



Determinantes do consumo da merenda escolar no Brasil: análise dos dados da PNAD de 2004 e 2006

Rodolfo Hoffmann¹

O objetivo deste trabalho é avaliar os efeitos de diversos fatores na probabilidade de um aluno consumir a alimentação servida na escola ("merenda escolar"), em unidades de ensino público (primeiro grau) que oferecem merenda. São utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, de 2004 e 2006, que adotou questionário suplementar com questões sobre educação e acesso à alimentação para moradores com até 17 anos de idade. Para alunos de escolas públicas de 1º grau, a proporção que frequenta escolas que oferecem merenda passou de 92,9% em 2004 para 96,7% em 2006. Ao mesmo tempo, nas escolas que oferecem merenda, a proporção de alunos que normalmente comem a merenda diminuiu de 84,0% para 82,0%. Os modelos de lógite estimados mostram que a probabilidade de consumo da merenda escolar é maior para residentes na área rural e decresce com a idade e com o aumento da renda. Essa probabilidade é maior para pretos e pardos do que para os brancos, sendo que a diferença de comportamento associada à cor é mais forte para meninos do que para meninas.

Palavras-chave: merenda escolar, Brasil, consumo da merenda.

Determinants of the consumption of the school meal in Brazil

This paper analyzes the determinants of the probability that a student eats the meal offered in public primary schools in Brazil. Basic data are from national household sampling surveys, of 2004 and 2006. Among students of primary public schools, the proportion attending schools that offered the meal increased from 92.9% in 2004 to 96.7% in 2006. In the same period the proportion of these students who informed that usually they ate the offered meal decreased from 84.0% to 82.0%. The estimated logit models show that the probability that a student eats the school meal if greater for those living in rural areas and decreases with his age and with his household *per capita* income. It shows, also, that this probability is greater for blacks and browns, in comparison to whites, and that this "skin color effect" is stronger for boys than for girls.

Key-words: school meal consumption, Brazil.

_

¹ Professor – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) e Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Correspondência: Rua Pitágoras, 353, CEP 13083-857, Campinas, SP. E-mails: rhoffman@eco.unicamp.br; hoffmann@usp.br.

INTRODUÇÃO

O Programa Nacional de Alimentação Escolar – PNAE (merenda escolar) destaca-se por vigorar por mais de meio século. Ao longo de sua existência, sem sofrer descontinuidade, ele foi submetido a diversas alterações: inicialmente o objetivo principal era o combate à desnutrição e à evasão escolar e hoje visa garantir a alimentação escolar que, conforme a Constituição de 1988, é um dever do Estado e um direito do educando.

Desde a sua criação até meados da década de 90 o PNAE foi administrado de forma centralizada, na qual o órgão gerenciador planejava os cardápios, adquiria os gêneros por processo licitatório, contratava laboratórios especializados para efetuar o controle de qualidade e responsabilizava-se pela distribuição dos alimentos em todo o território nacional [1].

Com a descentralização administrativa do PNAE, ocorrida em 1994, por meio da Lei nº 8.913, os recursos financeiros passaram, por meio da celebração de convênios, a ser enviados aos estados e municípios, delegando-se a estes a competência para a operacionalização do programa. Desde 1998, a transferência dos recursos para a aquisição exclusiva de gêneros alimentícios tem sido feita de forma direta, sem a necessidade de convênios, pelo Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação – FNDE, às entidades executoras do Programa.

decorrência Em da descentralização, expressivas alterações foram sendo identificadas e continuam repercutindo sobre a operacionalização do programa, que podem refletir na melhoria de seu desempenho, tais como: planejamento das aquisições dos gêneros alimentícios viabilizado pela transferência de forma sistemática dos recursos financeiros; possibilidade de utilização de maior volume de produtos básicos in natura, em substituição aos alimentos formulados; aquisição de alimentos da região, favorecendo a economia local e reduzindo custos de transporte dos gêneros; e implantação de produção alternativa de alimentos [2,3].

Mais recentemente, houve a sanção da Lei nº 11.947, de 16 de junho de 2009, que trouxe novos avanços para o PNAE, como a extensão do programa para toda a rede pública de educação básica, incluindo a educação de jovens e adultos.

Em 2010 o FNDE investiu mais de R\$ 3 bilhões para atender 45,6 milhões de estudantes da educação básica e de jovens adultos, matriculados em escolas públicas e filantrópicas. Em 2006, último ano em que foram obtidos dados sobre o tema na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o PNAE visou o atendimento de 36,3 milhões de alunos [4].

Um número substancial de alunos não consome a merenda. O objetivo principal deste trabalho é analisar os fatores associados ao fato de o aluno consumir ou não a merenda escolar, utilizando dados da PNAD de 2004 e 2006.

A PNAD é realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), visando a obtenção de informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do país. Na PNAD de 2004 e também na de 2006 o questionário incluiu questões complementares sobre educação e acesso à merenda escolar para moradores com até 17 anos de idade. Os meses de referência dessas pesquisas foram setembro de 2004 e setembro de 2006, quando o salário mínimo era de R\$ 260,00 e R\$ 350,00, respectivamente.

