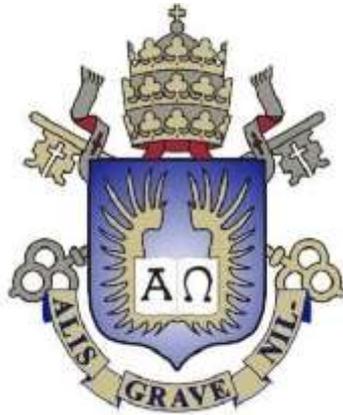


PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA



MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**TEMPO NA ESCOLA**

**Conceito, Determinantes e Implicações**

**Manuel Camillo Osorio**

No. Matrícula: 1211005

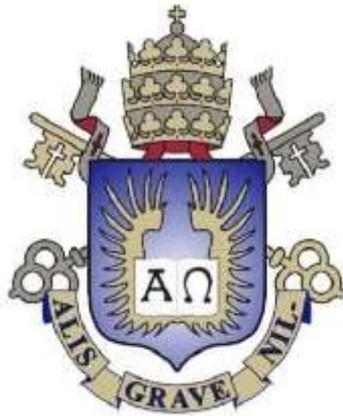
**Orientador: Marcelo Cortes Neri**

**Co-Orientador: Gustavo Gonzaga**

Junho 2016

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA



MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**TEMPO NA ESCOLA**

**Conceito, Determinantes e Implicações**

*“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri, para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.*

**Manuel Camillo Osorio**

No. Matrícula: 1211005

**Orientador: Marcelo Cortes Neri**

**Co-Orientador: Gustavo Gonzaga**

Junho 2016

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”.

*“Só aprende quem se dispõe a rever suas certezas” Darcy Ribeiro*

## **Agradecimentos**

Em primeiro lugar gostaria de agradecer ao professor Marcelo Neri, orientador e coautor deste estudo. Seus conhecimentos e experiências empíricas prévias instigaram minha curiosidade sobre o tempo na escola, dando direção e cor ao meu antes disperso interesse em estudar o assunto. Meus sinceros agradecimentos por esta oportunidade única de fechar com chave de ouro minha graduação em Economia na PUC.

Gostaria de agradecer também aos meus pais, por representarem a materialização daquilo que eu entendo como amor e respeito, além de minha namorada, por todo o carinho e suporte frente às dificuldades do projeto.

Um último agradecimento a todos os amigos que me acompanharam ao longo dessa caminhada, à PUC e ao departamento de Economia pelos últimos quatro anos e meio de aprendizados e encontros de ideias fundamentais para minha formação, e à equipe da FGV Social, por todo apoio oferecido na elaboração deste trabalho.

## Índice

I.	Sumário Executivo .....	8
II.	Introdução .....	19
III.	Dados e Metodologia .....	22
IV.	Marcando Tempo na Escola.....	28
V.	CCT e o Tempo na Escola: Testando hipóteses de impacto entre 2004 e 2006 .....	37
VI.	Implicações sobre o Desempenho Escolar .....	47
VII.	Lições e Desafios para um maior tempo na escola .....	51
VIII.	Conclusão.....	58
IX.	Referências Bibliográficas .....	61

## Índice de Figuras

Figura I 1 - Esquema do Trabalho .....	9
Figura I 2 - Tempo na Escola - 16 anos elegível em renda ao programa CCT: Distância do bimestre de nascimento para a linha de corte em idade .....	10
Figura 1 - Esquema do Indicador de Tempo na Escola .....	30
Figura 2 - Corte por Idade e Tempo na Escola: variação nos indicadores para elegíveis em renda entre os bimestres limítrofes .....	34
Figura 3 - Tempo na Escola - 16 anos elegível em renda a programa CCT: Distância do bimestre de nascimento para a linha de corte em idade .....	35
Figura 4 – Proficiência Média por Jornada Escolar.....	48
Figura 5 – Distribuição da proficiência média por hora de jornada escolar .....	49
Figura 6 - Equação de Notas .....	50

## **Índice de Tabelas**

Tabela I 1 - Impactos do Bolsa Família sobre os Componentes do Tempo na Escola: Razão de Chances para Elegíveis .....	13
Tabela I 2 - Impactos do Bolsa Família sobre os Motivos para Evasão e Faltas: Razão de Chances para Elegíveis.....	14
Tabela I 3 - Impactos do Bolsa Família sobre o Tempo na Escola .....	15
Tabela I 4 - Desigualdade no Tempo na Escola .....	16
Tabela 1 - Tempo na Escola entre 2004 e 2006 .....	31
Tabela 2 - Sinal do Coeficiente de Interesse Estimado para Elegíveis .....	37
Tabela 3 - Impactos do Bolsa Família sobre os Componentes do Tempo na Escola: Razão de Chances para Elegíveis .....	39
Tabela 4 - Impactos do Bolsa Família sobre os Motivos para Evasão e Faltas: Razão de Chances para Elegíveis .....	43
Tabela 5 - Impactos do Bolsa Família sobre o Tempo na Escola.....	44
Tabela 6 - Desigualdade no Tempo na Escola .....	45

## I. Sumário Executivo<sup>1</sup>

Esta monografia estuda o tempo das crianças na escola, entendido como o número de horas dedicado diariamente ao aprendizado no estabelecimento de ensino por cada estudante potencial<sup>2</sup>. Inicialmente propomos um indicador síntese que marca como um relógio o tempo na escola destes estudantes. Além de considerar a extensão da jornada escolar oferecida pela instituição de ensino, este indicador envolve a presença em sala de aula dos alunos matriculados e também as zero hora de estudo dos que estão fora da escola<sup>3</sup>. Em seguida, investigamos os motivos alegados pelos alunos em potencial e seus parentes para a evasão e para as faltas escolares, ambos redutores do tempo na escola, classificando-os como elementos de oferta ou demanda, abertos em diferentes níveis, de forma a obter uma visão econômica da permanência escolar. Procuramos, portanto, incorporar a visão dos agentes cujo comportamento se quer analisar aos testes empíricos realizados.

A principal contribuição desta monografia é estudar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre o tempo na escola, seus três componentes-base (matrícula, presença e jornada) e suas motivações relacionadas através da estimação de efeitos oriundos das condicionalidades escolares para recebimento do benefício variável do programa.

A base de dados principal do trabalho é composta pelo rico acervo, em variáveis objetivas e subjetivas, dos suplementos especiais de educação básica e de acesso a programas de transferência de renda condicionada (sigla CCT em inglês) das PNADs 2004 e 2006. Desde então, estes temas não foram mais a campo.

Aproveitamos a expansão de 67% na cobertura de famílias do programa entre 2004 e 2006 para analisá-lo como um experimento, buscando também captar um possível aumento de dosagem dos efeitos-condicionalidades, dado que, em 2004, já existia o Bolsa Escola no país, embora em menor escala.

Em suma, a análise econômica empreendida neste trabalho se dá via os canais de impacto dos programas CCT sobre os componentes do tempo na escola e seu indicador

---

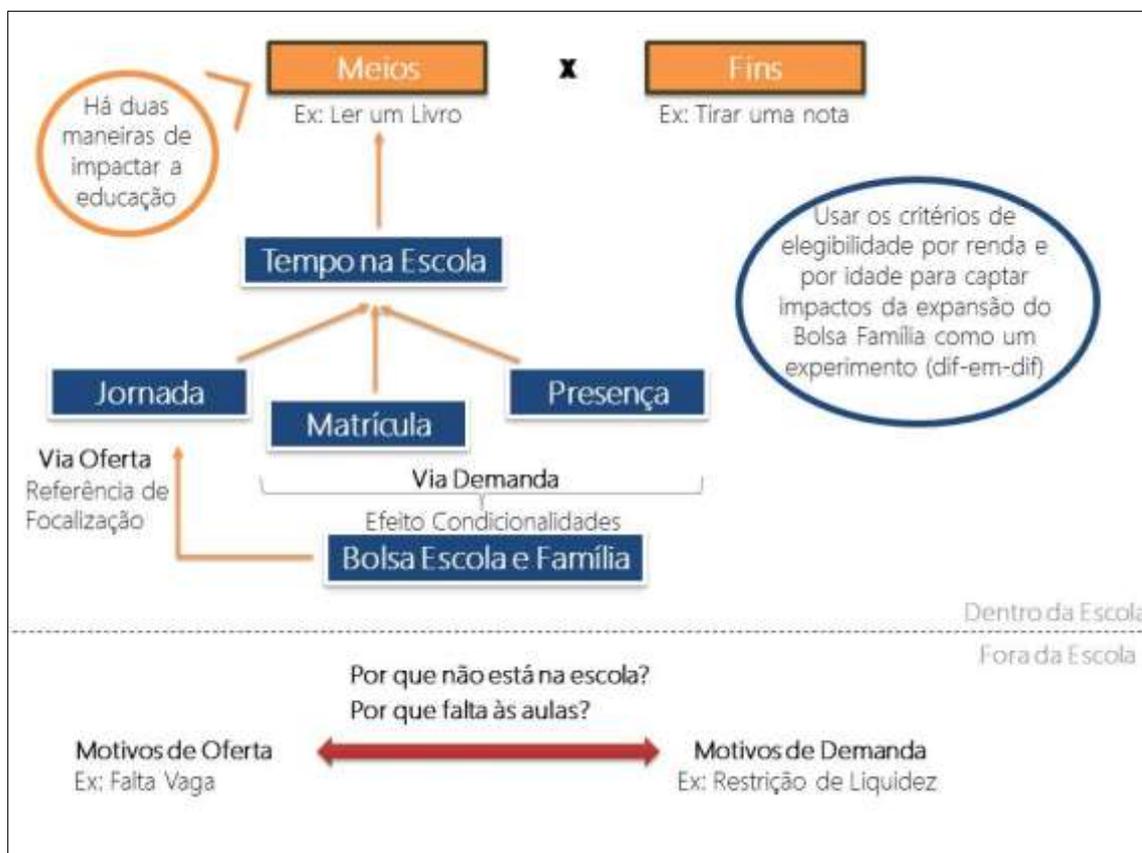
<sup>1</sup> Este trabalho foi elaborado em coautoria com o professor Marcelo Cortes Neri - EPGE/FGV, Diretor da FGV Social e economista-chefe do Centro de Políticas Sociais/FGV.

<sup>2</sup> Denominamos estudante potencial o conjunto das crianças e jovens em idade escolar (até 17 anos) matriculado ou não em estabelecimento de ensino.

<sup>3</sup> A metodologia empregada na construção do indicador é a mesma proposta em Neri (2009).

síntese, contemplando tanto aspectos objetivos como subjetivos da população alvo de condicionalidades. O esquema abaixo sintetiza os principais pontos analisados:

**Figura I 1 - Esquema do Trabalho**



Fonte: Elaboração Própria

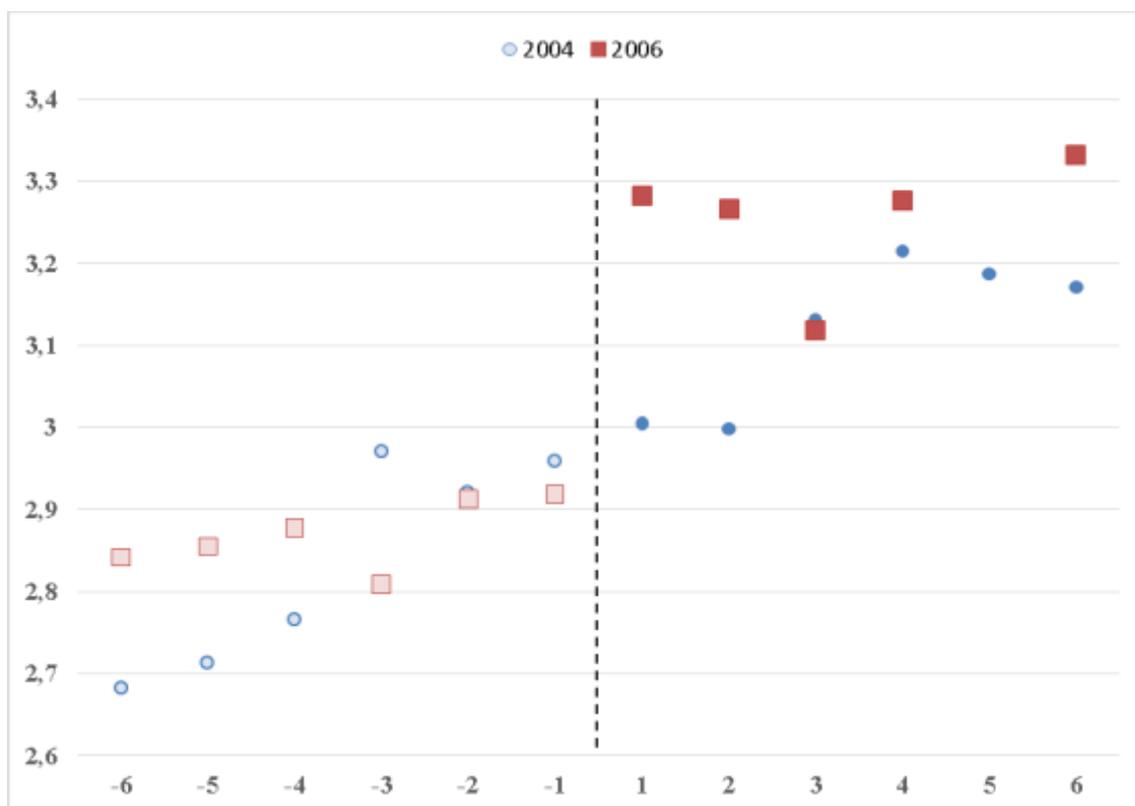
A partir da expansão do Bolsa Família observada entre os dois suplementos da PNAD, a análise empírica proposta investiga as causas do tempo na escola através de duas hipóteses complementares de identificação, baseadas em critérios diferentes de elegibilidade ao benefício variável dos programas CCT e que interagem para captar o aumento da dosagem dos efeitos-condicionalidades no período em questão.

A primeira hipótese está vinculada à situação econômica das famílias com pessoas na faixa etária de 6 a 15 anos, contempladas com o benefício variável se a renda domiciliar *per capita* for até 100 reais mensais, descontadas as transferências do governo. A segunda hipótese está associada à descontinuidade na regra de idade máxima para obtenção do benefício variável, que define que este será suspenso apenas

no ano seguinte ao qual o indivíduo completa 16 anos, independentemente da época em que a idade-corte foi atingida<sup>4</sup>.

A figura abaixo dispõe os dados do tempo na escola dos 12 possíveis bimestres de nascimento para a população de 16 anos completos e incompletos em 2004 e em 2006, sendo os bimestres -1 e 1 os bimestres mais próximos para a linha de corte em idade segundo as regras dos programas CCT.

**Figura I 2 - Tempo na Escola - 16 anos elegível em renda ao programa CCT:  
Distância do bimestre de nascimento para a linha de corte em idade**



Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

Em 2006 há uma quebra evidente exatamente entre os bimestres limítrofes para a regra de corte, subindo de 2,9 para 3,3 horas diárias, em média, o tempo na escola dos jovens de 16 anos. Portanto, observamos uma divisão das horas de permanência escolar em patamares completamente diferentes conforme a elegibilidade por idade ao Bolsa Família. Em 2004, por outro lado, não há quebra marcante na série, que passa de 2,96

<sup>4</sup> Incorporamos efeitos-dosagem derivados da extensão da cobertura dos CCTs à hipótese de identificação proposta por Courseil e Barbosa (2014), aplicada originalmente na análise dos efeitos do Bolsa Família sobre a informalidade trabalhista nos domicílios em anos isolados.

para 3 horas diárias, em média, apesar de existir uma tendência de aumento do tempo na escola conforme caminhamos em direção à elegibilidade por idade do Bolsa Escola.

As duas hipóteses de identificação propostas testaram o impacto do Bolsa Família sobre o tempo na escola, seus componentes e as motivações relacionados à menor permanência escolar através do método de diferenças em diferenças em modelos multivariados controlados por dados socioeconômicos e demográficos básicos dos alunos em potencial.

Na decomposição dos efeitos do programa sobre o tempo de escola, incorporamos, em primeiro lugar, uma análise sequencial de efeitos parciais obtidos sobre matrícula, faltas e jornada escolar, respectivamente, para então calcularmos os efeitos verificados sobre a população-alvo como um todo, entre 2004 e 2006, através destes mesmos canais de impacto. Por exemplo, estudamos os determinantes da probabilidade de um aluno potencial de 6 a 15 anos elegível em renda estar matriculado na escola, para então analisar, dentre os matriculados, as causas acerca da probabilidade de ocorrerem faltas acima da faixa permitida pelas condicionalidades dos programas de transferência de renda. Em seguida, estimamos o efeito total sobre a população elegível de 6 a 15 anos, independentemente se matriculado ou evadido, nos determinantes relacionados às chances de faltar além do permitido. A ideia por trás dessa dupla abordagem é detectar a magnitude dos efeitos induzidos pelo programa em cada ponto de pressão relacionado às condicionalidades do PBF, para então responder à questão menos analítica acerca dos efeitos totais observados sobre a população-alvo no período em questão.

Os resultados das regressões logísticas para os três componentes do tempo na escola não permitem rejeitar a ocorrência de impacto causal do Bolsa Família sobre a população-alvo elegível durante o período de expansão do programa.

Para o grupo de 6 a 15 anos elegível em renda, frente aos inelegíveis, após a expansão do Bolsa Família, foram observadas chances 9% maiores de frequentar a escola, 22% maiores de cumprir com as condicionalidades escolares de presença e 5% menores de ficar limitado a jornada de 4 horas diárias, mesmo quando incorporado um termo linear de renda na regressão. Esta jornada corresponde à duração mínima permitida de acordo com a Lei de Diretrizes Básicas (LDB), sugerindo a possível existência de um impacto não antecipado na oferta de jornada escolar para o grupo de tratamento, frente ao grupo de controle, entre os dois anos estudados. Lido a valor de face, este resultado não nos permite rejeitar a hipótese de que os possíveis beneficiários

do Bolsa Família foram favorecidos na ampliação da oferta de jornada. Ao testar os resultados totais sobre presença e jornada escolar, também incluindo os que estão evadidos, observamos que os elegíveis, frente aos inelegíveis, entre os dois anos em questão, mantêm-se com chances 17% maiores de cumprir com as condicionalidades de presença. Porém, o efeito parcial sobre a jornada escolar é neutralizado.

Na sequência restringimos a análise somente às pessoas dentro da faixa de renda elegível ao programa, de forma a incorporar a margem cumulativa de impactos também via critério de idade. Para isso, comparamos os resultados dos jovens que completaram 16 anos a menos de dois meses após a virada do ano, com aqueles que já o fizeram nos dois meses finais do ano anterior, ou seja, comparamos os jovens mais próximos da linha de corte por idade. Os resultados mostram chances 62% maiores de frequentar a escola, 8% maiores de cumprir com as condicionalidades escolares de presença e 5% maiores de estudar mais que 4 horas por dia. Quando testamos presença e jornada para a população total, o efeito sobre o cumprimento de condicionalidade ficou ainda mais forte, chegando a 51% de chances, enquanto o efeito sobre a jornada se inverteu, com uma probabilidade 16% maior de ficar limitado ao mínimo de 4 horas diárias. Há que se considerar a contribuição dos evadidos para este resultado.

Enquanto os resultados para matrícula e frequência são sempre positivos, independentemente do critério de elegibilidade testado ou da amostra populacional utilizada, a jornada escolar não goza da mesma unanimidade. Entretanto, apesar da inexistência de efeito total positivo, observamos um impacto não esperado de extensão da jornada escolar para os dois grupos elegíveis que estão na escola. Visto que uma análise técnica dos impactos do PBF deve focalizar primeiramente no grupo matriculado, dado que esta é uma condição necessária, mesmo que insuficiente, para recebimento do benefício, acreditamos que os efeitos verificados sobre a jornada na população elegível matriculada devem ser priorizados.

