



Ciência & Saúde Coletiva

ISSN: 1413-8123

cecilia@claves.fiocruz.br

Associação Brasileira de Pós-Graduação
em Saúde Coletiva
Brasil

Cavalcanti de Almeida, Aléssio Tony; da Silva Netto Júnior, José Luis
Medidas de transmissão intergeracional da obesidade no Brasil
Ciência & Saúde Coletiva, vol. 20, núm. 5, 2015, pp. 1401-1414
Associação Brasileira de Pós-Graduação em Saúde Coletiva
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63038239010>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Medidas de transmissão intergeracional da obesidade no Brasil

Measures of intergenerational transmission of obesity in Brazil

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida¹
José Luis da Silva Netto Júnior¹

Abstract A growing proportion of overweight individuals in Brazilian population highlights the importance of research in this area. Thus, this paper investigates the obesity problem from the point of view of intergenerational approach using Body Mass Index (BMI) of parents and their children. The information concerning BMI and socioeconomic control variables are obtained from the Household Budget Survey (POF) 2008-2009. The methodology of analysis considers the Markov transition matrix, quantile regressions and logistic regressions taking into account gender and family structure. The results suggest the existence of a strong association of BMI between parents and children, with the fraction of obese children increasing in families with single parents and households where both parents are obese. The analysis of quantile intergenerational elasticity indicates the higher children's age and their more intense BMI index is the intergenerational effect of parental health. Finally, the effect of maternal obesity is greater than the effect of paternal obesity in terms of intergenerational transmission of obesity for the children, regardless of gender.

Key words Obesity, Intergenerational mobility, Elasticity, Persistence

Resumo A crescente parcela de indivíduos com excesso de peso na população brasileira realça a relevância de pesquisas nessa área. Assim, este artigo investiga o problema da obesidade do ponto de vista intergeracional, a partir dos índices de massa corporal (IMC) de pais e filhos. As informações sobre o IMC e as variáveis de controle socioeconômicas são oriundas da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009. A metodologia de análise considera as matrizes de transição markovianas e regressões quantílicas e logísticas com separação por gênero e estrutura da família. Os principais resultados sugerem a existência de uma forte associação entre o IMC dos pais e filhos, com o aumento da fração de crianças obesas em cenários familiares monoparentais e em lares em que ambos os pais são obesos. Pela análise da elasticidade intergeracional quantílica, quanto maior a idade da criança e o seu nível de IMC, maior é o efeito intergeracional das condições de saúde dos pais. Por fim, o papel da obesidade materna sobrepõe-se ao da paterna em termos de transmissão intergeracional da obesidade para os filhos, independentemente do gênero.

Palavras-chave Obesidade, Mobilidade intergeracional, Elasticidade, Persistência

¹ Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba. Campus Universitário I, Cidade Universitária. 58051-900 João Pessoa Paraíba Brasil. alessio@ccsa.ufpb.br

Introdução

Nos últimos anos, o aumento da proporção de indivíduos com sobrepeso na população tem sido marcante nas nações desenvolvidas¹ e este fenômeno tem se replicado nas nações em desenvolvimento². Diversos estudos sugerem que a obesidade dos pais é um fator de risco relevante para a obesidade dos filhos^{1,3-8}. Deste modo, os determinantes da transmissão intergeracional de problemas associados ao peso podem explicar uma parcela relevante dos fatores relativos à persistência intergeracional de status socioeconômico⁹⁻¹¹, visto que tais condições, além dos problemas de saúde, atuam negativamente no estoque de capital humano e na produtividade do trabalho¹²⁻¹⁴.