Um estudo baseado em dados secundários fica obviamente limitado aos dados disponíveis, que nunca incluem todas as variáveis que o pesquisador quer analisar. A probabilidade de um aluno comer a merenda certamente é afetada, por exemplo, pela qualidade da alimentação oferecida, uma variável que não está disponível nos dados da PNAD (e que, evidentemente, seria muito difícil para o IBGE obter). Por outro lado, é uma vantagem usar uma amostra que abrange todo o Brasil, permitindo captar diferenças regionais. O grande tamanho da amostra e a enorme variabilidade de algumas variáveis (como o nível de renda dos domicílios) certamente permitem avaliar relações e efeitos que dificilmente são detectados com base em amostras de dados primários, usualmente muito menores.

CRIANÇAS E JOVENS ESTUDANTES EM CRECHES E ESCOLAS DA REDE PÚBLICA OU PARTICULAR

No arquivo de microdados da PNAD, o IBGE fornece, para cada pessoa da amostra, um peso ou fator de expansão que indica o número de pessoas da população correspondentes a cada observação da amostra. Todos os resultados apresentados neste artigo são obtidos por meio de análise estatística com ponderação por esse fator de expansão.

De acordo com a PNAD, o número de pessoas no Brasil com até 17 anos de idade frequentando escola ou creche, excluindo os de curso superior, era 44.296 mil em 2004 e 44.729 mil em 2006. Limitando a análise aos residentes em domicílios particulares permanentes com declaração da renda domiciliar² e com informação sobre a natureza pública ou particular da escola ou creche e sobre a oferta ou não de merenda, fica-se, na PNAD de 2004, com uma amostra de 96.027 pessoas, correspondendo a 43.276 mil crianças e jovens estudantes. Para a PNAD de 2006 os números correspondentes são 97.255 pessoas na amostra e 43.842 mil na população.

Nesses conjuntos da população, a proporção de sexo masculino é 50,7% em 2004 e 50,8% em 2006. A distribuição regional muda um pouco. A participação do Norte cresce de 9,0% para 9,3%, a do Nordeste aumenta de 30,5% para 30,8%, a do Sudeste cai de 39,8% para 39,2% (a do Estado de São Paulo diminui de 20,6% para 20,3%) e a do Sul diminui de 13,8% para 13,6%.

Nos dois anos a rede pública fica com cerca de 84% desse contingente de crianças e jovens estudantes, e os demais 16% frequentam creches e escolas particulares. Há enorme diferença no valor médio da Renda Domiciliar Per Capita (RDPC), que é 3,8 vezes maior para os da rede particular (em 2006 a RDPC média é R\$ 235 para os da rede pública e R\$ 888 para os da rede particular). No caso das crianças e jovens estudantes da rede pública, em 2006 nada menos que 52,5% pertencem a domicílios cuja RDPC não supera meio salário mínimo (R\$ 175) e apenas 1,3% pertencem a domicílios cuja RDPC supera 3 salários mínimos (R\$ 1.050). Para as crianças e jovens estudantes da rede particular essas porcentagens, no mesmo ano, são, respectivamente, 11,7% e 25,6%. Verifica-se, também, que a média da idade é mais alta na rede pública (10,6 anos em 2006) do que na rede particular (9,0 anos). A oferta de merenda na creche ou escola é muito mais frequente na rede pública

Em 2004, do total de 43.276 mil crianças e jovens estudantes, 29.943 mil são alunos do 1º grau, sendo 26.500 mil alunos de escolas públicas e 3.443 mil de escolas particulares. Em 2006, do total de 43.842 mil estudantes, 30.382 mil cursam o 1º grau: 26.740 mil em escolas públicas e 3.642 mil em escolas particulares.

Para possibilitar comparações, os valores de renda declarados na PNAD de 2004 foram expressos na mesma moeda (Reais de setembro-outubro de 2006)³. Verifica-se que o valor real da média da RDPC dos alunos de escolas públicas de 1º grau cresceu 13,6% de 2004 a 2006.

A Tabela 1 mostra, tanto para 2004 como para 2006, a proporção de alunos das escolas públicas de 1º grau que informaram que a escola oferece, normalmente, merenda escolar, conforme região do país, situação do domicílio e estratos de RDPC. Notese que os estratos de RDPC foram delimitados com base em frações ou múltiplos do salário mínimo vigente no mês de referência (setembro) da PNAD de 2006 (R\$ 350).

De acordo com informações obtidas nos domicílios dos alunos de escolas públicas de 1º grau, a proporção que frequenta escola que normalmente oferece merenda cresce de 92,9% em 2004 para 96,7% em 2006. Isso significa que nesse período de apenas 2 anos, a proporção em escolas que não oferecem merenda cai a menos da metade (de 7,1% para 3,3%).

Observa-se, na Tabela 1, que o aumento na proporção de alunos em escolas que oferecem merenda entre 2004 e 2006 ocorre em todas as regiões do país, sendo mais intenso no Nordeste. É claro que o aumento é mais difícil onde a proporção já está próxima de 100% (como ocorre no Estado de São Paulo). Verifica-se, também, que o aumento daquela proporção é maior nas áreas rurais e menor nas áreas metropolitanas.

^{(92,4%} dos alunos em 2006) do que na rede particular (8,2% dos alunos).