**Tabela I 1 - Impactos do Bolsa Família sobre os Componentes do Tempo na Escola: Razão de Chances para Elegíveis**

<b>Logit com Dados Empilhados de 2004 e 2006</b>		
<b>Critério de Elegibilidade Testado</b>	<b>Renda</b>	<b>Idade</b>
<b>Variável Dependente (▼) &amp; Grupo Elegível (►)</b>	<b>6 a 15 anos</b>	<b>16 anos – Baixa Renda</b>
<b>Frequenta Escola</b>	1,09** (0,0025)	1,62** (0,0117)
<b>Cumprir Condicionais de Presença</b>	1,22** (0,0018)	1,08** (0,0162)
<b>Limitado ao Mínimo de 4hrs Diárias na Escola</b>	0,95** (0,0012)	0,94** (0,0128)
<i>** coeficientes significativos ao nível de confiança de 95%; (erro padrão da estimativa)</i>		
<i>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</i>		

Partindo para a análise de dados subjetivos, testamos a hipótese de que o programa atenua a falta de demanda alegada pelo estudante e sua família relacionada aos fatores de menor permanência escolar. Após rodar regressões logísticas para as motivações relacionadas aos limites de condicionalidades por evasão e faltas escolares, os resultados encontrados, dispostos na tabela abaixo, também não permitem a rejeição da hipótese de alívio de renda corrente proporcionado pelos programas CCT sobre a população elegível, senão vejamos: testando para a população total, a chance do estudante potencial não frequentar a escola por motivos de demanda são 15% e 30% menores entre os elegíveis por renda e os por idade, respectivamente. Já as chances de não frequentar a escola por motivo de restrição por liquidez<sup>5</sup> são 15% e 41% menores segundo os mesmos critérios de elegibilidade. Da mesma forma, as chances de faltar além do máximo de 15% permitido pelas condicionalidades dos programas por motivo de demanda são 8% e 35% menor, segundo cada uma destas respectivas hipóteses de identificação<sup>6</sup>. A escolha para a apresentação dos dados da população total também vai

<sup>5</sup> Construimos uma proxy para a necessidade por liquidez das famílias, que denominamos de “demanda1”, equivalente à soma dos que responderam como principal motivo para evadir a escola: (i) ajudar nos afazeres domésticos; (ii) buscar trabalho; (iii) estar com falta de dinheiro; e (iv) os pais preferiram que trabalhasse.

<sup>6</sup> O trabalho discorre mais a fundo sobre os motivos para faltas e os respectivos filtros utilizados em cada regressão. Preferimos aqui fornecer a evidencia principal e mais geral. Porém, não testamos as chances de

ao encontro da proposta de análise técnica dos impactos do programa, uma vez que não frequentar a escola é condição suficiente para corte e inelegibilidade ao benefício variável do PBF, independentemente se os evadidos sejam elegíveis em renda ou idade. Assim, mesmo que se suponha falha no controle de condicionalidades, com parte dos evadidos inaptos recebendo o benefício, a análise técnica estaria comprometida se observássemos somente os resultados para a amostra de evadidos.

**Tabela I 2 - Impactos do Bolsa Família sobre os Motivos para Evasão e Faltas: Razão de Chances para Elegíveis**

<b>Logit com Dados Empilhados da População Total entre 2004 e 2006</b>			
<b>Critério de Elegibilidade Testado</b>		<b>Renda</b>	<b>Idade</b>
<b>Variável Dependente (▼) &amp; Grupo Elegível (►)</b>		<b>6 a 15 anos (Todos)</b>	<b>16 anos – Baixa Renda (Todos)</b>
<b>Evasão</b>	<b>Não Frequenta por Motivo de Demanda</b>	0,85** (0,0037)	0,70** (0,0133)
	<b>Não Frequenta por Motivo de Restrição por Liquidez</b>	0,85** (0,0072)	0,59** (0,0207)
<b>Faltas</b>	<b>Extrapolando o Limite de Faltas por Motivo de Demanda</b>	0,92** (0,0019)	0,65** (0,0159)
<p><i>** coeficientes significativos ao nível de confiança de 95%; (erro padrão da estimativa);</i>  <i>Regressões com interações e controle para sexo, cor, idade, renda, educação do aluno, se é migrante, região que mora e UF</i>  <i>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</i></p>			

Note que a maior parte dos resultados objetivos e subjetivos apontam na mesma direção. Além disso, as duas hipóteses de identificação desses impactos do Bolsa Família também caminham juntas. Mais do que um sinal de robustez dos resultados, estas hipóteses de identificação devem ser interpretadas como complementares, gerando efeitos cumulativos sobre o tempo na escola. Na primeira hipótese, comparamos elegíveis e não elegíveis baseados em renda, enquanto, na segunda, estimamos os efeitos da regra de corte por idade apenas para o grupo dos elegíveis em renda nascidos entre os bimestres limítrofes do corte.

---

extrapolando o limite de faltas por motivo de restrição por liquidez, contribuição ainda a ser incluída antes da publicação do trabalho.

Tendo em vista expressar os resultados encontrados de forma mais geral, rodamos um modelo logístico sobre o indicador síntese da duração da permanência na escola<sup>7</sup>. Os resultados para a população elegível entre 6 e 15 anos, no modelo sem interação das variáveis, apontam para um menor tempo na escola, o que faz sentido, dado que os resultados são estáticos e apenas revelam que o grupo mais vulnerável socioeconomicamente tem piores resultados em termos de permanência escolar. Por sua vez, o método de diferenças em diferenças na regressão interativa mostra que os elegíveis têm maior tempo na escola que os inelegíveis entre 2004 e 2006. Já para os jovens de 16 anos elegíveis, os resultados revelam um impacto positivo do programa sobre o tempo na escola, com aumento de dosagem dos efeitos ao longo do período em questão.

**Tabela I 3 - Impactos do Bolsa Família sobre o Tempo na Escola**

<b>Modelo Multinomial Ordenado - Logit com Dados Empilhados entre 2004 e 2006</b>				
<b>Critério de Elegibilidade Testado</b>	<b>Renda</b>		<b>Idade</b>	
<b>Variável Dependente (▼) &amp; Grupo Elegível (►)</b>	<b>6 a 15 anos (Todos)</b>		<b>16 anos – Baixa Renda (Todos)</b>	
	Sem Interação das Variáveis	Com Interação das Variáveis	Sem Interação das Variáveis	Com Interação das Variáveis
<b>Tempo na Escola (IPE)</b>	-0,13*** (0,0137)	0,07** (0,0228)	0,19** (0,0959)	0,33* (0,1963)
<p>*** Coeficientes significativos ao nível de confiança de 99%; ** Coeficientes significativos ao nível de confiança de 95%; * Coeficientes significativos ao nível de confiança de 90%;</p> <p><i>Regressões com controle para sexo, cor, idade, renda, educação do aluno, se é migrante, região que mora e Unidade da Federação que nasceu;</i></p> <p><i>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</i></p>				

Para finalizar os exercícios empíricos, testamos como a desigualdade na distribuição do tempo na escola e de seus componentes-base variou para a população-alvo do programa no período em questão. Testes com base nos índices de Gini e Theil-T, os indicadores mais usuais na literatura de desigualdade, obtiveram resultados expressivos e robustos. A tabela abaixo, que apresenta somente os resultados para o Gini, revela que houve queda na desigualdade de todos os indicadores testados para a escala do país, mas que o efeito foi ainda mais forte para a população-alvo do Bolsa Família, principalmente nos índices de matrícula e presença, diretamente afetados pelo efeito-condicionalidades do programa. Para os jovens de 16 anos nascidos nos bimestres limítrofes da regra de corte, os efeitos tiveram direções opostas: os elegíveis também

<sup>7</sup> Lembrando que o indicador síntese de permanência na escola (tempo na escola) é composto pelos índices de matrícula, presença e jornada escolar.

tiveram queda na desigualdade, enquanto que os jovens inelegíveis viram um aumento de desigualdade em praticamente todos os índices calculados.

**Tabela I 4 - Desigualdade no Tempo na Escola**

<b>Dados para a População Total entre 2004 e 2006</b>					
<b>Variável Dependente (▼) &amp; Grupo Elegível (►)</b>		<b>Tempo na Escola</b>	<b>Índice de Matrícula</b>	<b>Índice de Presença</b>	<b>Índice de Jornada</b>
		Gini	Gini	Gini	Gini
<b>Brasil (0 a 17 anos)</b>	Média em 2006	0,311	0,242	0,268	0,297
	<b>Var (%) 2004-2006</b>	<b>-6,82%</b>	<b>-7,68%</b>	<b>-9,34%</b>	<b>-4,92%</b>
<b>6 a 15 anos</b>	Média em 2006	0,117	0,037	0,068	0,099
	<b>Var (%) 2004-2006</b>	<b>-10,82%</b>	<b>-19,37%</b>	<b>-21,93%</b>	<b>-4,38%</b>
<b>16 anos (Elegível em Idade)</b>	Média em 2006	0,251	0,176	0,207	0,231
	<b>Var (%) 2004-2006</b>	<b>-6,47%</b>	<b>-3,44%</b>	<b>-11,46%</b>	<b>-0,64%</b>
<b>16 anos (Inelegível em Idade)</b>	Média em 2006	0,289	0,215	0,246	0,269
	<b>Var (%) 2004-2006</b>	<b>1,52%</b>	<b>6,23%</b>	<b>-0,07%</b>	<b>5,50%</b>
<i>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</i>					

Os resultados revelam uma melhora no nível e na desigualdade do tempo na escola possibilitada pelos canais de impacto sobre evasão e faltas escolares das condicionalidades dos programas CCT no país. Entretanto, o nível e a distribuição da jornada escolar para os elegíveis em renda e idade sofreram poucas alterações no período em questão, tornando a jornada o principal entrave para novos avanços no tempo na escola e seus impactos sobre o desempenho escolar no período. Neri (2009) mostra que o tempo na escola é positivamente correlacionado com as notas obtidas pelos alunos nos principais exames de proficiência do país. Entretanto, esta relação seria mais forte para o componente de jornada escolar do que para os componentes de matrícula e presença. A fim de testar estatisticamente esses efeitos, o autor rodou regressões simples controladas por variáveis sociais, escolares e demográficas da família, incluindo um polinômio de segundo grau para testar a hipótese de retornos decrescentes da jornada escolar sobre as notas nos exames. Todos os casos estimados resultaram em um sinal positivo para o termo linear da jornada e um sinal negativo para seu polinômio de segundo grau, sugerindo a existência de uma curva em forma de sino. Assim, a principal conclusão tirada é que a carga horária de ensino importa para o

desempenho escolar, mas isso não significa que impreterivelmente quanto maior for a jornada escolar melhor será o desempenho do aluno, uma vez que existe um ponto máximo para a curva que relaciona os dois componentes.

Encerramos o trabalho com um debate acerca das lições e desafios relacionados ao aumento do tempo na escola nos últimos dez anos, discutindo políticas implementadas neste período, além de entraves e oportunidades para novas políticas educacionais. Visto que a maior parte da população-alvo do Bolsa Família foi incorporada à rede pública, políticas que tenham como objetivo aumentar o tempo na escola e torná-lo sustentável para esse grupo, devem focar na jornada, ainda muito baixa na rede pública como um todo. Entretanto, é preciso ser cauteloso quanto à magnitude do aumento, levando em consideração o seu impacto na cadeia de incentivos dos atores sociais envolvidos, além dos custos para a gestação de uma política em escala nacional.

Nos últimos dez anos a principal política voltada para a extensão da jornada escolar foi o programa Mais Educação. Porém, avaliações externas do programa nos revelam um efeito médio nulo sobre a taxa de evasão e sobre o desempenho em português e matemática, uma vez que o custo-benefício em estender a jornada escolar estaria estritamente relacionado com as particularidades da localidade onde a mudança é implementada, como o nível socioeconômico da região. Evidências empíricas da literatura apontam que mudanças na jornada escolar em escala nacional precisam ser acompanhadas de uma revisão do modelo educacional brasileiro que o torne capaz de melhor responder aos diferentes obstáculos locais para extensão da jornada, com o intuito de obter um tempo na escola não apenas maior, mas também mais efetivo no tocante aos resultados desejados.

Segundo Veloso (2009), três mecanismos institucionais geralmente estão presentes nas reformas educacionais que visam à elevação da qualidade da educação: *accountability*, autonomia das escolas e competição. Fryer (2012) vai além, mostrando através de exercícios empíricos aleatórios, a necessidade de alinhar a cadeia de incentivos dos diversos atores sociais afetados por uma política educacional. O ponto do autor é que o total de respostas geradas será sempre maior que a soma das partes incentivadas inicialmente, visto que políticas públicas geram externalidades e incentivos diversos sobre a sociedade. Sem essa tentativa de coordenação, uma política de aumento discricionário da jornada escolar dificilmente conseguirá bons resultados na escala do país, visto o peso que as condições locais têm para o sucesso de sua implantação. O desafio de alcançar um aumento sustentável do tempo na escola passa pelo alinhamento

de incentivos “meio” e “fim” de todos os atores sociais envolvidos, a partir de um conjunto de políticas que prezem pelo aproveitamento das complementariedades estratégicas dos incentivos gerados e também pelos mecanismos de elevação da qualidade da educação pública, visando a um gasto público *ex-ante* mais eficiente e resultados *ex-post* mais efetivos.

Organizamos as principais questões colocadas pela monografia, a saber: como o tempo na escola variou entre 2004 e 2006 para a população-alvo das condicionalidades escolares dos programas CCT? Qual dos componentes teve maior protagonismo na variação verificada no período, matrícula, presença ou jornada escolar? Os motivos alegados para evasão e faltas escolares pelos estudantes e seus pais estão de acordo com a hipótese de alívio da restrição por liquidez para os elegíveis ao programa CCT? Quais foram os impactos do PBF sobre o indicador proposto, seus componentes e nas motivações associadas? Dez anos depois, como incorporar as lições aprendidas neste exercício e presentes na literatura sobre o tema a uma estratégia de política educacional integrada que dê sequência a um aumento sustentado do tempo na escola?

## II. Introdução

Esta monografia estuda a dimensão do tempo das crianças na escola, entendido aqui como a média de horas dedicada diariamente ao aprendizado na instituição de ensino por cada estudante potencial. Para a investigação proposta, utilizaremos os dados das PNAD 2004 e 2006, um rico acervo sobre educação e programas sociais do governo, temas estes que não foram mais a campo com a pesquisa desde então.

O indicador proposto analisa a extensão da carga horária a qual cada estudante está sujeito diariamente na escola, incorporando também a frequência em sala de aula dos alunos matriculados, além das zero de hora estudo dos estudantes potenciais que estão fora da escola. Utilizando as respostas subjetivas nos suplementos das PNAD, propomos também uma classificação das razões para a baixa permanência escolar, via evasão e faltas, em elementos de oferta ou demanda, com o intuito de propiciar uma visão econômica das motivações relacionadas à permanência escolar.

A contribuição central desta monografia é estudar o impacto do principal programa de transferência de renda condicionada (sigla CCT em inglês) no país, o Bolsa Família (PBF), sobre o tempo na escola, seus componentes-base (matrícula, presença e jornada) e as motivações relacionadas à baixa permanência escolar, lançando mão da expansão de 67% na cobertura de famílias do programa entre 2004 e 2006. A análise empírica do trabalho se dá a partir de duas hipóteses de identificação baseadas nos critérios de elegibilidade ao benefício educacional variável do PBF. A primeira está associada à situação econômica da família, medida pela renda domiciliar *per capita*, enquanto a segunda está vinculada à composição familiar, em particular a regra de corte por idade máxima para obtenção do benefício variável. Assim, estudamos o grupo entre 6 e 15 anos de idade, objeto das condicionalidades educacionais do programa por critério de renda, complementando a análise com o caso especial dos jovens de 16 anos elegíveis em renda em torno da regra de corte por idade máxima aos benefícios.

Para analisar ambas as hipóteses, utilizamos o método de diferenças em diferenças em modelos multivariados binomiais e multinomiais controlados por dados socioeconômicos e demográficos dos alunos em potencial. Estimamos, por fim, a evolução da distribuição do tempo na escola interna aos grupos elegíveis por renda e idade, respectivamente, comparando os resultados obtidos com o processo estimado para o país como um todo no período em questão.

O desenvolvimento da monografia se dá em quatro estágios. Primeiramente, medimos o tempo na escola através dos componentes de matrícula, presença e jornada escolar que o compõem, além do indicador sintético que resume a interação entre os três. Ademais, apresentamos o contexto educacional à época a partir de estatísticas descritivas que ajudam a responder as primeiras perguntas da monografia: como o tempo na escola variou entre 2004 e 2006 para a população-alvo das condicionalidades escolares dos programas CCT? Qual dos componentes teve maior protagonismo na variação verificada no período? Os dados básicos estão consistentes com uma hipótese de impacto no tempo na escola? Os motivos alegados para evasão escolar pelos estudantes e seus pais estão de acordo com a hipótese de alívio da restrição por liquidez para os elegíveis ao programa CCT? A regra de corte por idade também sugere efeitos sobre o tempo na escola dos jovens de 16 anos?

No segundo estágio é efetuada a investigação empírica das causas do tempo na escola a partir das duas hipóteses de identificação. Estas são complementares e interagem na tentativa de captar um aumento da dosagem dos efeitos-condicionalidades durante a expansão do Bolsa Família no período em questão. Em primeiro lugar, testamos o impacto do programa sobre os três componentes do tempo na escola e sobre a hipótese de alívio na restrição por liquidez das famílias elegíveis, incorporando à análise as motivações relacionadas à evasão e ao não cumprimento do mínimo exigido de 85% de presença em sala de aula. Adiante testamos efeitos gerais sobre a tríade matrícula, presença e jornada, sintetizando os impactos observados nestes três componentes em um único índice de permanência escolar. Discutimos se os resultados obtidos estão em linha com os anteriores. Por fim, estimamos a desigualdade na distribuição do tempo na escola e de seus três componentes-base dentro da população-alvo de condicionalidades.

No terceiro estágio avaliamos as implicações do tempo na escola sobre o desempenho escolar. Nessa seção são expostas as principais conclusões obtidas em Neri (2009) acerca do papel fundamental do componente de jornada escolar. Apesar de ser o único componente do tempo na escola não afetado diretamente pelas condicionalidades escolares do PBF, é o que tem correlação positiva mais forte com o desempenho em notas dos alunos. Entretanto, o autor apresenta os desafios acerca da extensão da carga horária ao longo da vida escolar.

Por fim, utilizamos a última seção de desenvolvimento da monografia para uma discussão voltada ao pós-2006. As lições de uma série de estudos recentes sugerem que

nos últimos dez anos o Brasil não conseguiu aumentar significativamente o tempo na escola, apresentando um gasto educacional ainda bastante ineficiente e ineficaz. Apresentamos evidências da literatura que apontam para a falta de políticas educacionais “meio” e “fim” bem desenhadas no país, capazes de coordenar os incentivos dos atores sociais (alunos, pais, professores e governo) de forma simultânea e cooperativa. O diferencial, segundo Fryer (2012), seria explorar as complementariedades estratégicas dessa cadeia de incentivos, dado que o total de respostas geradas será sempre maior que a soma das partes incentivadas inicialmente, visto as externalidades sociais geradas pela educação. As perguntas que norteiam esta discussão seção final são: quando nos debruçamos sobre os anos seguintes a 2006, observamos políticas implementadas para atuar sobre os pontos frágeis observados no tempo na escola da população elegível? Dez anos depois, como incorporar as lições aprendidas nesta monografia e presentes na literatura sobre o tema a uma estratégia de política educacional integrada que dê sequência a um aumento sustentado do tempo na escola? Seria possível pensar o Bolsa Família como um farol, numa analogia para o “caminho das pedras” até os mais pobres, no desenho de políticas de oferta educacional que atuem diretamente sobre este segmento? A pauta será debater os limites para o avanço do tempo na escola na rede pública nos últimos dez anos, discutindo entraves e oportunidades para novas políticas educacionais que atuem sobre a complementariedade dos incentivos dos alunos, pais, professores e diretores, através dos três níveis de governo.

Além do sumário executivo e da introdução, o trabalho está estruturado em mais nove seções. Na próxima seção haverá uma curta apresentação dos dados e da metodologia a ser empregada na análise. A partir daí teremos o desenvolvimento da pesquisa, separado em quatro grandes seções, uma conclusão com a síntese dos resultados encontrados, uma seção de referências bibliográficas e por fim dois apêndices com tabelas, gráficos, modelos e outras informações relevantes para o leitor.

### III. Dados e Metodologia

Suplementos PNAD: Criada em 1967 no país, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD tem como objetivo gerar informações básicas para o estudo das características socioeconômicas da sociedade brasileira. Para isso, dispõe informações permanentes em seu questionário, como as características gerais da população, trabalho, educação, rendimentos e habitação. Além de informações complementares, com periodicidade variável, presentes no Suplemento ao questionário permanente, que podem tratar de temas como saúde, nupcialidade, imigração, assistência social, entre outros.

