education Statistics. School and staffing survey: Characteristics of Stayers, Movers and Leavers: Results from the Teacher Follow-up Survey: 1994–95. Office of Educational Research and Improvement, US. Department of Education, 1997.
- RAUDENBUSH, S.; BRYK, A. S. A hierarchical model for studying school effects. **Sociology of Education**, v. 59, n. 1, pp. 1-17, 1986.
- ROWAN, B.; CHIANG, F.-S.; MILLER, R. J. Using research on employees' performance to study the effects of teachers on students' achievement. **Sociology of Education**, v. 70, pp. 256-284, 1997.
- STRAUGHN, C. T.; STRAUGHN, B. L. **Lovejoy's college guide**. Prentice Hall & IBD: New Jersey, 1995.
- WHITE, H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. **Econometrica**, n. 48, pp. 817-838, 1980.