² Como o rendimento domiciliar *per capita* é calculado excluindo os residentes cuja condição no domicílio é de pensionista, empregado doméstico e parente de empregado doméstico, essas categorias também foram excluídas da amostra analisada nesta seção e nas seguintes.

³ Conforme procedimento consagrado para correção monetária de rendimentos declarados na PNAD, os valores correntes de 2004 foram multiplicados por 1,081413, que é a razão entre médias geométricas, em 2006 e 2004, dos valores do INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) em setembro e outubro.

Tabela 1. Número de alunos de escolas públicas do 1º grau conforme região, situação do domicílio, área e estratos de renda domiciliar *per capita* (RDPC) e proporção que informou que a escola oferece normalmente merenda escolar. Brasil, 2004 e 2006.

		2004		2006	
	Categoria	Número de alunos (1000)	% cuja escola oferece merenda	Número de alunos (1000)	% cuja escola oferece merenda
Brasil		26.500	92,9	26.740	96,7
Região	Norte	2.727	92,6	2.810	96,3
	Nordeste	8.393	84,9	8.502	93,9
	MG+ES+RJ	4.839	97,3	4.804	98,4
	SP	4.892	97,8	4.974	98,4
	Sul	3.766	97,2	3.724	98,3
	Centro-Oeste	1.883	96,7	1.924	98,0
Situação d	lo domicílio				
	Urbano	20.428	94,0	20.638	97,0
	Rural	6.072	89,2	6.101	95,9
Área Me	etropolitana	6.723	95,7	6.755	97,2
Ur	bana não-metropolitana	14.026	93,3	14.239	96,9
Ru	ıral não-metropolitana	5.751	88,8	5.745	95,7
RDPC (R	\$) – até 87,5	8.003	89,8	6.237	96,1
	Mais de 87,5 a 175	8.480	93,5	8.487	96,8
	Mais de 175 a 350	6.549	95,1	7.774	97,1
	Mais de 350 a 700	2.728	95,3	3.326	97,1
	Mais de 700 a 1.050	483	93,9	609	95,1
	Mais de 1.050 a 1.300	123	92,0	130	94,5
	Mais de 1.300 a 2.600	117	88,3	155	95,5
	Mais de 2.600	17	94,5	20	85,6

Utilizando dados da Pesquisa sobre Padrões de Vida de 1996/1997, realizada nas regiões Sudeste e Nordeste do Brasil, Burlandy e Anjos [5] verificaram que das crianças de 7 a 10 anos matriculadas em públicas, 87,4% escolas frequentavam estabelecimentos que ofereciam refeição gratuita, sendo 77,9% no Nordeste, 93,7% no Sudeste, 77,9% na área rural e 90,7% na área urbana. Embora não seja considerada a mesma faixa etária, os dados mais recentes apresentados na Tabela 1 indicam que houve substancial aumento da cobertura e grande redução das diferenças desfavoráveis à região mais pobre (Nordeste) e à área rural.

ALUNOS DE ESCOLAS PÚBLICAS DE PRIMEIRO GRAU QUE OFERECEM MERENDA

Nesta seção serão considerados apenas os alunos de escolas públicas de primeiro grau que oferecem merenda, uma vez que se pretende avaliar os fatores que condicionam o fato de o aluno normalmente comer ou não a merenda.

Foram excluídos os alunos que não declararam se normalmente comiam ou não a merenda. Uma vez que a cor do aluno será considerada como um dos condicionantes do fato de ele comer ou não a merenda, foram excluídos os sem declaração de cor e os indígenas, tendo em vista o pequeno número de observações e suas características especiais.

Considerando todas as restrições mencionadas até aqui, a amostra de 2004 fica com 54.673 observações, correspondendo a uma população de 24.596 mil alunos. Para 2006 a amostra fica com 57.094 observações, representando uma população de 25.800 mil alunos.

A Tabela 2 mostra a distribuição desses alunos conforme vários critérios, apresentando, em cada caso, a porcentagem que normalmente come a merenda oferecida na escola. Conforme as informações obtidas nos domicílios, a proporção de alunos que normalmente come a merenda se reduz de 84,0% em 2004 para 82,0% em 2006.

Verifica-se, na Tabela 2, que a porcentagem de alunos que normalmente consomem a merenda:

- a) é maior para os meninos do que para as meninas;
- b) é maior nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, e menor no Estado de São Paulo;
- c) tende a diminuir com a idade, mais intensamente até os 14 anos;
- d) é maior para pretos e pardos do que para brancos e amarelos;
- e) é maior para os residentes na área rural do que para os residentes em área urbana;
- f) é menor nas áreas metropolitanas do que nas áreas urbanas não-metropolitanas;
- g) tende a diminuir com o aumento da RDPC.

Algumas dessas relações já foram observadas em estudos anteriores, usando outras fontes de dados. Sturion *et al.* [6] constatam, em uma amostra nacional de 2.678 alunos, que o consumo da merenda decresce com a idade, com a renda familiar *per capita* e com o IMC (Índice de Massa Corporal) do aluno, sendo maior para meninos do que para meninas. São mencionados resultados anteriores de Silva *et al.* [7].