Para a análise proposta, utilizaremos especificamente os suplementos especiais presentes nas PNADs 2004 e 2006, acompanhadas do questionário básico da pesquisa. As respostas obtidas no questionário podem ser dadas pelos próprios estudantes potenciais ou algum parente que estava presente no domicílio no momento da coleta dos dados. Para evitar distorções de seleção ou de tamanho da amostra, não discriminaremos as respostas segundo o tipo de interlocutor. Esses dois momentos no tempo foram selecionados por conta de três motivos principais: i) a partir de 2004, a PNAD incorporou à amostra da pesquisa a área rural da Região Norte do país, responsável por 1,9% da população do País e 23,9% da Região Norte, alcançando, assim, a plena cobertura do Território Nacional; ii) entre 2004 e 2006 foi observado um salto de aproximadamente 67% no atendimento do programa Bolsa Família, passando de seis e meio milhões de famílias atendidas para quase onze milhões. Juntos, esses dois pontos no tempo permitem analisar a expansão da cobertura como um experimento no período, dado que esse aumento dificilmente será verificado novamente na série histórica do programa; iii) os temas educação e programas sociais não foram mais a campo na forma de suplemento especial da PNAD desde então.

Bolsa Família: O programa Bolsa Família foi criado pelo Governo Federal em 2003 com o objetivo de atender à camada da população brasileira que vive em condições de miséria. O PBF é um programa de transferência de renda condicional - Conditional Cash Transfer (CCT) e atua a partir de três eixos: o complemento da renda, o acesso a direitos e articulação com outras políticas públicas. Os principais programas que foram incorporados ao PBF são: Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão Alimentação e Auxílio Gás.

Entre 2004 e 2006, dois grupos de famílias eram considerados elegíveis em renda para as transferências do programa. O primeiro formado pelas famílias com renda mensal *per capita* entre R\$50,01 e R\$100,00, ou seja, abaixo da linha de pobreza na época, desde que tivessem gestantes, nutrizes ou crianças de 0 a 15 anos de idade. Esse grupo só recebia o benefício de R\$15,00 se cumprisse com certas condicionalidades, podendo chegar ao limite máximo de R\$45,00 por família. No tocante às exigências escolares para se manter apta a receber os benefícios, a família deveria manter suas crianças e jovens entre 6 e 15 anos matriculadas e com frequência escolar mínima de 85%. O segundo grupo, por sua vez, era composto pelas famílias consideradas em situação de extrema pobreza, cuja renda familiar *per capita* era menor ou igual a R\$50,00. Essas famílias receberiam um benefício de R\$50,00, independentemente da sua composição familiar, podendo receber também o benefício variável, caso cumprisse com as condicionalidades impostas aos dependentes dentro da família e mencionadas acima. Consequentemente, o valor máximo que esse grupo poderia receber via PBF era de R\$95,00.

No tocante aos suplementos da PNAD, em 2004 a PNAD investigou características adicionais sobre educação para crianças e adolescentes, principalmente no que diz respeito aos fatores que se podem refletir no ensino, por exemplo, a jornada escolar, ou que motivam e impedem a frequência na escola, sejam eles de oferta (ex: falta de transporte até a escola) ou de demanda (ex: falta de dinheiro para ir à escola). Também pesquisou o acesso das famílias à renda via programas governamentais, observando o perfil socioeconômico da população assistida. Em 2006, por sua vez, a PNAD investigou aspectos complementares sobre educação e trabalho infantil, além de atualizar os dados de 2004 referentes ao acesso das famílias à transferência de renda de programas sociais.

Vale ressaltar que apesar do acesso a rendimentos via programas sociais ter sido investigado em 2006 seguindo a mesma lógica utilizada dois anos antes, a comparação entre os resultados deve ser feita de maneira cuidadosa. Isso decorre do fato que o Bolsa Família foi sancionado em janeiro de 2004 e sua implantação pelo território nacional encontrava-se em processo de expansão quando se deu a coleta de dados da PNAD<sup>8</sup>. Consequentemente, as pessoas podem ter reportado na pesquisa o recebimento de rendimentos provenientes de programas já não mais vigentes, por desconhecimento da

---

<sup>8</sup> Lei n.10.836 de 9 de Janeiro de 2004.

união dos antigos programas sociais em torno do PBF. Logo, para cumprir com a proposta de análise do presente trabalho e tentar estimar um impacto do Bolsa Família sobre o tempo na escola das crianças, tomamos a liberdade de comparar os valores reportados para renda *per capita*, descontada de transferências sociais às famílias, com a linha de corte para elegibilidade ao PBF entre 2004 e 2006. Assim, será possível estabelecer dois pontos no tempo comparáveis entre si para os elegíveis e não elegíveis ao programa, condição fundamental para o sucesso da estimação por diferenças-em-diferenças.

As regressões do trabalho se darão a partir de duas hipóteses de identificação baseadas nos critérios principais de elegibilidade ao benefício variável do PBF. A primeira está vinculada à situação econômica da família, medida pela renda domiciliar *per capita*, enquanto a segunda está associada à composição familiar, em particular a descontinuidade na idade máxima do filho para obtenção do benefício variável. Ambas interagem de forma a captar um efeito-dosagem do programa no período. Assim, na primeira hipótese estudaremos os impactos sobre a população alvo elegível em renda frente aos inelegíveis, para então restringir a análise somente aos elegíveis de forma a apurar efeitos decorrentes da regra de corte por idade máxima do programa.

Hipótese por renda: ao analisar indivíduos com as mesmas características socioeconômicas e demográficas, diferentes apenas quanto à posição da linha de elegibilidade em renda, descontada das transferências do governo, em 2004 e em 2006, supomos que as características não observáveis entre os grupos são similares e que, portanto, qualquer impacto estatisticamente significativo na razão de chances quanto ao tempo na escola dos indivíduos elegíveis, frente aos indivíduos não elegíveis, entre os anos estudados, poderia ser em boa parte explicado pelos efeitos dos CCT no período.

Hipótese por idade: uma vez que os benefícios variáveis são cortados apenas no ano seguinte a aquele em que o adolescente completa 16 anos, a estratégia de identificação se dará entre as famílias nas quais o filho completou 16 anos no primeiro bimestre do ano daquelas famílias nas quais o filho completou a idade-corte no bimestre imediatamente anterior a virada do ano. Dado que analisaremos famílias elegíveis em renda ao programa com jovens de 16 anos, semelhantes quanto às características socioeconômicas e demográficas, a hipótese de identificação será que a idade do filho é aleatória à vontade da família e, portanto, qualquer diferença estatisticamente significativa nas razões de chances sobre os componentes do tempo na escola entre

elegíveis e não elegíveis em idade será em boa parte explicada pelos impactos do programa CCT.

Modelo Empírico: A análise multivariada se deu a partir de três variáveis dependentes principais: frequenta escola; cumpre condicionalidade de presença e fica limitado ao mínimo legal de quatro horas diárias na escola. Com os dados de 2004 e 2006 empilhados, os três componentes serão analisados de forma binomial dentro de um modelo de regressão logística de três tipos: (i) com controles e sem interação de variáveis; (ii) com controles e interações de variáveis; (iii) somente variáveis interativas. Num segundo momento, é testada a variação na duração da permanência escolar, capaz de sintetizar as variações nos três componentes-base num único indicador de tempo na escola, a partir de um modelo multinomial ordenado<sup>9</sup>.

Os modelos binomiais foram rodados sem e com interação das variáveis para avaliarmos efeitos simples e dinâmicos, testando uma hipótese de aumento de dosagem a partir da interação no tempo. Tentamos testar, também, variáveis dependentes de motivos (ex: não frequenta escola por motivos de demanda ou oferta), de forma explorar a hipótese de atenuação da restrição por liquidez para os elegíveis ao programa CCT.

Nos modelos binomiais analisados, a variável dependente é uma dummy, ou seja, variável composta apenas por duas opções de eventos, do tipo “sim” ou “não”. Uma dummy para a matrícula, por exemplo, teria valor igual a “1” para o aluno que está na escola e “0” caso contrário. No modelo proposto, a variável dependente será explicada por vetores de características socioeconômicas do estudante (sexo, idade, cor, renda da família e nível de escolaridade) e espaciais (Unidade da Federação, área censitária e se vive no município que nasceu), além de dummies que indicam a elegibilidade ou não ao PBF (por renda ou idade) e a variação temporal entre 2004 e 2006. Vale lembrar que consideramos a totalidade das respostas obtidas, não discriminando se elas foram dadas pelo próprio estudante ou por algum parente presente no domicílio na hora da coleta dos dados, uma vez que os resultados separados podem trazer viés aos resultados. Nos debruçamos apenas na análise dos resultados interativos, utilizando o modelo de diferenças em diferenças. Vejamos as equações a seguir como exemplo desta metodologia:

---

<sup>9</sup> O modelo binomial logístico e multinomial ordenado estão descritos em pormenores no Apêndice B, junto do link com acesso para o material bruto com todas as regressões rodadas para este trabalho.

$$Y = g_0 + g_1*d_2 + g_2*d_B + g_3*d_2*d_B + \text{controles}$$

$$g_3 = (y_{2,b} - y_{2,a}) - (y_{1,b} - y_{1,a}) = \text{impacto por diferenças em diferenças}$$

Onde Y representa a variável de interesse (ex: matrícula escolar), os “g”s diferenciam os quatro coeficientes da equação ( $g_0$ ,  $g_1$ ,  $g_2$  e  $g_3$ ) e os “d”s indicam as dummies. Os números e as letras maiúsculas seguintes as dummies indicam o período da amostra que estamos analisando e a qual grupo o indivíduo pertence, respectivamente. Para o caso da hipótese por renda, por exemplo, temos “1” para “ano 2004” e “2” para “ano 2006”, além de “A” para o grupo de controle “não elegível ao PBF” e “B” para o grupo de tratamento “elegível ao PBF”.

Perceba que  $g_3$  mede o impacto das diferenças em diferenças e só é diferente de zero para o indivíduo que for do grupo de tratamento após a expansão do PBF ter ocorrido, ou seja, para o indivíduo que for do grupo 2 e também do grupo B.

Para os impactos na jornada, que diferentemente da matrícula e presença, não é instintivamente transformada em dummy, utilizamos um modelo logístico binomial em que a variável dependente terá valor “1” caso a jornada seja o limite mínimo de 4h e “0” caso tenha mais horas de ensino.

As regressões interativas sem qualquer tipo de controle foram utilizadas como forma de robustez dos resultados encontrados no modelo interativo com controle para características socioeconômicas e demográficas do indivíduo. Todas as regressões estão disponíveis no link do Apêndice B do trabalho para consulta do leitor.

Desigualdade: Por fim, é analisado como a desigualdade escolar interna à população-alvo de 6 a 15 anos e aos jovens de 16 anos variou no período analisado, comparando os resultados encontrados com o fenômeno contemporâneo de redução das desigualdades na escala do país. Para isso, avaliaremos a distribuição do tempo na escola e de seus três determinantes próximos através do Coeficiente de Gini e do Índice de Theil-T entre 2004 e 2006.

O Gini<sup>10</sup> corresponde ao quociente entre a área de desigualdade (distância entre a reta de perfeita equidade e a distribuição de certa variável representada pela Curva de Lorenz) e a área total abaixo da reta de perfeita equidade. Assim, o Gini consiste de um número entre “0” e “1”, sendo este representativo da máxima desigualdade e aquele da

---

<sup>10</sup> Ver: [http://www.cps.fgv.br/cps/Pesquisas/Políticas\\_sociais\\_alunos/2012/Site/Hoffmann\\_3\\_DL.pdf](http://www.cps.fgv.br/cps/Pesquisas/Políticas_sociais_alunos/2012/Site/Hoffmann_3_DL.pdf)

perfeita equidade. Por sua vez, o Theil<sup>11</sup> mede o quanto a distribuição da variável observada descola de uma distribuição perfeitamente uniforme. Quanto maior for o Índice de Theil, também maior será a iniquidade da variável em questão.

---

<sup>11</sup> Ver: [http://www.cps.fgv.br/cps/pesquisas/Políticas\\_sociais\\_alunos/2010/BES\\_raiz\\_aanew/pdf/sbst/BES\\_Theil\\_Teoria.pdf](http://www.cps.fgv.br/cps/pesquisas/Políticas_sociais_alunos/2010/BES_raiz_aanew/pdf/sbst/BES_Theil_Teoria.pdf)

#### **IV. Marcando Tempo na Escola**

O primeiro passo dessa monografia é determinar um indicador síntese para o tempo na escola que seja capaz de marcar como um relógio as horas dedicadas por cada estudante potencial ao aprendizado no estabelecimento de ensino. Indo além da questão discreta de estar ou não matriculado, o tempo na escola proposto envolve também os dias de aula presentes e a extensão da jornada escolar oferecida. Com este indicador desejamos não só quantificar o uso do insumo tempo dedicado aos estudos no processo de aprendizado na escola para os dois grupos populacionais de interesse na pesquisa, mas investigar especificamente onde os estudantes potenciais elegíveis estão ganhando (ou perdendo) mais tempo escolar entre 2004 e 2006. Ademais, discutiremos os determinantes subjetivos ligados à baixa permanência na escola, analisando os diversos motivos para a evasão e para as faltas relatados, como elementos de oferta e de demanda associados ao tempo na escola. Em suma, o objetivo dessa seção é propiciar uma visão econômica inicial da duração da permanência escolar que sirva como motivação para os exercícios empíricos propostos. As principais perguntas a serem respondidas são: como o tempo na escola variou entre 2004 e 2006? Qual foi a contribuição de cada componente para as mudanças observadas? Em 2004 já era possível sugerir impactos de programas CCT sobre tempo na escola, vide Bolsa Escola? Os dados coletados motivam uma análise multivariada para os impactos do Bolsa Família no seu período de expansão sobre o tempo na escola e as motivações relacionadas à baixa permanência escolar das crianças e jovens elegíveis?

##### Conceito e Indicador

O indicador de tempo na escola é fruto do índice de permanência na escola (IPE). Este é resultado do produto entre o índice de matrícula, o índice de presença e o índice de jornada escolar. Todos os índices e o próprio indicador de tempo na escola são elaborados através das perguntas sobre educação no questionário das PNADs.

O Índice de Matrícula Escolar (IM) mede a proporção de pessoas que estão matriculadas na escola. Assim, corresponde ao inverso da chamada taxa de evasão escolar e é calculado com base na pergunta do questionário tradicional da PNAD se a pessoa frequenta ou não a escola.

O Índice de Presença Escolar (IP) corresponde à proporção de dias de aula que foram de fato aproveitados pelos alunos matriculados na escola. Logo, corresponde ao inverso da taxa de faltas escolares. O suplemento especial da PNAD possui duas

perguntas acerca das faltas escolares: uma referente à existência de faltas nos últimos dois meses e, em caso de resposta afirmativa, outra apresentando cinco faixas para classificar a magnitude das ausências em sala de aula, indo de 1 a 5 faltas, para a primeira faixa, até mais de 20 faltas, para a última faixa.

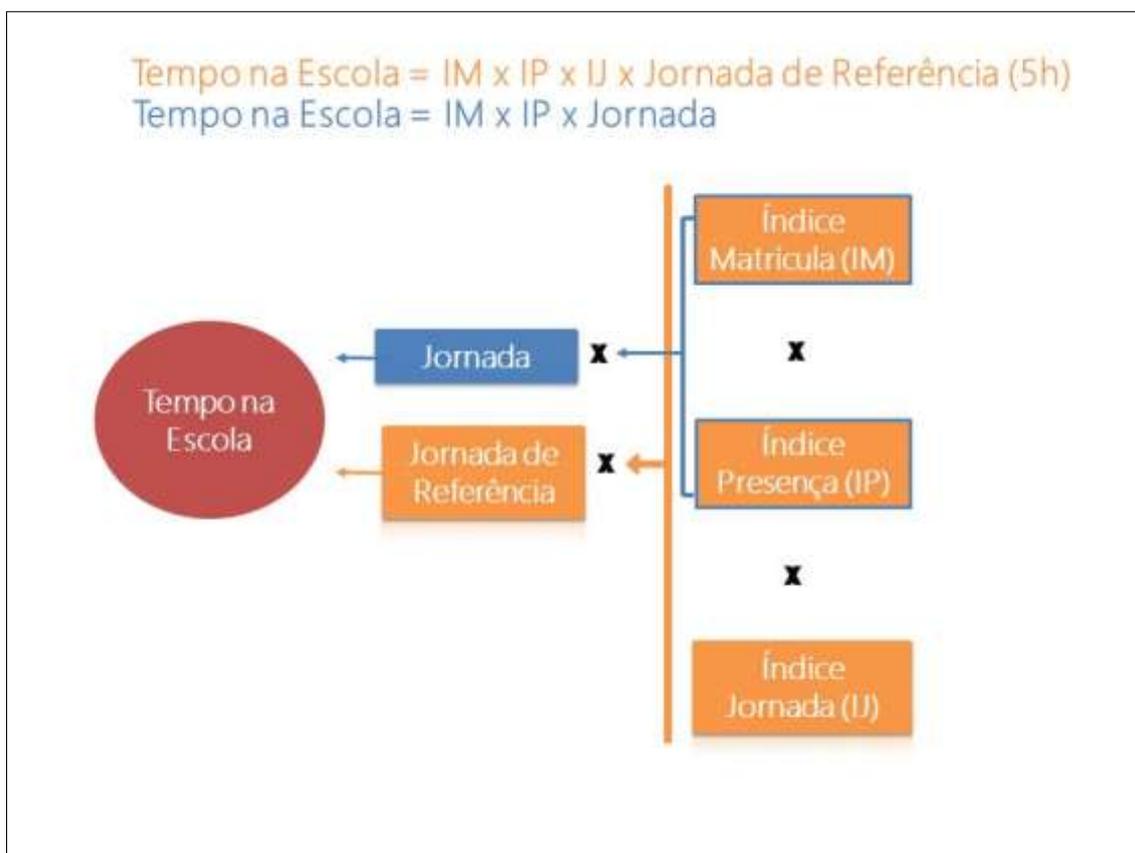
O Índice de Jornada Escolar (IJ) fornece a extensão da carga horária escolar diária vis-à-vis a uma jornada de referência, considerada mínima ideal<sup>12</sup>. Esta é uma variável de oferta decidida pelos gestores educacionais. A Jornada de Referência (JR) aqui considerada é de cinco horas diárias.

A fim de obter um resultado mais intuitivo para interpretação dos resultados, multiplicamos os três índices pela Jornada de Referência, gerando o indicador de tempo na escola. Uma simples manipulação algébrica nos permite expressar o tempo na escola a partir da multiplicação entre o Índice de Matrícula, o Índice de Presença e a Jornada declarada pelo indivíduo. Em suma, o indicador de tempo na escola mede quantas horas diárias, em média, os estudantes potenciais dedicam ao aprendizado no estabelecimento de ensino, a partir de seus componentes-base matrícula, presença e jornada escolar.

---

<sup>12</sup> Os valores utilizados no cálculo do índice de jornada são de quatro horas para a primeira faixa, correspondendo ao mínimo da LDB (Lei 9394/96), de cinco horas para segunda faixa e de sete horas para a terceira. Este valor médio é comparado a uma jornada de referência de cinco horas, decidida a partir da literatura presente nas referências bibliográficas do trabalho.

**Figura 1 - Esquema do Indicador de Tempo na Escola**



*Fonte: Elaboração Própria*

### O Tempo na Escola para a população entre 6 a 15 anos

O foco da análise proposta é observar as variações do tempo na escola para a população sujeita às condicionalidades educacionais do Bolsa Família. Assim, nosso estudo estará restrito a faixa etária de 6 a 15 anos, utilizando as diferenças de elegibilidade por idade para os jovens de 16 anos elegíveis em renda como forma de corroborar os resultados encontrados. Os dados referentes às demais faixas etárias estarão disponíveis no Apêndice A do trabalho, com seus respectivos índices de matrícula, presença e jornada escolar, o tempo na escola calculado, o tamanho da população na amostra e as variações de cada item entre 2004 e 2006.

A Tabela 1 revela que, entre 2004 e 2006, o tempo na escola aumentou não só para toda a população de crianças e jovens entre 6 e 15 anos, mas especificamente para os 20% mais pobres do grupo, e também para os elegíveis a programas CCT, que são um grupo ainda mais restrito internamente aos 20% mais pobres. Para a população total houve um avanço equilibrado em todos os componentes do indicador, com uma evolução um pouco mais relevante do índice de presença. É interessante observar que

em 2004 a taxa de evasão escolar já era baixa para esta faixa etária, estando em torno de 5% e, portanto, próxima do acesso universal em matrícula. Como o índice de matrícula foi o que menos variou no período, parte significativa da variação de 3,3% do tempo na escola para esta faixa foi fruto de ganhos em presença e jornada por parte dos estudantes. Porém, se o acesso em matrícula escolar já estava bastante difundido para esta faixa etária à época, será que o Bolsa Família não estaria “chovendo no molhado” ao impor suas condicionalidades escolares exatamente sobre esse segmento? Ao analisar exclusivamente a população de 6 a 15 anos elegível ao recebimento do programa, percebe-se que a defasagem educacional ainda é bastante significativa, principalmente em termos de matrícula e jornada escolar.