No Brasil, o percentual dos indivíduos considerados obesos tem crescido expressivamente nas últimas décadas², bem como pesquisas recentes indicam a importância dos fatores associados às condições socioeconômicas e de gênero para entender os problemas da obesidade no país^{15,16}. Segundo a Pesquisa de Orçamentos Familiares¹⁷ (POF), a taxa de homens adultos com excesso de peso (inclusive os obesos) no Brasil subiu de 35,3% para 62,5% e, de 54,6 % para 64,9%, entre as mulheres no período de 1988-1989 a 2008-2009. Para as crianças entre 5 e 9 anos, o aumento foi de 32,3 pontos percentuais para os meninos (19,1%, em 1988-1989, e 51,4%, em 2008-2009) e de 29,5 pontos percentuais para as meninas (14,3, em 1988-1989, e 43,8%, em 2008-2009).

Assumindo que a obesidade é um problema de saúde pública, considerando a expressiva taxa de prevalência de indivíduos acima do peso nos últimos 20 anos no Brasil e a escassez de estudos que avaliam a mobilidade intergeracional da obesidade no país, tais fatos produzem o seguinte questionamento: em que medida o excesso de peso das crianças é reflexo do ambiente familiar, tendo em conta o *status* de excesso de peso paterno e materno, bem como as condições socioeconômicas? Desta forma, o objetivo central da pesquisa é estudar a transmissão intergeracional da obesidade entre pais e filhos no país, dividindo as análises entre os gêneros dos indivíduos para verificar os diferentes níveis de influência paterna e materna sobre as crianças, bem como meditando as características socioeconômicas familiares.

A escolha de indicadores como a obesidade para verificar o papel da transmissão intergeracional é realizada pelo fato desse tipo de problema se relacionar, especialmente, com os hábitos não saudáveis da família (como a má alimenta-

ção) e a falta de prática de atividades físicas, que podem estimular negativamente os hábitos do filho¹⁸.

Método

No presente estudo, a obesidade é medida pelo índice de massa corporal (IMC), em que os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), de 2008-2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), servem como a base de informações.

A investigação empírica baseia-se em classificações do IMC, para uma amostra com representatividade para todo o território nacional, em conjunto com modelos estatísticos que estimam a elasticidade e a persistência intergeracional das medidas nutricionais. É válido destacar que a seção de resultados inicia com uma matriz de transição markoviana da classificação do IMC para os pais e filhos, considerando o gênero dos indivíduos e o tipo de estrutura familiar. Esse tipo de técnica não paramétrica é frequentemente adotada em trabalhos de mobilidade intergeracional¹⁹, pois permite verificar a fração de filhos em cada classificação do IMC condicionada a classificação do IMC dos pais.

O software STATA 12 é usado para a manipulação dos microdados da POF e para o desenvolvimento dos modelos estatísticos que permitem os cálculos dos parâmetros de interesse na presente pesquisa.

Descrição dos dados

A POF é uma pesquisa domiciliar realizada por amostragem que possui abrangência geográfica nacional, possibilitando a avaliação dos fatores sociodemográficos, do estado nutricional e das condições de vida da população brasileira¹⁷. Como todas as pesquisas produzidas pelo IBGE, a POF em sua quarta edição atende aos critérios éticos de coleta e divulgação de informações estatísticas, incluindo a preservação do sigilo da identidade dos participantes.

O período de coleta de dados da POF ocorreu entre maio de 2008 e maio de 2009, quando a aplicação dos questionários nos domicílios selecionados por amostragem teve uma duração de nove dias consecutivos. A mencionada pesquisa é composta pelos seguintes blocos de informações: características gerais do domicílio e dos moradores; aquisição coletiva e individual de produtos

e serviços; perfil do rendimento individual e do trabalho; condições de vida; consumo alimentar pessoal.

Com base nesses dados, medidas antropométricas dos membros familiares (pais e filhos), variáveis sociodemográficas e indicadores regionais são obtidos na finalidade de responder aos objetivos da corrente análise. Desse modo, domicílios com mais de uma família, dada a maior complexidade das inter-relações entre as diferentes famílias e seus estilos de vida diversos, e moradores com relação de parentesco não definida no escopo deste estudo – agregados, empregados domésticos e seus parentes – foram excluídos da amostra. Cabe realçar, que a grande maioria (95%) dos domicílios entrevistados na POF apresentam apenas uma única família, o que resulta, portanto, em uma pequena redução amostral motivada pela desconsideração de estruturas domiciliares mais complexas.