O MODELO DE LÓGITE PARA A PROBABILIDADE DE COMER A MERENDA

Quando cada fator é analisado separadamente, não é possível avaliar o efeito específico de cada um deles. Por exemplo, o fato de a proporção que come a merenda ser maior para pretos e pardos do que para brancos pode ser devido ao efeito da RDPC e sua associação com cor, pois a RDPC média dos brancos é substancialmente maior do que a dos pretos e pardos⁴.

⁴ Em 2006, nas escolas públicas de 1º grau, o valor médio da RDPC de alunos brancos, pretos e pardos é, respectivamente, R\$ 286,2, R\$ 194,9 e R\$ 175.7

Tabela 2. Número de alunos de escolas públicas de 1º grau que oferecem merenda conforme sexo, região, idade, cor, situação do domicílio, área e estratos de renda domiciliar *per capita* (RDPC) e proporção desses alunos que normalmente come a merenda. Brasil, 2004 e 2006.

		20	2004		2006	
	Categoria	Número de alunos (1000)	% que come a merenda	Número de alunos (1000)	% que come a merenda	
Brasil – total		24.596	84,0	25.800	82,0	
Sexo	masculino	12.643	85, 0	13.314	83,2	
	feminino	11.953	82,9	12.486	80,7	
Região	Norte	2.522	88,4	2.698	89,3	
	Nordeste	7.119	88,7	7.970	87,1	
	MG+ES+RJ	4.704	82,2	4.720	77,4	
	SP	4.777	77,3	4.885	74,3	
	Sul	3.658	80,4	3.651	78,9	
	Centro-Oeste	1.815	89,0	1.876	87,6	
Idade	5 a 10 anos	11.394	88,6	11.673	87,2	
	11 a 12 anos	5.411	83,5	5.990	82,1	
	13 a 14 anos	4.876	77,4	5.294	75,0	
	15 a 17 anos	2.915	78,0	2.843	73,3	
Cor	Branco	10.779	80,3	10.487	77,5	
	Preto	1.303	86,7	1.678	85,2	
	Pardo	12.476	87,0	13.573	85,1	
	Amarelo	38	75, 0	61	81,7	
Situação	do domicilio Urbano	19.184	81,6	19.966	79,2	
	Rural	5.412	92,4	5.834	91,5	
Área l	Metropolitana	6.417	79,5	6.544	75,4	
1	Urbana não-metropolitana	13.079	82,8	13.771	81,2	
]	Rural não-metropolitana	5.100	92,8	5.486	91,9	
RDPC (I	R\$) – até 87,5	7.177	92,0	5.972	91,3	
	Mais de 87,5 a 175	7.918	86,4	8.198	85,7	
	Mais de 175 a 350	6.219	79,3	7.534	78,0	
	Mais de 350 a 700	2.596	71,4	3.230	70,2	
	Mais de 700 a 1.050	453	63,4	578	64,1	
	Mais de 1.050 a 1.300	113	59,3	122	54,6	
	Mais de 1.300 a 2.600	103	58,1	148	55,6	
	Mais de 2.600	16	75,7	17	48,0	

Para obter o efeito direto de um fator é necessário controlar o efeito dos demais. Isso pode se feito com um modelo de lógite⁵.

Seja P_i a probabilidade de o *i*-ésimo aluno da amostra comer normalmente a merenda e sejam x_{hi} , com h=1,...,k, as k variáveis explanatórias que serão consideradas. Então o modelo de lógite para aquela probabilidade pode ser representado por

$$P_i = \frac{1}{1 + \exp(-y_i)}$$

com

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + ... + \beta_k x_{ki}$$

ou, alternativamente,

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

Inicialmente o modelo de lógite foi estimado separadamente com os dados de 2004 e 2006. Como os resultados são similares, tendo em vista uma apresentação mais concisa, optou-se por estimar o modelo agregando os dados dos 2 anos. No caso do modelo cujos resultados são apresentados na Tabela 3, todas as variáveis explanatórias são variáveis binárias, que assumem valor 0 (zero) para uma categoria do fator adotada como base e assumem valor 1 para uma outra categoria.

- a) Há uma variável explanatória binária para distinguir 2006 de 2004; essa variável assume valor zero para as observações de 2004 e valor 1 para as observações de 2006.
- b) Há 3 variáveis binárias que captam o efeito de pertencer a diferentes faixas de idade, em comparação com os alunos com 5 a 10 anos de idade, que é a categoria adotada como base.

- c) São utilizadas 7 variáveis binárias para distinguir 8 estratos de RDPC, adotando como base o estrato mais pobre, cuja RDPC não ultrapassa R\$ 87,5, o que corresponde a ½ do salário mínimo vigente em setembro de 2006.
- d) Uma variável binária capta o efeito de ser do sexo feminino.
- e) Duas variáveis binárias distinguem pretos ou pardos e amarelos dos brancos. Pretos e pardos foram agregados em uma única categoria, pois análises preliminares mostraram que não havia diferença substancial entre eles no que se refere ao efeito da cor sobre a probabilidade de comer a merenda.
- f) São utilizadas 5 variáveis binárias para distinguir 6 regiões do país, adotando como base a região formada por Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro.
- g) Uma variável binária capta o efeito de o aluno residir em área urbana (incluindo as áreas metropolitanas e as áreas urbanas não-metropolitanas), em comparação com a residência em áreas rurais não-metropolitanas.
- h) Outra variável binária assume valor 1 apenas quando o aluno reside em área metropolitana⁶, permitindo captar o efeito de residir em área metropolitana em comparação com áreas urbanas nãometropolitanas.