**Tabela 1 - Tempo na Escola entre 2004 e 2006**

<b>6 a 15 anos - População-Alvo para Condicionalidades Escolares</b>						
<b>Grupo</b>	<b>Ano</b>	<b>Tempo na Escola</b>	<b>Índice de Permanência na Escola</b>	<b>Índice de Matrícula</b>	<b>Índice de Presença</b>	<b>Índice de Jornada</b>
População Total	2004	<b>3,99</b>	0,80	0,95	0,94	0,89
	2006	<b>4,12</b>	0,82	0,96	0,96	0,90
20% Mais Pobres	2004	<b>3,73</b>	0,75	0,92	0,93	0,86
	2006	<b>3,91</b>	0,78	0,94	0,95	0,87
Elegíveis	2004	<b>3,79</b>	0,76	0,93	0,94	0,87
	2006	<b>3,92</b>	0,78	0,94	0,95	0,87
<b>Varição de 2004 a 2006 (%)</b>						
População Total		<b>3,30%</b>	3,30%	0,91%	1,25%	1,11%
20% Mais Pobres		<b>4,81%</b>	4,81%	2,00%	1,81%	0,93%
Elegíveis		<b>3,65%</b>	3,65%	1,07%	1,85%	0,70%
<i>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</i>						

A estrutura multiplicativa do índice de permanência na escola nos permite decompor sua taxa de variação numa aproximação logarítmica da soma das taxas de variação de seus três componentes<sup>13</sup>. Observando novamente a Tabela 1, percebe-se que 80% da variação no tempo na escola das crianças e adolescentes entre 6 e 15 anos elegíveis se deu por conta de avanços na matrícula e presença escolar, componentes diretamente afetados pelo programa Bolsa Família via condicionalidades escolares. Assim, o programa não estaria totalmente equivocado ao visar esse segmento da população em idade escolar, visto as defasagens no tempo na escola ainda a serem eliminadas para a população elegível ao recebimento dos benefícios.

É interessante notar que o tempo na escola para os 20% mais pobres avançou ainda mais forte no período. Como este grupo contém elegíveis e não elegíveis em renda aos programas CCT, torna-se imperativo a realização de testes estatísticos para confirmar uma hipótese de impacto do programa sobre a população-alvo entre os anos.

Dado que o Bolsa Escola, e posteriormente o Bolsa Família, foram desenhados com o intuito de suprir, no curto prazo, uma restrição por renda corrente, investigamos se os dados sugerem um alívio monetário para grupo elegível frente ao primeiro quintil de renda. Contudo, as motivações relacionadas à evasão não são claras quanto à hipótese de alívio na restrição de liquidez das famílias por meio do recebimento de CCTs. Enquanto que em 2004 os elegíveis apontavam motivos de demanda e demanda<sup>14</sup>, em média, 11% menores para não frequentar a escola do que os 20% mais pobres, em 2006 a relação aparenta estar invertida, uma vez que os elegíveis evadiram 9% mais, em média, que o quintil mais pobre, por motivos relacionados a uma maior necessidade de liquidez.

Alguns números referentes à clivagem público/privada e a distribuição por faixas de renda merecem destaque. As tabelas que trazem a variação entre 2004 e 2006 do tempo na escola na rede pública e privada de ensino abertas por quintis de renda para os alunos entre 6 e 15 anos estão no Apêndice A do trabalho. Como estamos tratando de diferenciações pelo caráter do estabelecimento de ensino, seja ele controlado pelo governo ou pela iniciativa privada, necessariamente estamos falando também de alunos matriculados na escola. Assim, o índice de matrícula é igual a “1”, uma vez que, por

---

<sup>13</sup>  $TX, IPE = TX, IM + TX, IP + TX, IJ$  onde “Tx” corresponde a taxa de variação de cada indicador.

<sup>14</sup> Para dúvidas acerca do conceito de “demanda 1”, ver nota de rodapé nº5.

definição, as crianças e adolescentes fora da escola não pertencem a qualquer uma das redes de ensino.

A maior concentração de crianças e adolescentes entre 6 e 15 anos se dá nos dois primeiros quintis de renda, que juntos possuem mais pessoas que os outros três quintis somados. Além disso, mais de 96% dessas crianças e adolescentes dentro dos dois primeiros quintis de renda estão matriculados nas escolas públicas tanto em 2004 como em 2006.

Há uma diferença clara na evolução do tempo na escola dos alunos públicos quando discriminamos por renda domiciliar *per capita*. Para os dois primeiros quintis, o avanço se deu por meio da expansão no índice de presença, enquanto nos dois últimos quintis, observa-se uma contribuição majoritária do índice de jornada. Vale ressaltar que, independentemente da rede de ensino, a distância para a jornada de referência de 5 horas é decrescente conforme subimos os quintis de renda, ou seja, entre 2004 e 2006, os alunos mais ricos tiveram acesso a uma jornada escolar maior que os alunos mais pobres.

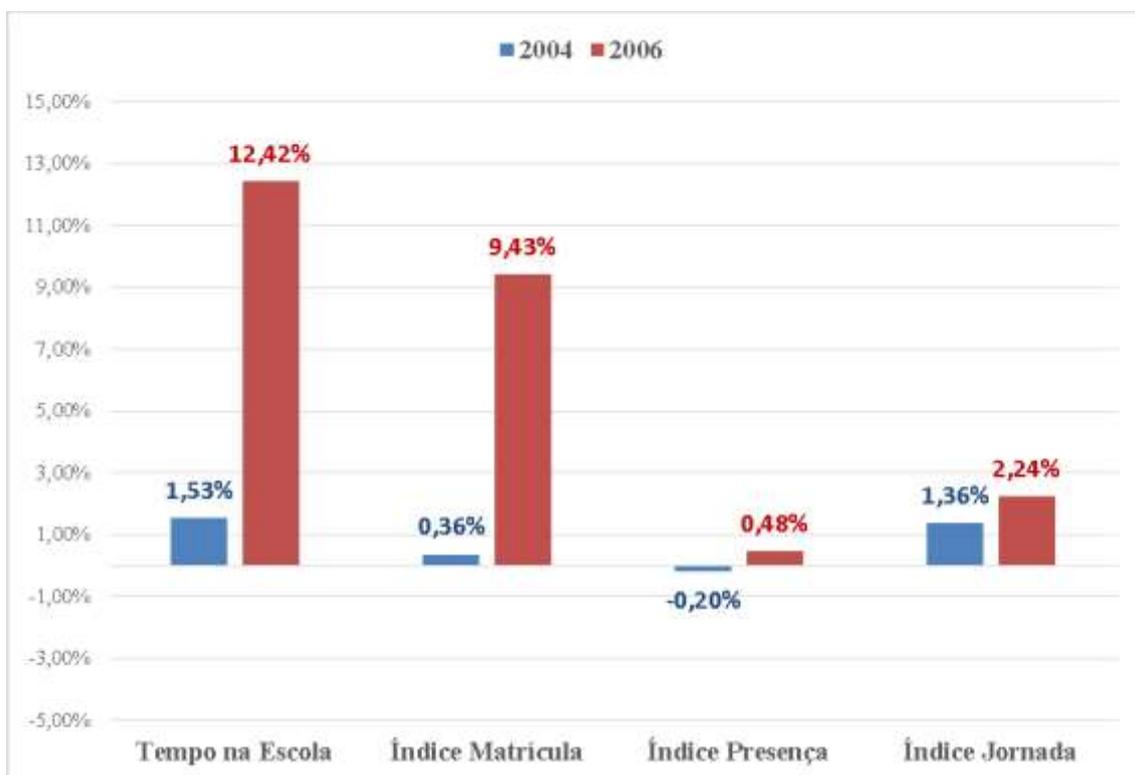
#### Os Jovens de 16 anos e a Regra de Corte por Idade:

Antes de iniciar a análise multivariada para testar a existência de impactos dos programas CCT sobre o tempo na escola da população alvo de condicionalidades no período, resolvemos investigar mais a fundo os dados das PNADs para os jovens de 16 anos elegíveis em renda, tanto em 2004, como em 2006. A ideia aqui é observar a solução de canto, tentando entender se existe suspeição de impacto quando o jovem deixa de receber o benefício do programa ao completar 16 anos, dado a regra de corte por idade que beneficia desproporcionalmente os jovens que completaram a idade limite no começo do ano. Em caso afirmativo, buscaremos mensurar em qual momento as diferenças para a população de 16 anos começaram a ser percebidas nos dados, dado que em 2004 já havia o programa Bolsa Escola atuando em nível nacional, mesmo que com uma cobertura em escala significativamente menor no país.

Ao analisar dados agregados abertos por bimestre entre os nascidos entre 1987/1988 em 2004 e os nascidos entre 1989/1990 em 2006, percebemos diferenças significativas na virada do último bimestre de 1987 e 1989 para o primeiro bimestre de 1988 e 1990. Estes são exatamente os bimestres limítrofes entre aqueles que atingiram a idade-corte de 16 anos nos últimos dois meses de 2003 e 2005, portanto supostamente inelegíveis aos programas de CCT partir da virada do ano, daqueles que por terem

nascido em janeiro e fevereiro de 1988 e 1990, ainda foram em tese beneficiados pelo Bolsa Escola em 2004 e o Bolsa Família em 2006, respectivamente. A Figura 2 traz as variações no tempo na escola quando transitamos somente nesta linha de corte de elegibilidade em idade, destacando as diferenças entre os que começaram 2004 e 2006 elegíveis ao recebimento do Bolsa Escola e Bolsa Família, frente aos que eram inelegíveis por terem completado 16 anos nos últimos dois meses de 2003 e 2005.

**Figura 2 - Corte por Idade e Tempo na Escola: variação nos indicadores para elegíveis em renda entre os bimestres limítrofes**



*Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE*

De modo geral, pode-se observar um efeito positivo na variação de todos os indicadores dos elegíveis, frente aos não elegíveis, em 2004 e 2006, sendo a única exceção o índice de presença.

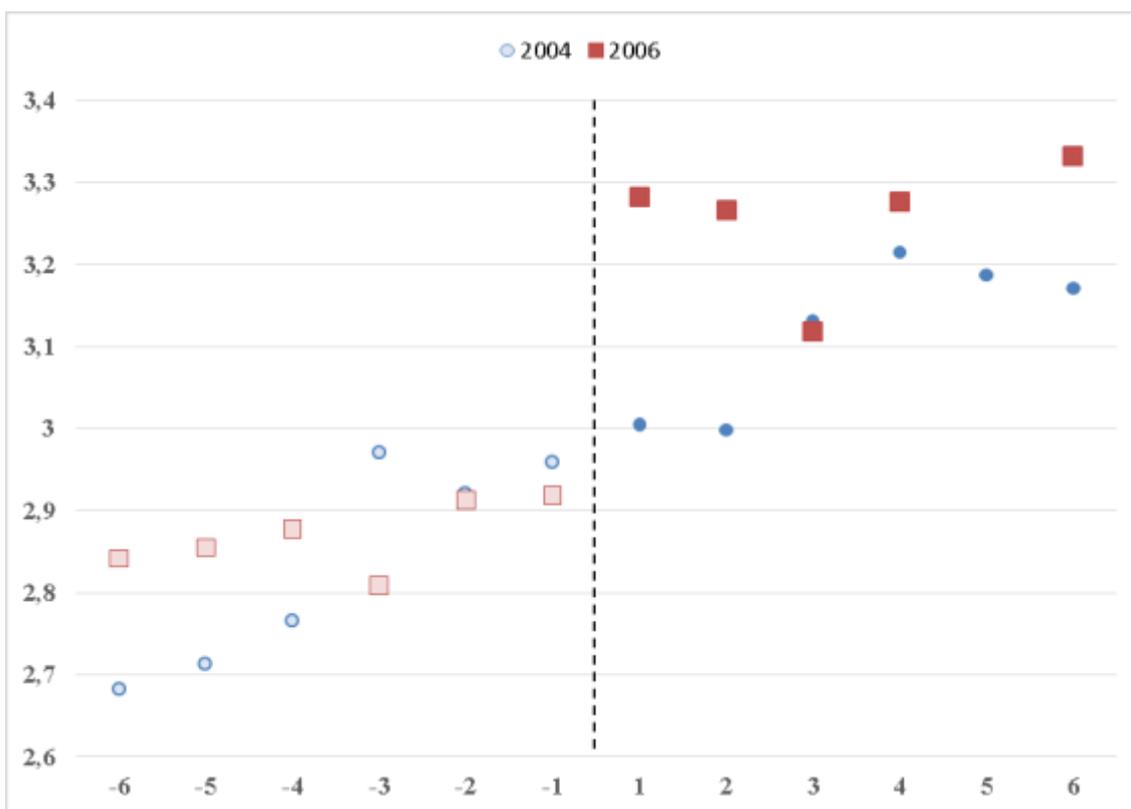
A figura, entretanto, não sugere um efeito sobre o tempo na escola ligado aos programas CCT em 2004, que no caso seria desempenhado pelo Bolsa Escola. Entretanto, salta aos olhos a magnitude da variação do tempo na escola entre os bimestres limítrofes em 2006, carregada principalmente pelo aumento no índice de matrícula. Para corroborar que o efeito entre os bimestres limítrofes corresponde a uma

quebra de nível do tempo na escola, rodamos os dados para todos os bimestres de nascimento da população de 16 anos.

A Figura 3 dispõe dados para 2004 e 2006 de todos os 12 bimestres que envolvem a população de 16 anos completos e incompletos no período: entendendo como bimestre -1 e 1 a linha de corte para elegibilidade aos programas CCT em 2004 e 2006.

Em 2006, fica evidente a existência de uma quebra na linha de corte para elegibilidade por idade ao programa, dividindo o tempo na escola em patamares completamente diferentes conforme a elegibilidade por idade ao Bolsa Família. Em 2004, por outro lado, não há quebra evidente na série, apesar de existir uma tendência positiva clara de aumento do tempo na escola conforme a elegibilidade em idade a programas CCT.

**Figura 3 - Tempo na Escola - 16 anos elegível em renda a programa CCT:  
Distância do bimestre de nascimento para a linha de corte em idade**



Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

Os dados abertos também mostram que motivos de demanda e demanda1 associados à evasão escolar reduziram fortemente entre os bimestres limítrofes, com queda de mesma magnitude para os dois quesitos, respectivamente, de -13%, em 2004,

e -44%, em 2006, em favor dos elegíveis. Portanto, diferentemente do grupo de 6 a 15 anos, os dados subjetivos para os jovens de 16 anos sugerem não só a validade da hipótese de alívio de restrição por liquidez, mas também um aumento da dosagem desse efeito ao longo dos anos.

Em suma, as estatísticas descritivas iniciais apontam que o Bolsa Família não estaria equivocado ao atuar sobre a população de 6 e 15 anos, dada as defasagens educacionais vistas para o grupo elegível em renda ao programa. Os dados para este grupo sugerem avanços no tempo na escola entre 2004 e 2006, puxados pelo índice de matrícula e presença escolar, componentes alvo de condicionalidades do Bolsa Família. Contudo, as motivações relacionadas à evasão não são claras quanto à hipótese de alívio na restrição por liquidez das famílias elegíveis ao programa CCT. Já para os jovens de 16 anos elegíveis, as estatísticas descritivas apontam na direção de um impacto positivo do programa, revelando um aumento expressivo do tempo na escola, conjuntamente a uma queda de grandes proporções nas motivações para evasão relacionadas a uma maior necessidade por liquidez.

## V. CCT e o Tempo na Escola: Testando hipóteses de impacto entre 2004 e 2006

A tabela abaixo traz o sinal do coeficiente de interesse estimado em cada regressão de teste das hipóteses de impacto do Bolsa Família sobre o índice de permanência na escola, seus três componentes-base e as motivações relacionadas à evasão e às faltas. Estudamos os resultados para o grupo de 6 a 15 anos, alvo de condicionalidades escolares do programa, complementando a análise empírica com os jovens de 16 anos elegíveis em renda, mas sujeitos a regra de corte por idade aos benefícios.

**Tabela 2 - Sinal do Coeficiente de Interesse Estimado para Elegíveis**

Critério de Elegibilidade Testado		Renda		Idade	
		6 a 15 anos	6 a 15 anos (Todos)	16 anos	16 anos (Todos)
Variável Dependente (▼) & Grupo Elegível (►)		6 a 15 anos	6 a 15 anos (Todos)	16 anos	16 anos (Todos)
Tempo na Escola	Índice de Permanência na Escola	+		+	
	Frequenta Escola	+		+	
	Cumprir Condicionais de Presença	+	+	+	+
	Limitado ao Mínimo de 4hrs Diárias na Escola	-	-	-	+
Motivos de Evasão e Faltas	Não Frequenta por Motivo de Demanda	-	-	+	-
	Não Frequenta por Motivo de Restrição por Liquidez	-	-	-	-
	Falta por Motivo de Demanda	-	-	-	-
	Falta por Motivo de Restrição por Liquidez	+	-	+	+
	Extrapola o Limite de Faltas por Motivo de Demanda	+	-	-	-
<p><i>Regressões com interações e controle para sexo, cor, idade, renda, educação do aluno, se é migrante, região que mora e Unidade da Federação que nasceu;</i></p> <p><i>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</i></p>					

Para cada grupo rodamos dois tipos de regressão: sem interação e com interação das variáveis de elegibilidade com a variável “ANO”, que assume valor igual a “1” para 2006, e “0” caso contrário. Na decomposição dos efeitos do programa sobre o tempo de escola, incorporamos, em primeiro lugar, uma análise sequencial de efeitos parciais obtidos sobre matrícula, faltas e jornada escolar, respectivamente, para então calcularmos os efeitos verificados sobre a população-alvo como um todo, entre 2004 e 2006, através destes mesmos canais de impacto. Por exemplo, estudamos os determinantes da probabilidade de um aluno potencial de 6 a 15 anos elegível em renda estar matriculado na escola, para então analisar, dentre os matriculados, as chances acerca do cumprimento da condicionalidade de presença do programa de transferência de renda. Em seguida, estimamos o efeito total sobre a população elegível de 6 a 15 anos, independentemente se matriculado ou evadido, para testar se o resultado se mantém para a amostra da população-alvo como um todo. A ideia por trás dessa dupla abordagem é detectar a magnitude dos efeitos induzidos pelo programa em cada ponto de pressão relacionado às condicionalidades do PBF, para então responder à questão menos analítica acerca dos efeitos totais observados sobre a população-alvo no período em questão.

Dado que a metodologia de diferenças-em-diferenças só acontece no modelo interativo, os resultados dos modelos sem interação das variáveis não serão analisados aqui. Todas as regressões estarão disponíveis para consulta no apêndice da pesquisa. O coeficiente de interesse para a população de 6 a 15 anos é o da interação entre a variável “ANO” e a dummy “ELEGb”, que assume valor igual a “1” caso o indivíduo tenha sua renda, descontada de transferências do governo, elegível ao Bolsa Família nos anos da amostra. Já para a população de 16 anos, dá-se destaque para interação entre “bimestre2” e a variável “ANO”, sendo o coeficiente de interesse aquele ligado ao primeiro bimestre de nascimento após a linha de corte por idade no fim do ano, dado que o grupo de controle é composto pelos jovens que completaram a idade-corte no bimestre imediatamente anterior a virada do ano.

Os resultados das regressões logísticas para os componentes do tempo na escola presentes na tabela acima não permitem rejeitar a hipótese de impacto causal do Bolsa Família sobre a população-alvo elegível durante o período de expansão do programa. Entre as crianças e jovens de 6 a 15 anos elegíveis, observou-se, em 2006, uma probabilidade 9% maior de frequentar a escola, 22% maior de cumprir com as condicionalidades escolares de presença, além de 5% menos chances de ficar limitado a

uma jornada de 4 horas diárias. Esta jornada corresponde à duração mínima legal de acordo com a Lei de Diretrizes Básicas (LDB), sugerindo um impacto não esperado para o grupo de tratamento, frente ao grupo de controle, na oferta de jornada escolar entre os dois anos estudados. Lido a valor de face, este resultado sugere que os possíveis beneficiários do Bolsa Família foram favorecidos por uma ampliação da oferta de jornada diária. Ao testar os resultados de presença e jornada também incluindo os que estão fora da escola, observamos que os elegíveis se mantêm com chances 17% maiores de cumprir com as condicionalidades de presença, embora o efeito sobre a jornada escolar tenha sido neutralizado.