Após a conexão dos diferentes bancos de respostas da POF e seleção de filhos com idade entre 2 e 20 anos – faixa etária compatível com o cálculo do IMC, conforme o padrão quantílico específico por idade e gênero²⁰ –, a amostra, em nível da criança, reduziu para 48.028 observações distribuídas ao longo de todo o Brasil, sendo que destas 48% são do sexo feminino e 52% do sexo masculino. Aproximadamente, 82% desse quantitativo de crianças residiam em lares biparentais tradicionais (formados por homem e mulher), seguido por lares monoparentais chefiados por mulheres (16%). Em termos da distribuição regional, as regiões Sudeste e Nordeste possuem a maior frequência de observações com respectivamente 39,5% e 30,2% da amostra.

Em relação à representatividade da amostra final, salienta-se que a mesma equivale a mais de 70% da amostra original da POF de indivíduos entre 2 e 20 anos de idade classificados como filhos na relação de parentesco familiar, que são o público-alvo do presente estudo. Nas estimativas da elasticidade e da persistência intergeracional, por exemplo, que são restringidas para estruturas familiares biparentais, o número de observações dos modelos é de aproximadamente 60% dos mencionados dados originais da POF.

Ressalta-se que as limitações do uso desta base de dados advêm das dificuldades, especialmente, de tratar informações acerca dos seguintes pontos: novos tipos de famílias (por exemplo: chefiado por dois pais ou por duas mães), que apresentam uma baixa frequência amostral dificultando o desenvolvimento de análises estatísticas representativas; relação genética entre pais

e filhos, pelo fato da POF não diferenciar, por exemplo, em seu questionário filhos de outros relacionamentos ou adotados; impossibilidade de identificação dos filhos que não corresidem com os pais; inexistência de acompanhamento longitudinal das famílias, o que inviabiliza o entendimento da dinâmica das relações em diferentes ciclos de vida das pessoas. Não obstante essas restrições, a POF é uma das poucas pesquisas disponíveis para o Brasil, com representatividade amostral para todos os estados da federação, que dispõe de informações antropométricas e nutricionais da população.

O vetor de variáveis explicativas de controle (X) usado no cálculo da Equação 1 (elasticidade) e da Equação 2 (persistência), em consonância com estudos nessa área^{1,21}, com as devidas adaptações para o caso brasileiro, possuem quatro dimensões:

- *Perfil da criança*: idade, raça (1, se branca, e 0, caso contrário) e frequência escolar (1, se frequente, e 0, caso contrário);
- *Características do domicílio*: número de moradores e renda domiciliar total;
- *Faixa de escolaridade da mãe e do pai*: sem instrução, ensino fundamental incompleto, ensino fundamental completo ou ensino médio completo ou mais anos de estudo;
- *Fatores locais*: captados pela região de localização da família (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste).

Além dessas informações, as variáveis referentes ao gênero da criança e o tipo de estrutura familiar (biparental, monoparental chefiado por mulher e monoparental chefiado por homem) são levadas em contas de forma a auxiliar no processo de estimação dos parâmetros. Desta forma, os modelos são estimados por meio da geração de parâmetros específicos para crianças de gêneros distintos e para as famílias biparentais, com a intenção de melhor capturar as relações das condições nutricionais do pai e da mãe sobre as condições nutricionais das crianças. Assim, ao excluir as unidades com informações incompletas (que não dispunham de todas as variáveis explicativas acima) e apenas considerar os lares com núcleo biparental, a amostra final usada para os cálculos dos indicadores de mobilidade intergeracional nas equações 1 e 2 é de 38.670 crianças avaliadas.