Os resultados da estimação do modelo de lógite apresentados na Tabela 3 mostram que a probabilidade de o aluno comer a merenda em 2006 é mais baixa do que em 2004, mesmo controlando o efeito de todas as demais variáveis incluídas no modelo. Mostram, também, como essa probabilidade tende a cair com o aumento da idade.

Em relação ao efeito da RDPC, o modelo de lógite confirma a substancial redução na probabilidade de comer a merenda com o crescimento da renda já observada na Tabela 2, especialmente até o estrato de mais de 1.050 a 1.300 reais *per capita*.

⁵ Modelos de lógite foram usados por Sturion *et al.* ^[6] com a mesma finalidade. As variáveis explanatórias usadas não são as mesmas, mas para as variáveis comuns o sentido dos efeitos estimados é sempre igual ao dos obtidos neste artigo. Uma vez que aqui é usada uma amostra muito maior, as estimativas dos efeitos são mais precisas.

⁶ Trata-se das áreas metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre e do Distrito Federal.

Tabela 3. Modelo de lógite para a probabilidade de um aluno de escola pública de 1º grau que oferece merenda comer a merenda. Brasil, 2004 e 2006.

Variável		Estimativa do parâmetro	Estimativa do desvio-padrão	Probabilidade Caudal (1)	Odds ratio
Intercepto		3,1923	0,0410	*	-
Ano de 2006		-0,1057	0,0167	*	0,900
Idade (2) 11 a 12		-0,4202	0,0221	*	0,657
	13 a 14	-0,8143	0,0214	*	0,443
15 a 17		-1,0379	0,0260	*	0,354
RDPC (3)	(87,5; 175]	-0,4288	0,0270	*	0,651
	(175; 350]	-0,8285	0,0274	*	0,437
	(350; 700]	-1,1802	0,0316	*	0,307
	(700; 1.050]	-1,4979	0,0512	*	0,224
	(1.050; 1.300]	-1,7404	0,0944	*	0,175
	(1.300; 2.600]	-1,7887	0,0918	*	0,167
	> 2.600	-1,6701	0,2457	*	0,188
Sexo feminino		-0,1991	0,0166	*	0,819
Cor (4): preto ou pardo		0,2174	0,0184	*	1,243
amarelo		0,0563	0,1748	74,7%	1,058
Região (5):	Norte	0,4404	0,0359	*	1,553
	Nordeste	0,1731	0,0261	*	1,189
	SP	-0,0461	0,0249	6,4%	0,955
	Sul	0,1087	0,0279	*	1,115
	Centro-Oeste	0,6593	0,0398	*	1,933
Urbana (6) (inclui metropolitana)		-0,7166	0,0280	*	0,488
Metropolitana		-0,1692	0,0189	*	0,844

⁽¹⁾ Probabilidade caudal do teste da hipótese de nulidade do parâmetro. O asterisco assinala os casos em que essa probabilidade é inferior a 0,1%.

⁽²⁾ A base é a faixa de 5 a 10 anos de idade.

⁽³⁾ Estratos de renda domiciliar per capita, delimitados em R\$ correntes, adotando como base o estrato com RDPC ≤ R\$ 87,5.

⁽⁴⁾ Os brancos constituem a base.

 $^{^{(5)}}$ A base é a região MG + ES + RJ.

⁽⁶⁾ A base é a área rural não-metropolitana.

Confirma-se, também, que a probabilidade de comer a merenda é menor para meninas do que para meninos.

Mesmo após controlar o efeito da RDPC e das demais variáveis explanatórias consideradas, há diferenças estatisticamente significativas associadas às regiões do país, destacando-se a maior probabilidade de comer a merenda no Centro-Oeste e no Norte.

Foi visto, na Tabela 2, que a proporção de alunos que comem a merenda é maior para pretos e pardos do que para brancos. Haveria a possibilidade de esse efeito da cor ser causado, indiretamente, pelo fato de pretos e pardos terem, em média, RDPC mais baixa. Entretanto, os resultados da estimação do modelo de lógite indicam que, mesmo depois de controlado o efeito das demais variáveis explanatórias, há um efeito positivo e estatisticamente significativo associado à categoria "preto ou pardo". Tentando explicar esse fenômeno, cabe lembrar que os costumes alimentares integram a cultura de qualquer agrupamento humano. É claro que tais diferenças costumes alimentares) (nos são parte relevante das diferenças regionais assinaladas anteriormente.

É interessante utilizar o modelo apresentado na Tabela 3 para calcular a estimativa da probabilidade de um aluno comer a merenda em diversas situações e calcular a mudança nessa probabilidade quando ocorre uma mudança de categoria para os vários fatores analisados.