**Tabela 3 - Impactos do Bolsa Família sobre os Componentes do Tempo na Escola:  
Razão de Chances para Elegíveis**

<b>Logit com Dados Empilhados de 2004 e 2006</b>		
<b>Critério de Elegibilidade Testado</b>	<b>Renda</b>	<b>Idade</b>
<b>Variável Dependente (▼) &amp; Grupo Elegível (►)</b>	<b>6 a 15 anos</b>	<b>16 anos</b>
<b>Frequenta Escola</b>	1,09** (0,0025)	1,62** (0,0117)
<b>Cumpre Condicionalidades de Presença</b>	1,22** (0,0018)	1,08** (0,0162)
<b>Limitado ao Mínimo de 4hrs Diárias na Escola</b>	0,95** (0,0012)	0,94** (0,0128)
** coeficientes significativos ao nível de confiança de 95%; (erro padrão da estimativa); Regressões com interações e controle para sexo, cor, idade, renda, educação do aluno, se é migrante, região que mora e Unidade da Federação que nasceu;		
Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE		

Na sequência restringimos a amostra para indivíduos dentro da faixa de renda elegível ao Bolsa Família, de forma a incorporar a margem cumulativa de impactos também via critério de idade. Os resultados sugerem que, frente aos inelegíveis que completaram 16 anos nos últimos dois meses do ano anterior, os jovens elegíveis por terem completado 16 anos no primeiro bimestre em 2006 têm chances 62% maiores de frequentar a escola, 8% maiores de cumprir com as condicionalidades escolares de

presença e uma probabilidade 6% maior de estudar mais que 4 horas por dia. Quando testamos presença e jornada para a população total, o efeito sobre o cumprimento de condicionalidade ficou ainda mais forte, chegando a 51% de chances, porém o efeito sobre a jornada se inverteu, com uma probabilidade 16% maior de ficar limitado ao mínimo de 4 horas diárias. Neste caso, há que se considerar o papel dos evadidos sobre os resultados encontrados. Enquanto os resultados para matrícula e presença são sempre positivos, independentemente do critério de elegibilidade testado ou da amostra populacional utilizada, os obtidos para jornada escolar não gozam da mesma harmonia. Entretanto, apesar da inexistência de efeito total positivo, observamos um impacto não esperado de extensão da jornada escolar para os dois grupos elegíveis que estão na escola. Visto que uma análise técnica dos impactos do PBF precisa considerar, em primeiro lugar, o grupo matriculado, dado que esta é uma condição necessária, mesmo que insuficiente, para recebimento do benefício, acreditamos que os efeitos verificados sobre a jornada da população elegível matriculada devem ser priorizados frente aos observados para a população total.

Para testar a hipótese de que o programa atenua a falta de demanda alegada nos domicílios elegíveis ao Bolsa Família, rodamos regressões logísticas sobre as motivações relacionadas às faltas e evasão. Apesar de não serem unânimes, os resultados encontrados não permitem rejeitar a hipótese de alívio de renda corrente dos programas CCT sobre a população elegível, a partir da redução dos motivos de demanda para evasão e faltas escolares.

Para o grupo de 6 a 15 anos que não frequenta a escola, os elegíveis têm 17% menos chances de evadir por motivos de demanda, sendo que entre os que alegam motivos de demanda para evadir, os elegíveis têm 4% menos chances de evadir por motivos de demanda no período em questão. Os testes realizados com toda a população do grupo não só corroboram, mas também fortalecem os resultados encontrados: elegíveis têm 15% menos chances de evadir em ambos os casos.

Por sua vez, os jovens de 16 anos evadidos da escola e elegíveis em idade têm chances 20% maiores de abandonar a escola por motivo de demanda, porém, dentre os que alegaram este motivo para evasão, os elegíveis em idade têm probabilidade 21% menor de abandonar a escola por razões de demanda. Entretanto, quando testamos para a população total, o grupo elegível em idade possui chances 30% e 41% menores de evadir por conta de demanda e demanda, respectivamente.

Ao testar a hipótese específica de evasão por motivo de trabalho, os resultados para a população que não frequenta escola por motivos de demanda<sup>1</sup> apontam que os indivíduos elegíveis de 6 a 15 anos têm chances três vezes maiores de evadir por motivos de trabalho, frente à população não elegível, entre os anos da amostra. Porém, ao rodar a mesma regressão para toda a população da amostra, incluindo, portanto, matriculados e evadidos, o coeficiente encontrado não foi significativo, portanto, não permitindo afirmar com certeza que de fato há maiores chances de elegíveis evadirem para buscar trabalho. Quando rodamos os mesmos testes para os jovens de 16 anos, os elegíveis em idade têm chances 63% menores e 47% menores para evadir em busca de trabalho utilizando, respectivamente, uma amostra composta somente de evadidos por demanda<sup>1</sup> e uma amostra da população total de jovens de 16 anos.

Como não frequentar a escola é condição necessária e suficiente para corte e inelegibilidade ao benefício variável do PBF, independentemente de elegibilidade em renda ou idade, devemos ter cuidado ao considerar os resultados dos testes com uma amostra composta somente por evadidos. Mesmo que se suponha falha no controle de condicionalidades, com parte dos evadidos inaptos recebendo o programa, uma análise técnica dos impactos do PBF deve considerar em primeiro lugar uma amostra que contenha matriculados, em detrimento de uma amostra exclusiva de evadidos, visto que estar matriculado é uma exigência básica para o programa. Portanto, dado que os testes realizados com a população total sugerem efeitos de alívio de liquidez do programa, não podemos rejeitar a hipótese que o PBF atenua a evasão por motivos de demanda na população elegível. Porém, o que podemos afirmar acerca dos efeitos sobre a assiduidade em sala de aula?

Os testes realizados revelam que a população de 6 a 15 anos que frequenta escola e é elegível tem 9% menos e 7% mais chances de faltar por motivos de demanda e demanda<sup>1</sup>, respectivamente. Por sua vez, os jovens de 16 anos que frequentam e são elegíveis em idade têm 41% menos chances de faltar por motivo de demanda, mas quase quatro vezes mais chances de faltar por motivo de demanda<sup>1</sup>. Ao rodar os dados para a população total, as chances de faltar por motivo de demanda e demanda<sup>1</sup> se tornam 8% e 1% menores, respectivamente, para o grupo de 6 a 15 anos, enquanto que para os jovens de 16 anos o sinal dos resultados se mantém inalterado.

Entretanto, é preciso ressaltar que esses resultados englobam todo o espectro de faltas, desde aqueles que faltaram o suficiente para cumprir com a condicionalidade de presença, como também aqueles que faltaram muito além do permitido pelo programa,

fato que pode levar a conclusões precipitadas acerca dos efeitos do programa. Ao rodar para a população total uma regressão a respeito da possibilidade de faltar além do limite de cinco faltas por motivo de demanda, vemos chances 8% e 35% menores para os elegíveis segundo o critério de renda e idade, respectivamente. Porém, quando realizamos o mesmo teste somente para a amostra dos que faltaram, percebemos resultados dúbios: os elegíveis em renda têm chances 12% maiores de extrapolar o limite permitido de faltas por motivos de demanda, enquanto os elegíveis em idade têm chances 66% menores de exceder pelos mesmos motivos. Um teste que não foi feito e poderia contribuir com a análise é o referente às chances dos elegíveis extrapolarem os limites de faltas por motivo de demanda<sup>1</sup>, tanto para a amostra reduzida dos que alegaram motivo de demanda para faltar, como para a população total de ambos os grupos.

Apesar de existir ambiguidade nos efeitos sobre assiduidade em sala de aula, a grande maioria dos resultados objetivos e subjetivos encontrados aponta para uma mesma direção. Além disso, as duas hipóteses de identificação desses impactos do Bolsa Família também caminham juntas. Mais do que um sinal de robustez dos resultados, estas hipóteses de identificação devem ser interpretadas como complementares, gerando efeitos cumulativos sobre o tempo na escola. Na primeira hipótese, comparamos elegíveis e não elegíveis baseados em renda, enquanto na segunda estimamos a descontinuidade do corte por idade apenas para o grupo elegível em renda. De forma a dar maior embasamento às conclusões encontradas, rodamos modelos puramente interativos sem controle das variáveis. Para todos os casos testados, os coeficientes de interesse encontrados não apenas eram significativos, mas também caminhavam na mesma direção que os resultados encontrados no modelo com controle e interação de variáveis<sup>15</sup>.

---

<sup>15</sup> Todas as regressões puramente interativas estão disponíveis no link do Apêndice B do trabalho.

**Tabela 4 - Impactos do Bolsa Família sobre os Motivos para Evasão e Faltas:  
Razão de Chances para Elegíveis**

<b>Logit com Dados Empilhados da População Total entre 2004 e 2006</b>			
<b>Critério de Elegibilidade Testado</b>		<b>Renda</b>	<b>Idade</b>
<b>Variável Dependente (▼) &amp; Grupo Elegível (►)</b>		<b>6 a 15 anos (Todos)</b>	<b>16 anos (Todos)</b>
<b>Evasão</b>	<b>Não Frequenta por Motivo de Demanda</b>	0,85** (0,0037)	0,70** (0,0133)
	<b>Não Frequenta por Motivo de Restrição por Liquidez</b>	0,85** (0,0072)	0,59** (0,0207)
<b>Faltas</b>	<b>Falta por Motivo de Demanda</b>	0,92** (0,0019)	0,65** (0,0159)
	<b>Falta por Motivo de Restrição por Liquidez</b>	0,99** (0,0048)	1,12** (0,0249)
	<b>Extrapolando Limite de Faltas por Motivo de Demanda</b>	0,92** (0,0019)	0,65** (0,0159)
<p><i>** coeficientes significativos ao nível de confiança de 95%; (erro padrão da estimativa);</i>  <i>Regressões com interações e controle para sexo, cor, idade, renda, educação do aluno, se é migrante, região que mora e UF</i>  <i>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</i></p>			

A partir dos dados apresentados, aparenta ser prematuro romper aos 15 anos de idade com o benefício variável educacional, dado que também é a partir do fim do Ensino Fundamental que o mercado de trabalho se torna paulatinamente mais atraente para os estudantes. Em linha com os resultados encontrados nesta monografia, o Bolsa Família foi atualizado em 2007, incorporando o Benefício Variável Jovem (BVJ) para jovens de 16 e 17 anos, de forma a evitar a evasão escolar no Ensino Médio. De fato, o BVJ parece fazer sentido quando observamos não só a queda brusca na probabilidade de frequentar a escola para os jovens de 16 anos não elegíveis por idade, mas levando em consideração também as causas das probabilidades de evadir por serem inelegíveis no período.

Tendo em vista corroborar os resultados sobre o tempo na escola, rodamos um modelo multinomial ordenado em cinco faixas do índice de permanência na escola (IPE), sendo a primeira faixa composta por aqueles que têm o IPE igual a zero, portanto estão fora da escola, e a última com IPE entre 0,75 e 1. Todos os resultados encontrados foram significativos. Os coeficientes estimados para a variável de interesse no modelo com e sem interação de variáveis estão dispostos na Tabela 5, junto ao erro padrão e o p-valor.

Os resultados para a população entre 6 e 15 anos, no modelo sem interação das variáveis, mostram que os elegíveis em renda têm menor tempo na escola que os inelegíveis, o que faz sentido, dado que os resultados são estáticos e apenas apontam que o grupo mais vulnerável socioeconomicamente tem piores resultados em termos de permanência na escola. Por sua vez, a regressão interativa aponta que os elegíveis têm maior tempo na escola que os inelegíveis entre 2004 e 2006, em linha com os resultados prévios encontrados no modelo binomial para os três componentes-base do IPE. Já para os jovens de 16 anos, os resultados apontam que os elegíveis em idade não só têm maior tempo na escola que os inelegíveis entre os bimestres limítrofes no modelo sem interação, mas que este impacto se aprofunda entre os anos. Portanto, o modelo multinomial corrobora as hipóteses de efeito causal dos CCTs sobre o tempo na escola com aumento da dosagem do efeito-condicionalidades no período em questão.

**Tabela 5 - Impactos do Bolsa Família sobre o Tempo na Escola**

<b>Modelo Multinomial Ordenado - Logit com Dados Empilhados entre 2004 e 2006</b>				
<b>Critério de Elegibilidade Testado</b>	<b>Renda</b>		<b>Idade</b>	
<b>Variável Dependente (▼) &amp; Grupo Elegível (►)</b>	<b>6 a 15 anos (Todos)</b>		<b>16 anos (Todos)</b>	
	Sem Interação das Variáveis	Com Interação das Variáveis	Sem Interação das Variáveis	Com Interação das Variáveis
<b>Tempo na Escola (IPE)</b>	-0,13*** (0,0137)	0,07** (0,0228)	0,19** (0,0959)	0,33* (0,1963)
<p>*** Coeficientes significativos ao nível de confiança de 99%; ** Coeficientes significativos ao nível de confiança de 95%; * Coeficientes significativos ao nível de confiança de 90%;</p> <p>Regressões com controle para sexo, cor, idade, renda, educação do aluno, se é migrante, região que mora e Unidade da Federação que nasceu;</p> <p>Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE</p>				

Para finalizar o capítulo de resultados, testamos como a desigualdade na distribuição do tempo na escola e seus três componentes basilares, interna a cada grupo de interesse na análise, variou no período em questão. A ideia aqui é observar se de fato os mais pobres e vulneráveis foram os mais beneficiados em termos de permanência escolar durante a expansão do Bolsa Família, comparando os resultados frente aos avanços escolares que aconteciam simultaneamente no Brasil como um todo. A tabela abaixo traz a média em 2006 do coeficiente de Theil-T e de Gini para o tempo na escola e seus três determinantes diretos, além da variação observada nesses indicadores entre 2004 e 2006 para o Brasil, o grupo entre 6 e 15 anos e os jovens de 16 anos nascidos nos bimestres limítrofes para elegibilidade por idade. Em todos os casos, quanto mais

próximo de zero é o indicador, maior é a equidade na distribuição da variável em questão.

**Tabela 6 - Desigualdade no Tempo na Escola**

Dados para a População Total entre 2004 e 2006									
Variável Dependente (▼) & Grupo Elegível (►)		Tempo na Escola		Índice de Matrícula		Índice de Presença		Índice de Jornada	
		Theil-T	Gini	Theil-T	Gini	Theil-T	Gini	Theil-T	Gini
<b>Brasil (0 a 17 anos)</b>	Média em 2006	0,294	0,311	0,277	0,242	0,016	0,268	0,033	0,297
	Var (%) 2004-2006	-9,46%	-6,82%	-8,86%	-7,68%	-31,73%	-9,34%	-10,71%	-4,92%
<b>6 a 15 anos</b>	Média em 2006	0,052	0,117	0,038	0,037	0,006	0,068	0,013	0,099
	Var (%) 2004-2006	-20,10%	-10,82%	-19,76%	-19,37%	-45,27%	-21,93%	-3,20%	-4,38%
<b>16 anos (Elegível em Idade)</b>	Média em 2006	0,210	0,251	0,193	0,176	0,015	0,207	0,024	0,231
	Var (%) 2004-2006	-7,04%	-6,47%	-3,80%	-3,44%	-49,73%	-11,46%	-8,13%	-0,64%
<b>16 anos (Inelegível em Idade)</b>	Média em 2006	0,260	0,289	0,242	0,215	0,017	0,246	0,027	0,269
	Var (%) 2004-2006	3,96%	1,52%	7,05%	6,23%	-32,38%	-0,07%	-4,28%	5,50%

*Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE*

Os resultados revelam que houve queda na desigualdade em todos os indicadores testados na escala do país, mas que o efeito foi ainda mais forte para a população-alvo de condicionalidades escolares do Bolsa Família. Para os jovens elegíveis por terem completado 16 anos no primeiro bimestre do ano, os resultados também mostram queda na desigualdade nos indicadores ligados à permanência na escola, apesar de que em menor magnitude que o processo observado no país. Já para os jovens inelegíveis por terem completado 16 anos no bimestre imediatamente anterior a virada do ano, houve aumento na desigualdade de praticamente todos os índices durante o período.

É interessante observar que a maior parte da queda na desigualdade no tempo na escola para os dois grupos elegíveis se deu em matrícula e presença escolar, enquanto que distribuição da jornada foi pouco alterada, resultados em linha com a hipótese de efeito-condicionalidades dos programas CCTs do país, visto que a jornada não é uma condicionalidade desses programas. Vale notar que se os resultados logísticos anteriores

sugeriram uma pequena focalização da extensão de jornada sobre os beneficiários do Bolsa Família, os testes de desigualdade revelam que esses efeitos foram muito discretos no tocante à equidade.

Após todos os exercícios empíricos realizados neste capítulo, não podemos rejeitar a hipótese que de fato o programa Bolsa Família teve efeito causal sobre o tempo na escola da população-alvo de condicionalidades escolares durante o seu período de expansão na cobertura entre 2004 e 2006. Além disso, foi observada uma redução significativa na desigualdade de distribuição do tempo na escola interna aos grupos-alvo do programa, principalmente nos índices de matrícula e presença, diretamente afetados pelo efeito-condicionalidades do programa. Entretanto, os resultados mostram que o nível e a distribuição da jornada escolar para os elegíveis sofreram poucas alterações no período em questão, tornando este componente o principal entrave para novos avanços no tempo na escola. No próximo capítulo discutiremos as implicações do tempo na escola sobre o desempenho escolar, destacando o papel da jornada, para no capítulo seguinte apontar as lições e desafios observados nos últimos dez anos para novos aumentos do tempo na escola, tendo em vista as barreiras observadas para uma política de extensão da jornada escolar no país.

## VI. Implicações sobre o Desempenho Escolar

Após a apresentação conceitual do tempo na escola e da investigação de impacto do Bolsa Família sobre seus determinantes diretos e motivações relacionadas, discutiremos as implicações do indicador sobre o desempenho escolar. Nessa seção resgataremos a análise feita em Neri (2009), apresentando os principais pontos do trabalho e aprofundando a discussão através dos dados que não chegaram a ser explorados.

Dado que o questionário da PNAD do IBGE possui dados relativos à educação do domicílio, é possível combiná-los com as avaliações escolares realizadas pelo INEP/MEC, como o SAEB – Sistema de Avaliação da Educação Básica e o ENEM – Exame Nacional do Ensino Médio, e gerar diferentes estatísticas educacionais capazes de relacionar o tempo na escola médio dos estudantes com seu desempenho observado nos exames nacionais aplicados à época. Assim, é possível gerar uma análise de correlação simples entre o tempo de permanência de escola e seus determinantes diretos, de um lado, e diferentes medidas de desempenho escolar, de outro.

Os padrões de correlação sugerem que as notas no SAEB 2005 e no ENEM 2007 são positivamente correlacionadas com o tempo na escola, entretanto, esta relação se dá de forma mais clara a partir da extensão da jornada escolar, dado o  $r^2$  é maior do que o observado para presença e matrícula. Basicamente, o  $r^2$  indica o quanto o modelo escolhido foi capaz de explicar os dados coletados, ou seja, os testes realizados sugerem, de forma rudimentar, a capacidade de cada componente esclarecer o desempenho em notas dos alunos.

Como os questionários de turmas do SAEB perguntam a hora de entrada e de saída dos alunos, é possível calcular a jornada diária padrão da turma. Como o SAEB avalia a proficiência escolar, torna-se possível também captar correlações entre as duas variáveis somente com os dados do exame. A tabela a seguir mostra a jornada escolar presente no questionário da PNAD e em duas das séries pesquisadas pelo SAEB. A proximidade observada entre as cargas horárias relatadas na PNAD e no SAEB foi utilizada como insumo para a suposição que a jornada média não é significativamente diferente entre os dois questionários e, portanto, podem-se combinar ambas as bases de dados sem gerar grandes distorções aos resultados encontrados. A próxima tabela aplica esta hipótese ao relacionar as faixas de jornada presentes no questionário da PNAD às cargas horárias calculadas no SAEB, com o intuito de observar como as notas de

exames de proficiência de Língua Portuguesa e de Matemática nas séries pesquisadas pelo SAEB variam de acordo com a extensão da jornada escolar oferecida pela escola.