Como base de comparação considera-se um menino, em 2004, com 11 a 12 anos de idade, branco, residente em área urbana não-metropolitana da região formada por MG, ES e RJ e cuja RDPC pertence ao estrato de mais de R\$ 87,5 a R\$ 175. Nessa situação a probabilidade estimada de comer a merenda é igual a 83,6%, próxima da proporção de alunos que comem a merenda na população analisada em 2004, que é 84,0%. A partir dessa situação, podem ser calculadas as alterações na probabilidade estimada associadas a modificações nas características do aluno:

- a) redução de 1,5 p.p. (pontos percentuais) se fosse em 2006;
 - b) redução de 2,9 p.p. se for menina;
 - c) aumento de 2,5 p.p. se for preto ou pardo;

- d) aumento de 7,7 p.p se residir na área rural;
- e) redução de 2,5 p.p. se residir em área metropolitana;
- f) aumento de 5,0 p.p. se tiver 5 a 10 anos de idade;
- g) redução de 6,1 p.p. se tiver 13 a 14 anos de idade;
- h) redução de 10,3 p.p. se tiver 15 a 17 anos de idade;
- i) aumento de 5,2 p.p. se residir na região Norte;
 - j) aumento de 2,2 p.p. se residir no Nordeste;
- k) redução de 0,6 p.p. (efeito não-significativo ao nível de 5%, mas significativo a 10%) se residir no Estado de São Paulo;
 - l) aumento de 1,4 p.p. se residir na região Sul;
- m) aumento de 7,2 p.p. se residir no Centro-Oeste;
- n) aumento de 5,1 p.p. se sua RDPC pertencer ao estrato de 0 a 87,5 reais;
- o) redução de 6,2 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 175 a 350 reais;
- p) redução de 13,0 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 350 a 700 reais;
- q) redução de 20,0 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 700 a 1.050 reais;
- r) redução de 25,8 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 1.050 a 1.300 reais;
- s) redução de 26,9 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 1.300 a 2.600 reais;
- t) redução de 24,1 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 2.600 reais.

A probabilidade estimada de comer a merenda atinge seu valor máximo, igual a 98,3%, para um menino em 2004, com 5 a 10 anos de idade, preto ou pardo, residente na área rural do Centro-Oeste e cuja RDPC pertence ao estrato mais pobre.

Sem considerar o coeficiente de "amarelo", que não é estatisticamente diferente de zero, a probabilidade estimada de comer a merenda assume seu valor mais baixo, igual a 29,5%, para uma aluna em 2006, com 15 a 17 anos de idade, branca, residente na área metropolitana de SP e cuja RDPC pertence ao estrato de RDPC de mais de 1.300 a 2.600 reais.

É interessante observar como os efeitos estimados a partir do modelo de lógite apresentado na Tabela 3 diferem dos observados na Tabela 2. Controlando o efeito dos demais fatores considerados, o efeito de o aluno ser preto ou pardo é de +2,5 p.p. na probabilidade de comer a merenda, mas na Tabela 2 a proporção dos que comem a merenda entre pretos e pardos supera a dos brancos em mais de 6 p.p. Nesta seção estimou-se que o fato de ter residência rural aumenta a probabilidade de o aluno comer a merenda em 7,7 p.p., mas na Tabela 2 a proporção dos residentes em área rural que come a merenda supera em mais de 10 p.p. a proporção para os residentes em área urbana. Essas diferenças nos efeitos com ou sem controle dos demais fatores se devem, essencialmente, ao efeito da renda domiciliar per capita, pois pretos e pardos são, em média, mais pobres do que brancos e a renda média é substancialmente mais baixa na área rural do que na área urbana (R\$ 143,7 versus R\$ 245,0 para alunos de escolas públicas de 1º grau em 2006).

INCLUINDO A ESCOLARIDADE DA MÃE E DO PAI COMO VARIÁVEIS EXPLANATÓRIAS

Tendo em vista que a literatura mostra que a escolaridade dos pais é um condicionante importante de diversas características dos estudantes, também foi estimado um modelo de lógite incluindo essas variáveis. Para isso foi necessário restringir a amostra aos alunos cuja condição na família fosse de "filho", para famílias com presença de pai e mãe e com informação válida de sua escolaridade. Mesmo com essas restrições, ainda se dispõe de uma amostra com 78.868 observações (38.794 em 2004 e 40.074 em 2006). Foi considerado "pai" a pessoa do sexo

masculino classificada como "pessoa de referência" ou "cônjuge" na família. Foi considerada "mãe" a pessoa do sexo feminino pertencente às mesmas categorias de condição na família.

As escolaridades do pai e da mãe foram incluídas no modelo como variáveis contínuas, com 0 a 14 indicando o nível de escolaridade atingido e deixando o valor 15 para os que têm 15 anos ou mais de escolaridade.

Para essa amostra reduzida, verifica-se que a RDPC média passa de R\$ 202,2 em 2004 para R\$ 226,3 em 2006, um crescimento real de 11,9%. A escolaridade média dos pais cresce de 4,9 para 5,2 e a escolaridade média das mães aumenta de 5,3 para 5,6. A idade média dos alunos permanece igual a 10,9 anos.

No modelo cujos resultados são apresentados na Tabela 4 foi incluída a interação entre cor preta ou parda e sexo feminino. O coeficiente estimado é negativo, indicando que o efeito de ser preto ou pardo é menor para meninas do que para meninos e que o efeito de ser do sexo feminino (negativo) é mais intenso para pretas ou pardas do que para brancas ou amarelas.