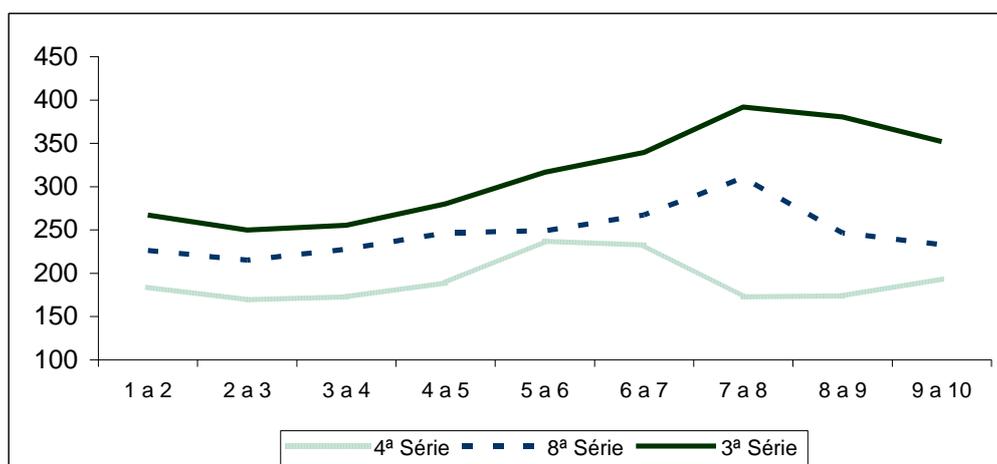
**Figura 4 – Proficiência Média por Jornada Escolar**

	4ª SÉRIE EF		8ª SÉRIE EF		3ª SÉRIE EM	
	PORT	MAT	PORT	MAT	PORT	MAT
Até 4 horas	164.18	172.97	220.61	226.74	245.31	255.07
Mais de 4 até 6 horas	179.26	190.43	238.23	246.92	272.00	289.74
Mais de 6 horas	176.61	185.25	218.70	226.77	246.51	258.32

*Fonte: Neri (2009) a partir dos microdados do SAEB/INEP/MEC*

A tabela sugere a existência de uma relação positiva entre desempenho em notas e a duração da jornada escolar, mas em formato côncavo. Explica-se: o impacto de um acréscimo na extensão da jornada seria inicialmente positivo para a média das notas em português e matemática, porém evoluiria a taxas decrescentes, até atingir um pico a partir do qual a contribuição marginal do aumento na carga horária torna-se negativa para o desempenho escolar em notas dos alunos. A concavidade fica mais evidente ao notarmos que os dois extremos do espectro de horas apresentam resultados bastante similares, apesar de possuírem densidades populacionais distintas. Em 2005, em torno de 1,5% dos alunos no Ensino Fundamental e aproximadamente 5% dos alunos no Ensino Médio estudavam mais de 6 horas por dia, enquanto a parcela dos que estudavam até 4 horas era 40 pontos de porcentagem maior.

O gráfico abaixo traz o desempenho em notas aberto por unidades de horas, reforçando essa percepção de impacto decrescente da jornada sobre as notas de matemática do SAEB, apresentando uma curva em forma de sino. Em geral, o pico da contribuição em nota de um acréscimo na jornada escolar aumenta quando nos movemos entre as séries avaliadas, sugerindo um aumento da produtividade e resistência de alunos mais velhos frente a jornadas mais longas. Na quarta série do ensino fundamental, o pico está entre cinco e sete horas diárias. Já na oitava série do ensino fundamental e na terceira série do ensino médio, a nota média mais alta é encontrada entre sete e oito horas de jornada diária de estudo.

**Figura 5 – Distribuição da proficiência média por hora de jornada escolar**

Fonte: Neri (2009) a partir dos microdados do SAEB/INEP/MEC

A fim de testar estatisticamente esses efeitos, regressões simples foram rodadas a partir dos microdados do SAEB, controladas por variáveis sociais, escolares e demográficas da família, além de um polinômio de segundo grau para testar a hipótese de retornos decrescentes da jornada escolar sobre as notas no SAEB. Todos os casos estimados resultaram em um sinal positivo para o termo linear da jornada e um sinal negativo para seu polinômio de segundo grau, confirmando a existência de uma curva em forma de sino. Logo, a principal conclusão tirada é que a jornada importa para o desempenho escolar, mas isso não significa que impreterivelmente quanto maior for a jornada, melhor será o desempenho do aluno, dado a existência de um ponto máximo para a curva que relaciona os dois componentes. O que chama atenção nos pontos máximos verificados no gráfico é que todos estão bem acima do tempo na escola calculado para as faixas etárias em 2006, o que sugere margem para o crescimento desse indicador em todo o espectro de idade escolar via aumento da jornada. Entretanto, é preciso cautela quanto à aplicação desse acréscimo. Segundo os resultados encontrados aqui e em outros resultados empíricos na literatura<sup>16</sup>, parece sensato pensar em um aumento gradual da jornada escolar ao longo do avanço do aluno pelo Ensino Fundamental, talvez congelando a partir da oitava série, dada a maior propensão dos alunos buscarem ofertas trabalhistas concomitantes à vida escolar no Ensino Médio, com maior risco de evasão.

<sup>16</sup> Ver Menezes, N.; Oliveira, J. (2008).

**Figura 6 - Equação de Notas**

	PORTUGUÊS		MATEMÁTICA	
	coeficiente	Pr >  t	coeficiente	Pr >  t
<b>4ª SÉRIE</b>				
JORNADA	5.3963	<.0001	3.5139	0.0002
JORNADA <sup>2</sup>	-0.2623	<.0001	-0.1664	0.0034
<b>8ª SÉRIE</b>				
JORNADA	4.4597	<.0001	6.7513	<.0001
JORNADA <sup>2</sup>	-0.2344	<.0001	-0.3548	<.0001
<b>3ª SÉRIE</b>				
JORNADA	18.9597	<.0001	26.1924	<.0001
JORNADA <sup>2</sup>	-0.9936	<.0001	-1.3811	<.0001

*Controlado por: jornada, jornada2, rede de ensino, Idade, sexo, cor, educação do pai, educação da mae, unidade da federação*

*Fonte: Neri (2009) a partir dos microdados do SAEB/INEP/MEC*

As regressões também mostraram dados interessantes sobre outras variáveis que afetam o desempenho em notas. Em todas as séries testadas, o background familiar educacional dos pais se revelou fundamental para um melhor resultado no SAEB. Segundo os testes efetuados, quanto maior for o capital humano acumulado na família, maiores serão as chances do aluno tirar boas notas em português e matemática. Além disso, as regressões sugerem que o aluno privado tem chances significativamente maiores de ter um desempenho melhor em todas as séries analisadas, dado que ratifica o atraso da rede pública do país.

## VII. Lições e Desafios para um maior tempo na escola

Vimos que os exercícios empíricos realizados para o tempo na escola e seus determinantes próximos não permitem rejeitar a ocorrência de impacto causal do Bolsa Família sobre a população-alvo elegível no período em questão. Entretanto, mesmo com o aumento observado na duração da permanência na escola até 2006, este ainda se mostrou insuficiente para as crianças e adolescentes alvos de condicionalidades do programa, estando, em média, abaixo da carga horária mínima de quatro horas estabelecida pela LDB<sup>17</sup>.

Visto que a maior parte do grupo elegível ao programa foi incorporada à rede pública de ensino, políticas que tenham como objetivo aumentar o tempo na escola e torná-lo sustentável para este segmento da população devem privilegiar a jornada, ainda muito baixa na rede pública como um todo. Este tema ganha relevância quando observamos que nos últimos dez anos o governo brasileiro tem direcionado esforços em prol de um projeto de extensão da jornada escolar da rede pública, com base no programa Mais Educação. Criado em 2007, o programa busca incentivar a educação integral<sup>18</sup> no Ensino Fundamental, através da ampliação da carga horária e das oportunidades de aprendizagem. Transferindo dinheiro diretamente para as escolas, o programa tem como contrapartida um aumento da jornada escolar para os alunos, oferecendo aulas extracurriculares como de reforço escolar em matemática ou de educação artística, por exemplo. Entretanto, o programa não atinge necessariamente todos os alunos da escola. A participação do aluno depende de seu interesse e dos critérios usados pela escola para a adesão. Embora cada instituição seja livre para definir seus próprios critérios para escolha dos alunos, o Ministério da Educação fornece algumas diretrizes para essa seleção, focalizando os recursos nos alunos mais vulneráveis, normalmente beneficiários do Bolsa Família.

Ao focar recursos no Ensino Fundamental, em tese o programa já estaria atuando simultaneamente sobre o nível e a desigualdade do tempo na escola, uma vez que Neri (2007) mostra que um real adicionado no Ensino Fundamental tem 2,5 vezes mais capacidade de chegar ao pobre que o Ensino Médio, além de 22,5 vezes mais capacidade que o Ensino Superior. Entretanto, dados coletados nos últimos anos

---

<sup>17</sup> Lembre-se que o indicador de tempo na escola considera os evadidos e as faltas declaradas pelos alunos matriculados.

<sup>18</sup> Para mais informações sobre a Educação Integral no Brasil ver Ribeiro (1984), Cavaliere (2002) e Viveiros de Castro e Faria (2002).

sugerem que os impactos do programa foram mínimos ou mesmo nulos sobre a jornada e o desempenho em notas dos alunos.

Segundo a OCDE, entre 2003 e 2012 o país avançou 35 pontos em matemática no PISA (Programa Internacional de Avaliação de Estudantes), o melhor desempenho entre todos os países avaliados. Entretanto, este salto na performance em matemática esconde a lenta melhora na qualidade do ensino, uma vez que a nota média em matemática do país ainda está abaixo da média dos países da OCDE e de vizinhos latino-americanos como Chile, México e Uruguai. Segundo o programa, 67% dos alunos brasileiros ainda estão abaixo do nível considerado como básico para matemática em 2012, frente a fatia de 75% em 2003<sup>19</sup>. Além disso, os avanços em desempenho não foram acompanhados de um incremento no tempo gasto por semana nas aulas de matemática, dado que a OCDE não identificou qualquer variação estatisticamente significativa, entre 2003 e 2012, nos minutos de matemática oferecidos por semana pelas escolas brasileiras. Portanto, os dados revelam que ainda há margem para crescimento da nota via jornada escolar, visto que o tempo médio dispendido por semana com aulas de matemática não se alterou.

Apesar das dificuldades em avaliar o Mais Educação, visto que as condições para recebimento do programa foram alteradas sistematicamente ao longo dos anos, diversos autores tentaram estimar os impactos do programa sobre desempenho escolar. Pereira (2011) encontrou impactos do programa sobre a taxa de evasão brasileira em 2009, mas sem efeitos específicos sobre o desempenho em notas dos alunos em Minas Gerais. Xerxenevsky (2012) estudou os impactos do programa nas notas de português e matemática da 4ª e 8ª série do Ensino Fundamental em Porto Alegre, também em 2009. Para a 8ª série o efeito encontrado foi nulo, enquanto que para a 4ª série os impactos se deram em direções contrárias: positivo para as notas de português, mas negativo para as notas de matemática. Almeida et. al. (2016) fizeram uma avaliação dos dados disponíveis do programa entre 2007 e 2011 e concluíram que, em média, o programa teve efeito zero, não afetando a taxa de evasão ou as notas de português, além de um leve efeito negativo sobre as notas de matemática apenas no curtíssimo prazo. Os autores concluíram que os efeitos locais encontrados relacionados ao programa estão sujeitos às características da escola/município, que por sua vez também estão relacionadas com a própria implementação do programa. No caso da amostra de escolas

---

<sup>19</sup> Para mais informações sobre o Brasil no PISA ver “OECD – Education at Glance 2014” e “OECD Country Note - Brazil Results from PISA 2012”.

no 5º ano, os impactos são diferentes conforme o tipo de atividades adotadas na ampliação da jornada, do gasto médio por aluno por ano e/ou do PIB *per capita* do município. Mais especificamente, os autores constataram um impacto negativo do gasto por aluno na taxa de abandono, o que parece contra intuitivo à primeira vista.

O que as avaliações externas do programa Mais Educação nos revelam é que o custo-benefício em estender a jornada escolar está estritamente relacionado com as particularidades da localidade aonde a mudança é implementada. Assim, uma política sobre a jornada escolar da rede pública desencadeia efeitos de externalidade em todos os demais atores escolares, dado que não somente o aluno terá mais horas de aula, mas em tese o professor também terá que estar mais tempo na escola, a escola deverá estar em funcionamento de forma mais intensa (quando não diminui o número de alunos e funcionários para compensar a jornada estendida), e o governo deverá arcar com mais custos na gestão da rede pública. Portanto, pensar em uma política de extensão do tempo na escola requer cuidado, principalmente no tocante à cadeia de incentivos afetada por esta política, senão vejamos.

**Incentivos no nível do governo:** Ao estender a jornada, espera-se que o setor público arque com mais custos na gestão do sistema escolar. Porém, antes de pensar na necessidade de ampliação do dispêndio público para este fim, é preciso discutir a eficiência e efetividade do gasto com educação no Brasil atualmente, analisando a sua evolução recente e a relação com o desempenho observado dos alunos. Entre 2006 e 2013, o gasto público por estudante na educação básica aumentou 108%, atingindo 4,7% do PIB do país<sup>20</sup>. Veloso (2011) testou a correlação entre as notas de matemática no PISA 2006 e o gasto público por estudante no ensino fundamental em relação ao PIB dos países participantes do exame. Os resultados revelam que a nota do Brasil está abaixo do que seria esperado, dado o gasto observado por aluno, indicando um grau de ineficiência elevado no sistema educacional brasileiro. Menezes Filho e Amaral (2009) também discutem a necessidade de uma melhor gestão do gasto com educação no país, uma vez que os autores não encontraram relação de impacto entre gastos educacionais municipais e desempenho escolar no Brasil. Mais que um sinal de ineficiência, os resultados mostram a baixa efetividade do gasto educacional no país. Logo, o problema para uma jornada estendida está relacionado não só ao aumento do gasto público, mas também com a melhor gestão dos recursos atualmente disponíveis, dado o nível de

---

<sup>20</sup> Ver Anuário Brasileiro da Educação Básica 2015, disponível em pdf no site “Todos pela Educação”.

ineficiência do sistema educacional brasileiro e a baixa efetividade do dispêndio em termos de resultados qualitativos dos alunos.

**Incentivos no nível da escola:** Tanto a infraestrutura da escola, como o quadro de funcionários que a compõem, precisam estar capacitados para implementar um aumento na jornada capaz de gerar ganhos na qualidade do ensino. Menezes Filho e Oliveira (2008) revelam um efeito positivo do aumento da jornada escolar sobre o desempenho dos alunos, no qual um aumento de quatro para cinco horas diárias de estudo estaria associado com um ganho de 8,36 pontos em matemática. Além disso, sugerem que a razão benefício-custo de ampliar a jornada escolar é maior que para a política de reduzir o número de alunos da classe, desde que a turma tenha 33 alunos ou menos. Para classes maiores, a política de redução do tamanho é mais custo-efetiva em termos de desempenho em notas. Ferraz et. al. (2009) revelam que os municípios nos quais o diretor da escola é eleito, ao invés de indicado pelo prefeito, têm menor desvio de verba destinada à educação. No mesmo estudo, os autores identificam que a corrupção aumenta a repetência e a evasão escolar no nível municipal. Portanto, o estudo sugere que a maior autonomia da escola é condizente com melhores resultados em termos de gasto e performance dos alunos.

No tocante aos incentivos dados ao professor, o programa norte-americano *Teach for America* (TFA) tem mostrado resultados promissores. A ideia por trás do programa é formar professores em cursos intensivos de teoria e prática em sala de aula num curto período de tempo. O diferencial, entretanto, é que o programa só recruta candidatos com excelente desempenho acadêmico e os coloca para lecionar por um período mínimo de dois anos em escolas públicas localizadas em áreas de vulnerabilidade socioeconômica. Os professores do TFA estão sujeitos à mesma escala salarial dos demais professores da escola em que forem alocados. Decker et. al. (2004) avaliaram o TFA em diferentes cidades norte-americanas, comparando o resultado dos alunos que tiveram professores do TFA com colegas da mesma escola e série que tiveram aula com os demais professores. Para assegurar que qualquer efeito estatístico encontrado seja puramente do programa, portanto sem viés de seleção, os alunos foram previamente distribuídos de forma aleatória entre as turmas. Os resultados encontrados revelam que os professores do TFA tiveram impacto positivo no desempenho em matemática da turma. Como as condições onde a escola está localizada são importantes para o sucesso de uma política de jornada escolar, visto o caso do Mais Educação, é preciso considerar também que os professores em áreas pobres costumam ter uma formação profissional debilitada, além

de piores condições físicas e tecnológicas para desenvolver sua metodologia de ensino. Assim, ao complementar o aumento da jornada com políticas capazes de alinhar os incentivos da escola, professor e aluno, como o TFA, torna-se possível compensar, ao menos parcialmente, a desigualdade de oportunidades de ensino nas regiões mais pobres, possibilitando que o aumento da jornada nestas localidades gere ainda mais frutos para a escola e seus alunos.

**Incentivos no nível do aluno:** Menezes Filho (2007) mostra que as características familiares e do aluno, como a educação dos pais, atraso escolar e reprovação, são fundamentais para proficiência escolar em notas. Fryer (2010) sugere que os estudantes não sabem, necessariamente, o que devem fazer para melhorar as suas notas. Testes feitos pelo autor revelam que para melhorar o desempenho acadêmico dos alunos é mais proveitoso incentivar insumos escolares, como pagar o aluno para ler um livro, do que premiar exclusivamente os resultados finais obtidos por ele, como remunerá-lo por tirar uma nota mais elevada. Fryer (2012) afirma que para obter melhores resultados educacionais devemos incentivar “meios” e “fins” complementarmente, a partir de uma linha de incentivos que coordene os atores sociais de forma simultânea. O diferencial, segundo o autor, seria explorar as complementariedades estratégicas dessa cadeia de incentivos, dado que o total de respostas geradas seria maior que a soma das partes caso cada agente tivesse sido incentivado independentemente. Neri (2011) mostra que o Família Carioca (FC)<sup>21</sup>, o programa CCT do município do Rio de Janeiro, busca alinhar incentivos “meios” e “fins” no sistema de pagamentos do benefício escolar. À frequência do aluno em sala, condicionalidade tradicional nesse tipo de programa, integra-se a exigência de presença dos pais nas reuniões bimestrais da escola, além do prêmio aos alunos que atingem a meta de desempenho nas provas bimestrais elaboradas pela secretaria municipal de educação.

É preciso ressaltar que o alinhamento de incentivos precisa ser realizado não apenas durante a fase de gestação e implementação do aumento da jornada, mas também em suas fases de manutenção e avaliação. O Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização do Magistério (FUNDEB) é um instrumento que pode servir como inspiração parcial para o desenho destas duas fases finais. O FUNDEB busca redistribuir recursos por toda a educação básica entre as redes

---

<sup>21</sup> O FC tem como objetivo complementar o Bolsa Família. Utilizando as informações do domicílio presentes no CadÚnico, o programa estima uma renda permanente da família, oferecendo um benefício proporcional à distância entre esta renda estimada e a linha de pobreza da ONU (US\$ 2 por dia por pessoa), convertida em reais.

municipais e estaduais, com o intuito de reduzir a desigualdade do gasto por aluno e aumentar a eficiência na alocação dos recursos públicos. Incluindo não só o Ensino Fundamental, mas também a Educação Infantil, o Ensino Médio e a Educação de Jovens e Adultos (EJA), o FUNDEB redistribuiu recursos segundo o número de alunos matriculados por rede em cada nível de governo, estabelecendo um gasto mínimo por aluno a ser complementado pelo governo federal na ausência de recursos estaduais e municipais. Além disso, 60% dos recursos do fundo são destinados ao pagamento de salário dos professores. Uma política de aumento da jornada em escala nacional poderia prever a criação de um fundo especial para alocação de recursos segundo o tamanho da rede, atentando, também, para a desigualdade de condições entre as diferentes localidades, de forma a compensar as áreas verificadas como incapazes de oferecer as condições mínimas necessárias para a viabilidade da nova carga horária. O fundo deveria destinar uma parcela significativa dos seus recursos para salários de professores e cursos de formação de quadro docente e adaptação das escolas, desenvolvendo, complementarmente, mecanismos de bonificação para as redes e escolas que cumpram com as metas estabelecidas. Por fim, seria interessante pensar em um prazo para o término da fase de implantação da jornada, incentivando a geração de avaliações independentes dos mecanismos de distribuição do fundo e da própria política de aumento da jornada escolar.

Utilizando a conclusão de Fryer e as evidências empíricas mencionadas, o sucesso do aumento do tempo na escola via extensão da jornada escolar na escala do país está condicionado à execução de um conjunto de políticas educacionais complementares, que atuem em prol do alinhamento dos incentivos dados aos diversos atores sociais envolvidos com a melhora da educação pública do país. Embora os resultados dos incentivos dependam em grande medida de condições e circunstâncias específicas do local em que as políticas de jornada são aplicadas, três mecanismos institucionais geralmente estão presentes nas reformas educacionais que visam à elevação da qualidade da educação: *accountability*, autonomia das escolas e competição<sup>22</sup>. Pensando em termos de jornada escolar, a *accountability* da política estaria vinculada a metas e indicadores para a fase de implementação do aumento da carga horária nacional. Seria preciso divulgar os resultados parciais obtidos pelas escolas, além de bonificar e difundir os casos de sucesso, tornando-os parâmetro de referência para o avanço do

---

<sup>22</sup> Ver Veloso (2009).

sistema como um todo. Ao dar maior liberdade à escola para gerir seus recursos de forma autônoma, dada uma base curricular comum e as metas a serem alcançadas ao longo do processo, dá-se incentivo para a inovação na gestão educacional, uma vez que as escolas são incentivadas a integrar os objetivos dos alunos e funcionários em prol das bonificações oferecidas pelo governo<sup>23</sup>. Finalmente, ao inserir mecanismos de competição, a escolha das escolas de destaque sai do âmbito exclusivo do governo, passando também para a esfera de decisão de pais e alunos<sup>24</sup>. Entretanto, o ganho em inovação e gestão educacional proveniente de uma maior competição entre as escolas pode estar comprometido conforme a desigualdade de condições na qual esta competição se dá. Portanto, é preciso atentar para as condições iniciais de competição entre as escolas, de forma que a disputa por alunos se dê inicialmente entre estabelecimentos próximos em recursos econômicos, inaptos para selecionar os alunos discricionariamente e diferentes apenas em termos gestão escolar, ou seja, uma conjunção de exigências não triviais de serem cumpridas. Dado que o setor educacional privado brasileiro atua em um contexto mais competitivo e possui um nível de desempenho acadêmico mais próximo ao observado nos países desenvolvidos, seus custos podem ser utilizados como preço-sombra para nortear o desenho de metas e a gestão escolar da rede pública, replicando modelos privados locais de sucesso capazes de funcionar em escala e impulsionar o avanço do tempo na escola no país.

---

<sup>23</sup> Para o caso norte-americano de autonomia e inovação na gestão escolar ver Thernstrom e Thernstrom (2003), Abdulkadiroglu (2009) e Dobbie e Fryer (2009).

<sup>24</sup> Mecanismos de competição educacional tradicionalmente estão vinculados à política de *vouchers*. Para mais informações ver Neal (2002) e Angrist et. al. (2004).

## VIII. Conclusão

Esta monografia estudou a dimensão do tempo das crianças na escola, entendido aqui como a média de horas dedicada pelo aluno potencial à escola, a partir de um indicador composto por índices de matrícula, presença e jornada. Para a construção deste indicador utilizamos os dados objetivos e subjetivos coletados nas PNAD 2004 e 2006, tendo como objetivo final mensurar o impacto causal dos programas CCT sobre o tempo na escola de sua população-alvo de condicionalidades. Em especial, estudamos o impacto do Bolsa Família, aproveitando a expansão de 67% na cobertura de famílias do programa entre 2004 e 2006.

As estatísticas descritivas iniciais sugerem que o Bolsa Família não estaria equivocado ao atuar sobre a população de 6 e 15 anos, dada as defasagens educacionais para o grupo elegível em renda ao programa. Os dados para este grupo apontam avanços no tempo na escola entre 2004 e 2006 através de matrícula e presença, ambas sujeitas às condicionalidades escolares do programa. Contudo, as motivações relacionadas à evasão não são claras quanto à hipótese de alívio na restrição por liquidez para as famílias elegíveis às transferências de renda condicionadas. Já para os jovens elegíveis em renda que completaram 16 anos no bimestre seguinte ao corte por idade, quando comparados aos inelegíveis que sofreram o corte no bimestre imediatamente anterior, as estatísticas descritivas iniciais sugerem um aumento expressivo do tempo na escola, conjuntamente a uma queda de grandes proporções nas motivações para evasão relacionadas a uma maior necessidade por liquidez.

Motivados por este quadro inicial, elaboramos duas hipóteses de identificação para mensurar o impacto do Bolsa Família sobre o tempo na escola e seus componentes da população elegível, ambas ligadas as condicionalidades escolares do programa. A primeira está vinculada à situação econômica da família, medida pela renda domiciliar *per capita* mínima de elegibilidade, descontada de transferências do governo, enquanto a segunda está associada à composição das famílias elegíveis em renda ao programa, em particular a regra de corte por idade máxima para obtenção do benefício escolar variável. Estas hipóteses de identificação devem ser interpretadas como complementares, numa tentativa de estimar efeitos cumulativos sobre o tempo na escola. Para analisar ambas as hipóteses, lançamos mão do método de diferenças em diferenças em modelos multivariados binomiais e multinomiais, controlados por dados socioeconômicos e demográficos dos alunos em potencial. Por fim, estimamos a

evolução da distribuição do tempo na escola interna aos grupos sujeitos aos critérios de identificação por renda e idade, respectivamente, no período em questão.

Os resultados objetivos e subjetivos encontrados após todos os exercícios empíricos realizados não permitem rejeitar a hipótese de impacto causal do programa Bolsa Família sobre o tempo na escola da população elegível entre 2004 e 2006. Além disso, foi observada uma redução significativa na desigualdade do tempo na escola interna à população-alvo do programa, principalmente nos índices de matrícula e presença, afetados diretamente pelas condicionalidades escolares do programa. Entretanto, os resultados gerados mostraram que o nível e a distribuição da jornada escolar para os elegíveis ao Bolsa Família sofreram poucas alterações no período em questão, tornando este componente o principal entrave para novos avanços no tempo na escola.

Dados referentes às implicações do tempo na escola sobre desempenho escolar, elaborados por Neri (2009), dão maior relevância para a jornada escolar, ao mostrar que este é o componente do tempo na escola que melhor explica a nota tirada pelo aluno nas avaliações públicas. Porém, isso não significa que necessariamente quanto maior for a jornada, melhor será o desempenho do aluno, uma vez que a curva que relaciona os dois componentes é côncava. Isso significa que os ganhos em notas são decrescentes conforme aumentamos a carga horária da escola, até atingirmos um ponto de máximo a partir do qual o aumento na jornada deixará de trazer benefícios em proficiência ao aluno. Visto que a maior parte do grupo beneficiário do Bolsa Família foi incorporada à rede pública de ensino, políticas que tenham como objetivo aumentar o tempo na escola devem privilegiar o aumento da jornada, índice ainda muito baixo na rede pública como um todo.

Nos últimos dez anos a principal política voltada para a extensão da jornada escolar foi o Mais Educação. Porém, o que as avaliações externas do programa nos revelam é que o custo-benefício em estender a jornada escolar está estritamente relacionado com as particularidades da localidade aonde a mudança é implementada, tendo um efeito médio nulo sobre a taxa de evasão e o desempenho em português e matemática. Assim, utilizando evidências empíricas da literatura, discutimos que uma mudança na jornada escolar na escala do país precisa ser acompanhada de um conjunto de políticas complementares, tendo em vista um tempo na escola não apenas maior, mas que seja capaz de gerar resultados mais efetivos em aprendizagem, a partir de um gasto público mais eficiente. Três mecanismos institucionais geralmente estão presentes nas

reformas educacionais que visam à elevação da qualidade da educação: *accountability*, autonomia das escolas e competição.

Políticas públicas geram externalidades e incentivos difusos sobre a sociedade. Uma política de aumento discricionário da jornada escolar dificilmente conseguirá bons resultados na escala do país, dada a dificuldade em alinhar os interesses dos diversos atores sociais afetados pela medida. O desafio de alcançar um avanço sustentado do tempo na escola passa pelo alinhamento de incentivos “meios” e “fins” de todos os atores sociais envolvidos com a educação, a partir de um conjunto de políticas que prezem pelo aproveitamento das complementariedades estratégicas dos incentivos gerados e também pela elevação da qualidade da educação pública, possibilitando um gasto público *ex-ante* mais eficiente e obtendo resultados *ex-post* mais efetivos para o Brasil.

## IX. Referências Bibliográficas

ABDULKADIROGLU, A. et al. **Informing the Debate: comparing boston's charter, pilot and traditional schools.** Boston Foundation, 2009

ANGRIST, J. et al. **Long-Term Consequences of Secondary School Vouchers: Evidence from Administrative Records in Colombia.** NBER, 2004

ALMEIDA, R. et. al. **Avaliando os Impactos do Mais Educação nos Resultados Educacionais: evidências de 2007 a 2011.** Education Global Practice Group, World Bank, 2016

BARBOSA, A. L. N.; CORSEUIL, C. H. L. **Bolsa Família, Escolha Ocupacional e Informalidade no Brasil.** In: CAMPELLO, T.; NERI, M. (ORG.) PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: UMA DÉCADA DE INCLUSÃO, p. 317-339. Brasília: Ipea, 2013

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. **Os Determinantes da Desigualdade no Brasil.** Texto para Discussão n.377. Rio de Janeiro: Ipea, 1995

CAMPELLO, T. **Uma Década Derrubando Mitos e Superando Expectativas.** In: CAMPELLO, T.; NERI, M. (ORG.) PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: UMA DÉCADA DE INCLUSÃO, p. 16-24. Brasília: Ipea, 2013

CAVALIERE, A. M. **Escolas de Tempo Integral: uma ideia forte, uma experiência frágil.** In: EDUCAÇÃO BRASILEIRA E(M) TEMPO INTEGRAL, p. 93-111. Rio de Janeiro, 2002

DECKER, P. et. al. **The Effects of Teach for America in Students: findings from a national evaluation.** Princeton, NJ: Mathematica Policy Research, 2004

DOBBIE, P.; FRYER, R. **Are high quality schools enough to close the achievement gap? Evidence from a social experimente in Harlem.** NBER, 2009

FERRAZ, C. et. al. **Corrupting Learning: evidence from missing federal education funds in Brazil.** Textos para Discussão, Department of Economics PUC-Rio, 2009

FGV SOCIAL/CPS; [www.fgv.br/fgvsocial](http://www.fgv.br/fgvsocial)

FRYER, R. **Aligning Student, Parent and Teacher Incentives: evidence from Houston Public Schools.** NBER, Harvard University, Cambridge, 2012

FRYER, R. **Financial Incentives and Student Achievement: evidence from randomized trials.** NBER, Harvard University, EdLabs, Cambridge, 2010

FUNDAÇÃO ITAÚ SOCIAL. **Relatório de Avaliação Econômica e Estudos Qualitativos: Programa Mais Educação.** São Paulo: 2015

INEP; <http://portal.inep.gov.br/>

MDS - Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome; <http://mds.gov.br>

MENEZES FILHO, N. **Os Determinantes do Desempenho Educacional do Brasil**. São Paulo, Instituto Futuro Brasil, 2007

MENEZES FILHO, N.; AMARAL, L. F. **A Relação entre gastos educacionais e desempenho escolar**. São Paulo, IBMEC, 2009

MENEZES FILHO, N.; OLIVEIRA, J. **Custo-efetividade de Políticas de Redução do Tamanho da Classe e Ampliação da Jornada Escolar**. USP, São Paulo, 2008

NEAL, D. **How Vouchers Could Change the Market for Education**. The Journal of Economic Perspectives, 2002

NERI, M. **Equidade e Eficiência na Educação: Motivações e Metas**. FGV Social/CPS, Rio de Janeiro, 2006

NERI, M. **O Paradoxo da Evasão Escolar e as Motivações dos Sem-escola**. In: EDUCAÇÃO BÁSICA NO BRASIL: CONSTRUINDO O PAÍS DO FUTURO, VELOSO, F. et. al (Org.), Editora Campus, p-25-50, Rio de Janeiro, 2009

NERI, M. **Desenho e Diminuição de Pobreza - Programa Cartão Família Carioca & Impactos de Incentivos na Vida Escolar**. FGV Social/CPS, Rio de Janeiro, 2011

NERI, M. **Tempo de Permanência na Escola**. FGV Social/CPS, Rio de Janeiro, 2009

PNAD – IBGE; <http://ibge.gov.br>

PEREIRA, G. **Uma Avaliação de Impacto do Programa Mais Educação no Ensino Fundamental**. Rio de Janeiro, 2011

RIBEIRO, D. **O Livro dos CIEPS**. Bloch Editores. Rio de Janeiro: 1986

TODOS PELA EDUCAÇÃO; <http://www.todospelaeducacao.org.br/>

THERNSTROM, A. M.; THERNSTROM, S. **No Excuses: closing the racial gap in learning**. New York, Simon & Schuster, 2003

VELOSO, F. **A Evolução Recente e Propostas para a Melhoria da Educação no Brasil**. In: BRASIL: A NOVA AGENDA SOCIAL, p. 215-253. Rio de Janeiro, 2011

VELOSO, F. **15 anos de avanços na educação no Brasil: onde estamos?** In: EDUCAÇÃO BÁSICA NO BRASIL: CONSTRUINDO O PAÍS DO FUTURO, VELOSO, F. et. al (Org.), Editora Campus, p. 3-24, Rio de Janeiro, 2009

VIVEIROS DE CASTRO, A. R.; FARIA, L. C. M. **CIEP – O Resgate da Utopia**. In: EDUCAÇÃO BRASILEIRA E(M) TEMPO INTEGRAL, p. 83-92. Rio de Janeiro, 2002

XERXENEVSKY, L. L. **Programa Mais Educação: Avaliação do Impacto da Educação Integral no Desempenho de Alunos no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, 2012

## Apêndice A

Portaria Interministerial estabelece as condicionalidades do PBF



Edição Número 221 de 18/11/2004

Ministério da Educação Gabinete do Ministro

PORTARIA INTERMINISTERIAL Nº 3.789, DE 17 DE NOVEMBRO DE 2004

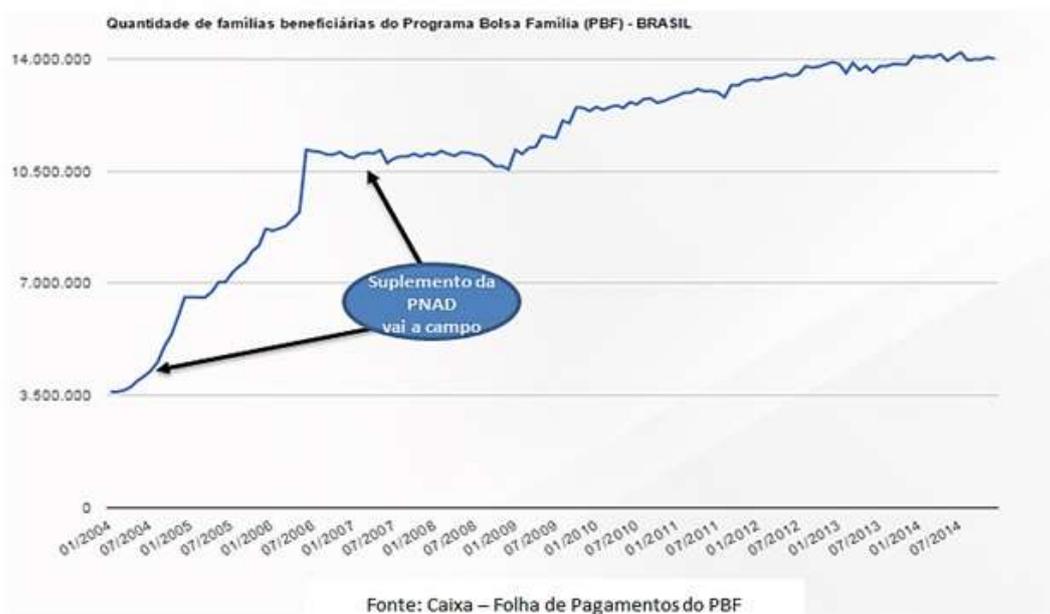
Art. 1º. Estabelecer atribuições e normas de cumprimento da Condicionalidade da Frequência Escolar das crianças e adolescentes de 6 a 15 anos de idade que componham as famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família.

Art. 2º. A frequência escolar deverá ser apurada mensalmente pelos estabelecimentos regulares de ensino para verificação do índice mínimo de 85% (oitenta e cinco por cento) da carga horária mensal.

Exemplos de perguntas do questionário da PNAD usadas no trabalho

<p>7a Qual foi o principal motivo do(a) ___ ter deixado de comparecer à escola ou creche nesses dias?</p> <p>01 <input type="checkbox"/> Ajudar nos afazeres domésticos</p> <p>02 <input type="checkbox"/> Trabalhar ou procurar trabalho</p> <p>03 <input type="checkbox"/> Falta de transporte escolar</p> <p>04 <input type="checkbox"/> Falta de dinheiro para as despesas (de mensalidade, material, transporte, vestuário e calçados, etc.) para se manter na escola ou creche</p> <p>05 <input type="checkbox"/> A escola ou creche era distante</p> <p>06 <input type="checkbox"/> Não teve quem o(a) levasse</p> <p>07 <input type="checkbox"/> Falta de professor ou greve <b>1977</b></p> <p>08 <input type="checkbox"/> Dificuldade em acompanhar o curso</p> <p>09 <input type="checkbox"/> Doença</p> <p>10 <input type="checkbox"/> Não quis comparecer</p> <p>11 <input type="checkbox"/> Os pais ou responsáveis não quiseram que comparecesse</p> <p>12 <input type="checkbox"/> Suspensão (pela direção)</p> <p>13 <input type="checkbox"/> Outro motivo</p> <p>(siga 8)</p>	<p>6 Quantos dias, ___ deixou de comparecer à escola ou creche no período de 2 de agosto a 30 de setembro de 2006?</p> <p><b>1961 1962</b></p> <p>2 <input type="checkbox"/> De 1 a 5 dias</p> <p>4 <input type="checkbox"/> De 6 a 10 dias</p> <p>6 <input type="checkbox"/> De 11 a 20 dias</p> <p>8 <input type="checkbox"/> Mais de 20 dias</p> <p>(siga 7a)</p> <p>2 ___ frequenta escola ou creche?</p> <p><b>0602</b></p> <p>2 <input type="checkbox"/> Sim (siga 2a)      4 <input type="checkbox"/> Não (passe ao 6)</p> <p>4 Quantas horas por dia, ___ permanece normalmente na escola ou creche?</p> <p>2 <input type="checkbox"/> Até 4 horas</p> <p>4 <input type="checkbox"/> Mais de 4 até 6 horas <b>1904</b></p> <p>6 <input type="checkbox"/> Mais de 6 horas</p> <p>(siga 5)</p>
---	--

## Evolução da cobertura do Bolsa Família (2004-2014)



## Cálculos do tempo na escola (2004-2006)

Tempo na Escola entre 2004 e 2006							
População Total							
Ano	Faixa Etária	População (contagem)	Tempo na Escola	Índice de Permanência na Escola	Índice de Matrícula	Índice de Presença	Índice de Jornada
2004	0 a 17 anos	60018193	<b>3,1026</b>	0,6205	0,7379	0,9403	0,8942
	0 a 6 anos	21701866	<b>1,7053</b>	0,3411	0,4016	0,9321	0,9117
	7 a 14 anos	27612601	<b>4,0713</b>	0,8143	0,9708	0,945	0,8874
	15 a 17 anos	10703726	<b>3,4367</b>	0,6873	0,8193	0,9338	0,8978
2006	0 a 17 anos	59000286	<b>3,2634</b>	0,6527	0,7581	0,952	0,9046
	0 a 6 anos	20640778	<b>1,8600</b>	0,372	0,4298	0,9393	0,9226
	7 a 14 anos	27969114	<b>4,1946</b>	0,8389	0,9766	0,9569	0,8977
	15 a 17 anos	10390394	<b>3,5446</b>	0,7089	0,8221	0,9497	0,9078
Variação de 2004 a 2006 (%)							
	0 a 17 anos	-1,70%	<b>5,18%</b>	5,19%	2,74%	1,24%	1,16%
	0 a 6 anos	-4,89%	<b>9,07%</b>	9,06%	7,02%	0,77%	1,20%
	7 a 14 anos	1,29%	<b>3,03%</b>	3,02%	0,60%	1,26%	1,16%
	15 a 17 anos	-2,93%	<b>3,14%</b>	3,14%	0,34%	1,70%	1,11%