É interessante utilizar o modelo apresentado na Tabela 4 para calcular a estimativa da probabilidade de um aluno comer a merenda em diversas situações e calcular a mudança nessa probabilidade quando ocorre uma mudança de categoria para os vários fatores analisados.

Como base de comparação considera-se um menino, em 2004, com 11 a 12 anos de idade, branco, residente em área urbana não-metropolitana da região formada por MG, ES e RJ, com pai e mãe com 5 anos de escolaridade e cuja RDPC pertence ao estrato de mais de R\$ 87,5 a R\$ 175. Nessa situação a probabilidade estimada de comer a merenda é igual a 83,2%, próxima da proporção de alunos que comem a merenda na população analisada em 2004, que é 84,0%. A partir dessa situação, podem ser calculadas as alterações na probabilidade estimada associadas a modificações nas características do aluno:

a) redução de 1,3 p.p. (pontos percentuais) se fosse em 2006;

Tabela 4. Modelo de lógite para a probabilidade de um aluno de escola pública de 1º grau que oferece merenda comer a merenda, considerando a escolaridade dos pais. Brasil, 2004 e 2006.

	Variável	Estimativa do parâmetro	Estimativa do desvio-padrão	Probabilidade Caudal (1)	Odds ratio
Intercepto		3,3948	0,0504	*	-
Ano de 2006		-0,0937	0,0200	*	0,911
Idade (2) 11 a 12		-0,4462	0,0262	*	0,640
13 a 14		-0,8544	0,0256	*	0,426
15 a 17		-1,0811	0,0325	*	0,339
RDPC (2)	(87,5; 175]	-0,3866	0,0332	*	0,679
	(175; 350]	-0,7053	0,0344	*	0,494
	(350; 700]	-0,9224	0,0406	*	0,398
	(700; 1.050]	-1,1463	0,0628	*	0,318
	(1.050; 1.300]	-1,264 0	0,1117	*	0,283
	(1.300; 2.600]	-1,3441	0,1079	*	0,261
	> 2.600	-1,2733	0,2730	*	0,280
Sexo feminino		-0,1401	0,0276	*	0,869
Cor (4): preto ou pardo		0,2072	0,0301	*	1,230
ama	relo	0,2366	0,2759	39,1%	1,267
Preto-pardo versus feminino		-0,0814	0,0398	4,1%	0,922
Região (5):	Norte	0,5205	0,0441	*	1,683
	Nordeste	0,1370	0,0321	*	1,147
	SP	-0,0257	0,0296	38,5%	0,975
	Sul	0,1285	0,0332	*	1,137
	Centro-Oeste	0,6987	0,0480	*	2,011
Urbana (6) (inclui metropolitana)		-0,5820	0,0326	*	0,559
Metropolitana		-0,1289	0,0229	*	0,879
Escolaridado do pai		-0,0367	0,0033	*	0,964
Escolaridade da mãe		-0,0390	0,0033	*	0,962

⁽¹⁾ Probabilidade caudal do teste da hipótese de nulidade do parâmetro. O asterisco assinala os casos em que essa probabilidade é inferior a 0.1%

⁽²⁾ A base é a faixa de 5 a 10 anos de idade.

⁽³⁾ Estratos de renda domiciliar *per capita*, delimitados em R\$ correntes, adotando como base o estrato com RDPC ≤ R\$ 87,5.

⁽⁴⁾ Os brancos constituem a base.

⁽⁵⁾ A base é a região MG + ES + RJ.

⁽⁶⁾ A base é a área rural não-metropolitana.

- b) redução de 2,0 p.p. se for menina branca ou amarela; para alunos pretos ou pardos, o fato de ser do sexo feminino implica em uma redução de 2,9 p.p. na probabilidade de comer a merenda;
- c) aumento de 2,7 p.p. se for menino preto ou pardo; para meninas, o fato de ser preta ou parda implica em um aumento de 1,8 p.p. na probabilidade.
 - d) aumento de 6,7 p.p se residir na área rural;
- e) redução de 1,9 p.p. se residir em área metropolitana;
- f) aumento de 5,3 p.p. se tiver 5 a 10 anos de idade;
- g) redução de 6,5 p.p. se tiver 13 a 14 anos de idade:
- h) redução de 10,8 p.p. se tiver 15 a 17 anos de idade;
- i) aumento de 6,1 p.p. se residir na região Norte:
 - i) aumento de 1,8 p.p. se residir no Nordeste;
 - k) aumento de 1,7 p.p. se residir na região Sul;
- l) aumento de 7,7 p.p. se residir na região Centro-Oeste;
- m) aumento de 4,7 p.p. se sua RDPC pertencer ao estrato de 0 a 87,5 reais;
- n) redução de 4,9 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 175 a 350 reais;
- o) redução de 8,8 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 350 a 700 reais;
- p) redução de 13,3 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 700 a 1.050 reais;
- q) redução de 15,9 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 1.050 a 1.300 reais;
- r) redução de 17,7 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 1.300 a 2.600 reais;

- s) redução de 16,1 p.p. se pertencer ao estrato de mais de 2.600 reais.
- t) aumento de 2,4 p.p. se seu pai tiver escolaridade nula (em lugar de 5);
- u) redução de 3,3 p.p. se seu pai tiver escolaridade igual a 11;
- v) redução de 5,8 p.p. se seu pai tiver escolaridade igual a 15;
- w) aumento de 2,5 p.p. se sua mãe tiver escolaridade nula (em lugar de 5);
- x) redução de 3,5 p.p. se sua mãe tiver escolaridade igual a 11;
- y) redução de 6,2 p.p. se sua mãe tiver escolaridade igual a 15;

A probabilidade estimada de comer a merenda atinge seu valor máximo, igual a 98,7%, para um menino em 2004, com 5 a 10 anos de idade, preto ou pardo, residente na área rural do Centro-Oeste, cujos pais tem escolaridade nula e cuja RDPC pertence ao estrato mais pobre.

Sem considerar os coeficientes de "amarelo" e "SP", que não são estatisticamente diferentes de zero, a probabilidade estimada de comer a merenda assume seu valor mais baixo, igual a 24,8%, para uma aluna em 2006, com 15 a 17 anos de idade, branca, residente na área metropolitana do Sudeste, com pai e mãe com escolaridade igual a 15 e cuja RDPC pertence ao estrato de mais de 1.300 a 2.600 reais.

O fato de as escolaridades da mãe e do pai terem efeito negativo sobre a probabilidade de o aluno comer a merenda escolar seria esperado se não fosse controlado o efeito da renda, pois escolaridade alta está associada a uma maior renda familiar que, por sua vez, reduz a probabilidade de o aluno consumir a merenda. Mas os resultados apresentados na Tabela 4 indicam que esse efeito é negativo mesmo com o controle do valor de todas as demais variáveis explanatórias incluídas no modelo. Novos estudos são necessários para entender as razões desse efeito negativo. Cabe ressaltar que modelos de lógite estimados por Sturion *et al.* [6] também indicam a existência desse efeito negativo da escolaridade dos

pais sobre a probabilidade de o aluno comer a merenda.

CONCLUSÃO

Os dados analisados mostram que a merenda escolar é oferecida em quase todas as escolas públicas de 1º grau no Brasil. Nesse sentido, trata-se de um programa universal. No entanto, os mesmos dados indicam que cerca de um quinto dos alunos beneficiados usualmente não come a merenda. A análise desenvolvida neste artigo mostra como a probabilidade de um aluno não comer a merenda é afetada por diversos fatores, verificando-se que ela cresce com a renda domiciliar *per capita* e com a idade do aluno. Dessa maneira, o programa acaba apresentando certo grau de "focalização" nos alunos mais pobres e mais jovens.

Mantidos constantes os demais fatores, o crescimento da renda *per capita* no país deve levar a uma redução da proporção de alunos que consomem a merenda. É claro que é possível se contrapor a essa tendência, oferecendo refeições mais atraentes (respeitando os hábitos regionais, sem descuidar da qualidade nutricional da refeição). O consumo da merenda deve ser incentivado evitando a "concorrência" de cantinas que vendem alimentos nutricionalmente piores, mas que podem ser atrativos para os alunos.

O PNAE é importante para garantir a segurança alimentar dos alunos relativamente pobres e, nesse sentido, é necessário que seja preservado e aperfeiçoado. Mas cabe reconhecer que pode não ser apropriado investir muito para torná-lo "universal" nos moldes atuais.

REFERÊNCIAS

[1] Brasil. Ministério da Educação. Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação. Resolução FNDE nº 38, de 16 de julho de 2009. Dispõe sobre o atendimento da alimentação escolar aos alunos da educação básica no Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE) [acesso em 11 set 2009]. Disponível em: http://www.fnde.gov.br/home/index.jsp?arquivo=/alimentação escolar.html

[2] Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação. Alimentação escolar. 2009 [acesso em 11 set 2009]. Disponível em: http://www.fnde.gov.br/home/index.jsp?arquivo=/alimentacao escolar.html

[3] Vieira MNCM, Ferriani MGC, Gomes R, Santos GVB, Marchi EMM. Gestão de um programa de alimentação escolar em um município paulista. Seg Alim Nutr. 2008;15(1):29-48.

[4] Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação. 2010 [acesso em 02 set 2012]. Disponível em: http://www.fnde.gov.br/index.php/noticias-2010/1923-fnde-envia-r-3308-milhoes-para-merenda-e-transporte-escolar

[5] Burlandy L, Anjos LA. Acesso à alimentação escolar e estado nutricional de escolares no Nordeste e Sudeste do Brasil, 1997. Cad Saúde Pública. 2007;23(5):1217-1226.

[6] Sturion GL, Silva MV, Ometto AMH, Furtuoso MCO, Pipitone MAP. Fatores condicionantes da adesão dos alunos ao programa de alimentação escolar no Brasil. Rev Nutr. 2005;18(2):167-81.

[7] Silva MV, Pipitone MAP, Sturion GL, Caroba DCR. Educação e saúde e sua relação com o estado nutricional e práticas alimentares de escolares de 1º grau. In: ANAIS DO 16º CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA DE ALIMENTOS, 1998, Rio de Janeiro. Anais... Rio de Janeiro: SBCTA, 1998. p. 616-9.