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

Tempo na Escola por Rede de Ensino entre 2004 e 2006								
Grupo	Faixa Etária	Ano	População (contagem)	Tempo na Escola	Índice de Permanência na Escola	Índice de Matrícula	Índice de Presença	Índice de Jornada
Alunos Públicos	6 a 15 anos	2004	28486402	4,15	0,83	1,00	0,94	0,88
		2006	28843103	4,25	0,85	1,00	0,95	0,89
		<b>Variação (%)</b>	<b>1,25%</b>	<b>2,51%</b>	<b>2,51%</b>	-	<b>1,39%</b>	<b>1,12%</b>
Alunos Privados	6 a 15 anos	2004	4459705	4,43	0,89	1,00	0,96	0,92
		2006	4625637	4,49	0,90	1,00	0,97	0,93
		<b>Variação (%)</b>	<b>3,72%</b>	<b>1,45%</b>	<b>1,45%</b>	-	<b>0,31%</b>	<b>1,12%</b>

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

Tempo na Escola por Rede de Ensino entre 2004 e 2006									
Grupo	Ano	Faixa Etária	População (contagem)	Tempo na Escola	Índice de Permanência na Escola	Índice de Matrícula	Índice de Presença	Índice de Jornada	
Alunos Públicos	2006	16 (Inelegível Idade)	2305360	4,21	0,84	1,00	0,94	0,89	
		16 (Elegível Idade)	2539080	4,26	0,85	1,00	0,95	0,90	
	<b>Variação 2004-2006 (%)</b>			<b>-1,04%</b>	<b>2,67%</b>	<b>2,67%</b>	-	<b>1,93%</b>	<b>0,76%</b>
				<b>-2,12%</b>	<b>3,66%</b>	<b>3,66%</b>	-	<b>2,40%</b>	<b>1,19%</b>
Alunos Privados	2006	16 (Inelegível Idade)	380581	4,76	0,95	1,00	0,97	0,99	
		16 (Elegível Idade)	377981	4,75	0,95	1,00	0,97	0,98	
	<b>Variação 2004-2006 (%)</b>			<b>-6,67%</b>	<b>1,18%</b>	<b>1,18%</b>	-	<b>0,51%</b>	<b>0,72%</b>
				<b>-4,65%</b>	<b>3,16%</b>	<b>3,16%</b>	-	<b>0,42%</b>	<b>2,80%</b>

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

<b>Tempo na Escola (TPE)</b>									
<b>Quintil da Renda Familiar <i>per Capita</i></b>									
Percentual (%)	Ano	Faixa Etária	Grupo	População (contagem)	Tempo na Escola	Índice de Permanência na Escola *	Índice de Matrícula *	Índice de Presença *	Índice de Jornada *
1º	2004	6 a 15 anos	Alunos Públicos	10978294	4,03	0,8059	1	0,9344	0,8623
	2006			7956041	4,13	0,8264	1	0,9521	0,8678
2º	2004	6 a 15 anos	Alunos Públicos	7455940	4,17	0,8331	1	0,9395	0,8867
	2006			7337141	4,23	0,8468	1	0,9529	0,889
3º	2004	6 a 15 anos	Alunos Públicos	5329946	4,24	0,8476	1	0,9443	0,8977
	2006			6783381	4,30	0,8596	1	0,9543	0,9009
4º	2004	6 a 15 anos	Alunos Públicos	3369239	4,27	0,8547	1	0,9497	0,8999
	2006			4728009	4,36	0,8725	1	0,9556	0,9132
5º	2004	6 a 15 anos	Alunos Públicos	1352983	4,34	0,8676	1	0,9549	0,9088
	2006			2038531	4,37	0,8744	1	0,9543	0,9166

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

<b>Tempo na Escola (TPE)</b>									
<b>Quintil da Renda Familiar <i>per Capita</i></b>									
Percentual (%)	Ano	Faixa Etária	Grupo	População (contagem)	Tempo na Escola	Índice de Permanência na Escola *	Índice de Matrícula *	Índice de Presença *	Índice de Jornada *
1º	2004	6 a 15 anos	Alunos Privados	309568	4,21	0,8424	1	0,9537	0,8835
	2006			196153	4,36	0,8713	1	0,9586	0,9082
2º	2004	6 a 15 anos	Alunos Privados	432213	4,20	0,84	1	0,9568	0,8774
	2006			321251	4,22	0,8442	1	0,957	0,8817
3º	2004	6 a 15 anos	Alunos Privados	627994	4,26	0,8526	1	0,9634	0,8853
	2006			624242	4,29	0,8572	1	0,9657	0,8875
4º	2004	6 a 15 anos	Alunos Privados	1009847	4,40	0,8796	1	0,9645	0,9121
	2006			1030167	4,43	0,8857	1	0,9706	0,9125
5º	2004	6 a 15 anos	Alunos Privados	2080083	4,57	0,9146	1	0,9681	0,9447
	2006			2453824	4,62	0,9237	1	0,9687	0,9535

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

<b>Tempo na Escola (TPE)</b>									
<b>Quintil da Renda Familiar <i>per Capita</i></b>									
<b>Percentual (%)</b>	<b>Ano</b>	<b>Faixa Etária</b>	<b>Grupo</b>	<b>População (contagem)</b>	<b>Tempo na Escola</b>	<b>Índice de Permanência na Escola *</b>	<b>Índice de Matrícula *</b>	<b>Índice de Presença *</b>	<b>Índice de Jornada *</b>
<b>1°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Públicos	595929	3,96	0,792	1	0,9165	0,8635
	2006			394247	4,07	0,8136	1	0,942	0,8639
<b>2°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Públicos	569322	4,06	0,8126	1	0,9243	0,8794
	2006			479811	4,18	0,8357	1	0,9466	0,8826
<b>3°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Públicos	536491	4,14	0,8275	1	0,9286	0,8898
	2006			585643	4,19	0,8385	1	0,941	0,8904
<b>4°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Públicos	419815	4,22	0,8433	1	0,9359	0,9
	2006			554688	4,26	0,8527	1	0,9464	0,9008
<b>5°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Públicos	208042	4,27	0,8548	1	0,9348	0,9131
	2006			290971	4,38	0,877	1	0,9456	0,9257

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

<b>Tempo na Escola (TPE)</b>									
<b>Quintil da Renda Familiar <i>per Capita</i></b>									
<b>Percentual (%)</b>	<b>Ano</b>	<b>Faixa Etária</b>	<b>Grupo</b>	<b>População (contagem)</b>	<b>Tempo na Escola</b>	<b>Índice de Permanência na Escola *</b>	<b>Índice de Matrícula *</b>	<b>Índice de Presença *</b>	<b>Índice de Jornada *</b>
<b>1°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Privados	14904	4,49	0,8975	1	0,9341	0,9558
	2006			8752	4,64	0,9284	1	0,9664	0,9602
<b>2°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Privados	23546	4,57	0,9144	1	0,9388	0,9699
	2006			10841	4,66	0,9323	1	0,9704	0,9576
<b>3°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Privados	37529	4,56	0,9119	1	0,9685	0,9403
	2006			26853	4,42	0,8833	1	0,9607	0,9185
<b>4°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Privados	94885	4,55	0,9103	1	0,9613	0,9478
	2006			78626	4,63	0,9262	1	0,9658	0,9591
<b>5°</b>	2004	16 anos (Inelegível Idade)	Alunos Privados	236895	4,82	0,9645	1	0,9627	10,007
	2006			255509	4,85	0,9701	1	0,9656	10,043

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

<b>Tempo na Escola (TPE)</b>									
<b>Quintil da Renda Familiar <i>per Capita</i></b>									
<b>Percentual (%)</b>	<b>Ano</b>	<b>Faixa Etária</b>	<b>Grupo</b>	<b>População (contagem)</b>	<b>Tempo na Escola</b>	<b>Índice de Permanência na Escola *</b>	<b>Índice de Matrícula *</b>	<b>Índice de Presença *</b>	<b>Índice de Jornada *</b>
<b>1º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Públicos	770824	3,97	0,794	1	0,9189	0,8647
	2006			506984	4,12	0,8238	1	0,9443	0,8723
<b>2º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Públicos	645537	4,06	0,811	1	0,9165	0,8846
	2006			580142	4,20	0,8401	0,9994	0,9471	0,8869
<b>3º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Públicos	555476	4,19	0,838	1	0,9308	0,9009
	2006			654363	4,33	0,867	1	0,9526	0,9103
<b>4º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Públicos	415443	4,25	0,8509	1	0,9358	0,9088
	2006			513840	4,31	0,8619	1	0,9462	0,9108
<b>5º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Públicos	206859	4,32	0,8646	1	0,9507	0,9101
	2006			283751	4,39	0,8785	1	0,952	0,9219

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

<b>Tempo na Escola (TPE)</b>									
<b>Quintil da Renda Familiar <i>per Capita</i></b>									
<b>Percentual (%)</b>	<b>Ano</b>	<b>Faixa Etária</b>	<b>Grupo</b>	<b>População (contagem)</b>	<b>Tempo na Escola</b>	<b>Índice de Permanência na Escola *</b>	<b>Índice de Matrícula *</b>	<b>Índice de Presença *</b>	<b>Índice de Jornada *</b>
<b>1º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Privados	12472	4,56	0,9112	1	0,9842	0,9253
	2006			14543	4,79	0,9573	1	0,9721	0,9852
<b>2º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Privados	20888	4,33	0,866	1	0,9357	0,9235
	2006			13378	4,59	0,9175	1	0,9456	0,9711
<b>3º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Privados	43314	4,42	0,8839	1	0,9628	0,9173
	2006			20992	4,36	0,8722	1	0,9535	0,9164
<b>4º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Privados	85074	4,63	0,9269	1	0,9622	0,9621
	2006			64154	4,68	0,9368	1	0,9746	0,9611
<b>5º</b>	2004	16 anos (Elegível Idade)	Alunos Privados	234676	4,66	0,9311	1	0,9638	0,9656
	2006			264914	4,80	0,9607	1	0,9663	0,9939

Fonte: FGV Social/CPS a partir dos microdados da PNAD/IBGE

## Apêndice B

Este Apêndice tem o intuito de apresentar os modelos estatísticos utilizados ao longo do trabalho para os leitores familiarizados com a linguagem técnica. Além disso, para os que estiverem interessados, disponibilizamos as regressões cruas que serviram como insumo para a análise de impacto do Bolsa Família sobre o tempo na escola. Porém, é preciso salientar que o material é longo, envolvendo mais de 400 páginas de material bruto disponíveis no link a seguir:

[http://compaso.com.br/docs/APENDICE\\_B.pdf](http://compaso.com.br/docs/APENDICE_B.pdf)

### Apresentação dos Modelos:

Definimos variáveis categóricas como aquelas variáveis que podem ser mensurados usando apenas um número limitado de valores ou categorias. Esta definição distingue variáveis categóricas de variáveis contínuas, as quais, em princípio, podem assumir um número infinito de valores. Muitas variáveis de interesse para cientistas sociais são claramente categóricas, entre as quais podemos destacar raça, gênero, estado civil, emprego, nascimento, e morte.

Esse método é utilizado para estudar variáveis dummies que são aquelas que são compostas apenas por duas opções de eventos, como “sim” ou “não”. Por exemplo:

Seja  $Y$  uma variável aleatória dummy definida como:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{se a pessoa está matriculada} \\ 0 & \text{se a pessoa não está matriculada} \end{cases}$$

Onde cada  $Y_i$  tem distribuição de Bernoulli, cuja função de distribuição de probabilidade é dada por;

$$P(y|p) = p^y (1-p)^{1-y}$$

Onde:

$y$  identifica o evento ocorrido

$p$  é a probabilidade de sucesso para a ocorrência do evento

Como se trata de uma sequência de eventos com distribuição de Bernoulli, a soma do número de sucessos ou fracassos neste experimento terá distribuição Binomial de parâmetros  $n$  (número de observações) e  $p$  (probabilidade de sucesso). A função de distribuição de probabilidade da Binomial é dada por;

$$P(y | n, p) = \binom{n}{y} p^y (1-p)^{1-y}$$

A transformação logística pode ser interpretada como sendo o logaritmo da razão de probabilidades, sucesso versus fracasso, onde a regressão logística nos dará uma ideia do risco de uma pessoa obter crédito dado o efeito de algumas variáveis explicativas que serão introduzidas mais à frente.

A função de ligação deste modelo linear generalizado é dada pela seguinte equação:

$$\eta_i = \log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}$$

Onde a probabilidade  $p_i$  é dada por:

$$p_i = \frac{\exp\left(\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}\right)}{1 + \exp\left(\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}\right)}$$

### Modelo Logit Multinomial<sup>25</sup>

Muitos estudos de relevância social são mensurados através de variáveis qualitativas não ordenadas. Por exemplo, sociólogos e economistas estão interessados na composição da força de trabalho (empregados, desempregados); cientistas políticos em afiliações partidárias (direita, esquerda); geógrafos e demógrafos nas regiões de residência (Nordeste, Norte, Sul, etc.).

---

<sup>25</sup> Esta seção baseia-se no livro *Statistical Methods for Categorical Data Analysis* – Daniel A Powers, Yu Xie – capítulo 7.

É um dos muitos métodos utilizado para analisar variáveis de resposta categórica não ordenada ou ordenada (onde há hierarquia numérica entre as categorias) nas pesquisas de ciências sociais. Podemos citar algumas razões para esta popularidade: tal modelo é uma generalização do modelo logit binomial; é equivalente para o modelo log-linear com dados agrupados e; estão disponíveis no mercado de vários softwares estatísticos para o ajuste destes modelos.

Quando dizemos que uma variável é não ordenada, dizemos que cada categoria é única em comparação com outras categorias.

Para o resultado da variável ( $y$ ) com  $J$  categorias ( $j=1, \dots, J$ ), vejamos a diferença da  $j$ -ésima ( $j>1$ ) categoria com a primeira ou a categoria base, derivando a base logit para a  $j$ -ésima categoria:

$$B_j = \log \left[ \frac{P(y = j)}{P(y = 1)} \right] = \log \left( \frac{p_j}{p_1} \right), j = 2, \dots, J \longrightarrow (1)$$

Onde  $p_j$  e  $p_1$  denotam as probabilidades da  $j$ -ésima e primeira categoria. A escolha do uso da primeira categoria como base foi arbitrária.

Alguma outra categoria poderia ser usada como base. Na transformação da estrutura, nós podemos retornar a base do logit especificado na Eq. (1) como função linear de  $x$ . Contudo, é necessário especificar a categoria de contraste (isto é  $j$ ) como também a categoria base (1 neste caso) quando modelamos resultados qualitativos não ordenados. Existe  $J-1$  bases não redundantes para resultados de variáveis com  $J$  categorias.

Agora consideramos o caso de termos apenas uma variável independente  $x$  com um número limitado de categorias ( $x=1, \dots, I$ ). Este caso é equivalente a tabela de contingência, cada valor  $x$  ( $x=i$ ), a base é:

$$\log \left[ \frac{P(y = j / x = i)}{P(y = 1 / x = i)} \right] = \log \left[ \frac{p_{ij}}{p_{i1}} \right] = B_{ij} \longrightarrow (2)$$

Considerando neste contexto temos especificado um modelo saturado, a estimação da Eq (2) pode ser obtida como:

$$\log \left[ \frac{F_{ij}}{F_{i1}} \right] = \log \left[ \frac{f_{ij}}{f_{i1}} \right], \longrightarrow (3)$$

Onde  $f_{ij}$  e  $F_{ij}$ , são as frequências observada e esperada na  $i$ -ésima linha e  $j$ -ésima coluna para a classificação da tabela  $X \times Y$ . Nós podemos facilmente rescrever o resultado na forma de Modelo Linear Generalizado:

$$B_{ij} = \sum_{i=1}^I \log\left(\frac{F_{ij}}{F_{i1}}\right) I(x=i) \longrightarrow (4)$$

Onde  $I(\cdot)$  é a função indicadora,  $I=1$  se verdadeira, 0, caso contrário. Com variável dummy codificando e a primeira categoria como referência, Eq. (4) é usualmente escrita como:

$$B_{ij} = \alpha_j \sum_{i=1}^I \beta_{ij} \cdot I(x=i), x > 1, \longrightarrow (5)$$

Onde  $\alpha_j$  é a base para  $x=1$ , e  $\beta_{ij}$  é a diferença na base entre  $x=i$  e  $x=1$ . Nesse caso simples,  $\alpha_j$  e  $\beta_{ij}$  podem ser estimados separadamente para todo  $i$  e  $j$ . Estimções simultâneas resultarão num modelo equivalente neste caso. Para outros modelos do que o modelo saturado, separar e estimar simultaneamente em geral gera resultados diferentes.

#### Modelo Logit Multinomial Padrão:

Vejam agora a uma situação mais geral com dados individuais e mudanças na notação dado que  $i$  agora represente o  $i$ -ésimo indivíduo. Seja  $y_i$  uma variável com resultados politômicos com categorias codificadas por 1, ..., J. Associando com cada categoria é uma probabilidade de resposta,  $(\pi_{i1}, \pi_{i2}, \dots, \pi_{iJ})$  representam a chance do  $i$ -ésimo respondente numa categoria particular.

Como no caso de resultados binários, assumimos a presença de um vetor que mede características dos respondentes,  $x_i$  (incluindo 1 como o primeiro elemento), como preditores das probabilidades respondente.

Utilizando a notação da função índice, a resposta para a probabilidade depende de transformações não lineares da função linear  $\ln \pi_{ij} = \sum_{k=0}^K \beta_{jk} x_{ik}$ , onde  $k$  é o

número de preditores (na notação o primeiro parâmetro B0 é o termo de intercepto, o mesmo alfa da eq. 8). É importante notar que, os casos para modelo binomial logit, os parâmetros no modelo multinomial logit apresentam vários resultados categóricos.

O modelo multinomial logit pode ser visto como uma extensão do modelo binário logit, expresso pela eq. 2 e 3, situações em que o resultado das variáveis tem múltiplas categorias não ordenadas. Por exemplo, no caso de três categorias (J=3), nós podemos escrever as probabilidades:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = 1 / x_i) &= P_{i1} = \frac{1}{1 + \exp(x_i' \beta_{12}) + \exp(x_i' \beta_{13})}, \\ \Pr(y_i = 2 / x_i) &= P_{i2} = \frac{\exp(x_i' \beta_2)}{1 + \exp(x_i' \beta_{22}) + \exp(x_i' \beta_{23})}, \\ \Pr(y_i = 3 / x_i) &= P_{i3} = \frac{\exp(x_i' \beta_3)}{1 + \exp(x_i' \beta_{32}) + \exp(x_i' \beta_{33})}, \end{aligned}$$

Onde  $\beta_2$  e  $\beta_3$  denotam os efeitos das covariáveis especificadas para a segunda e terceira categorias de resposta com a primeira categoria usada como referência. Note que a equação  $P_{i1}$  é derivada do contraste entre a soma das três probabilidades que é 1. Isto é,  $P_{i1} = 1 - (P_{i2} + P_{i3})$ , onde  $y_i = 1$  define a base.

As probabilidades da equação acima podem ser expressas em termos da função exponencial dos termos lineares  $\eta_{ij} = \exp(x_i' \beta_j)$ :

$$\begin{aligned} P_{i1} &= \frac{\eta_{i1}}{\eta_{i1} + \eta_{i2} + \eta_{i3}}, \\ P_{i2} &= \frac{\eta_{i2}}{\eta_{i1} + \eta_{i2} + \eta_{i3}}, \longrightarrow (10) \\ P_{i3} &= \frac{\eta_{i3}}{\eta_{i1} + \eta_{i2} + \eta_{i3}}, \end{aligned}$$

Estimação:

A estimação é obtida iterativamente usando máxima verossimilhança. É conveniente definir um conjunto de J variáveis dummy:  $d_{ij}=1$  se  $y_i=j$  e 0 caso contrário. Este resultado em um e apenas um  $d_{ij}=1$  para cada observação. O log da verossimilhança é:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \log P_{ij} \longrightarrow (13)$$

Interpretando os resultados de um Modelo Logit Multinomial - Vantagem e Razão de Vantagem:

Uma importante parte do modelo multinomial somente como elas são em respostas binárias e modelos loglineares. Na estrutura modelo multinomial logit, a vantagem entre categorias j e 1 é dada por i simplesmente:

$$\frac{P_{ij}}{P_{i1}} = \frac{\eta_{ij}}{\eta_{i1}} = \exp(x_i' \beta_j) \longrightarrow j = 2, \dots, J \longrightarrow (14)$$

O log da vantagem, ou logit, está na função linear de  $x_i$ .