Índice de Massa Corporal

Em termos práticos, o IMC é um indicador comparável da estimativa de gordura associada à composição corporal, sendo a medida mais utili-

zada no mundo para classificar indivíduos com problemas de obesidade. Além disso, no Brasil ainda são raros bancos de dados fornecidos pelos órgãos estatísticos oficiais que disponibilizam informações sobre outros componentes que ajudariam a verificar a obesidade, como medidas de circunferência abdominal. Assim como qualquer indicador, este também padece de limitações, tais como: dependência entre o IMC e a estatura dos indivíduos para determinadas faixas etárias (sobretudo para os mais jovens); proporcionalidade do corpo (relação entre tronco e pernas); possibilidade do IMC exprimir não apenas a gordura, mas também a massa corporal livre desta²².

Tendo em vista especificamente os problemas do IMC para os indivíduos mais jovens, este trabalho adotou para o caso das crianças, a classificação do IMC recomendada pela Organização Mundial da Saúde (OMS). Segundo Kuczmarski et al.²⁰, para esse grupo de indivíduos, essa medida deve ser desenvolvida a partir de um padrão empírico e específico para cada idade e gênero, dentro de intervalos quantílicos definidos.

Logo, as classificações (desnutrido, saudável, sobrepeso e obeso) são obtidas através dos quantis de referência para cada classe de status nutricional. Nesta pesquisa, os limites respeitam as seguintes definições:

- Desnutrido – caso o IMC seja inferior ao valor do percentil 5 da distribuição específica do IMC por idade e gênero;
- Saudável – para crianças com IMC pertencente ao intervalo limitado pelos valores do percentil 5 e 85;
- Sobrepeso – na ocorrência de índices entre os valores do percentil 85 e 95;
- Obeso – se os valores do IMC estão acima do correspondente ao percentil 95 da distribuição do índice.

Para o caso dos adultos (os pais das crianças), adota-se a classificação padrão do IMC, onde: desnutrido, se $IMC < 18,5$; saudável, se $IMC \geq 18,5$ e $IMC < 25$; sobrepeso, se $IMC \geq 25$ e $IMC < 30$; obeso, se $IMC \geq 30$.

Cálculo das elasticidades por Regressão Quantílica

Tendo por referência o modelo teórico de Goldberger²¹ e o trabalho empírico de Classen¹, as elasticidades intergeracionais do IMC são estimadas pela equação 1. Dado o foco em medidas de transmissão intergeracional da obesidade, utiliza-se a regressão quantílica²³ para verificar o comportamento da elasticidade intergeracional

do IMC ao longo da distribuição condicional do IMC de cada criança, enfatizando os quantis 0,90 e 0,95. Além dos cálculos das elasticidades por regressão quantílica para os quantis especificados anteriormente, os modelos de regressão são desenvolvidos também para a tendência central: mediana (para o quantil 0,50) e mínimos quadrados ordinários²⁴ (MQO).

$$\ln(IMC_{i(g+1)}^k) = \beta_{0q}^k + \beta_{1q}^k \ln(IMC_{i(g)}^h) + \beta_{2q}^k \ln(IMC_{i(g)}^m) + \theta_q X_i + \epsilon_{iq(g+1)}^k$$

Onde: $IMC_{i(g+1)}^k$ é o índice de massa corporal do indivíduo i da geração posterior (filho, $g+1$) do sexo k ; $IMC_{i(g)}^h$ é o IMC do pai (geração g) do indivíduo i ; $IMC_{i(g)}^m$ é o IMC da mãe (geração g) do indivíduo i ; X_i é o vetor de covariadas da criança, dos pais e do domicílio; $\epsilon_{iq(g+1)}^k$ é o termo de erro estocástico. As elasticidades intergeracionais são representadas pelos os parâmetros β_{1q}^k e β_{2q}^k , que indicam a sensibilidade do IMC da criança, do sexo k em relação ao IMC, respectivamente, do pai e da mãe. Se a elasticidade for maior que zero, existe algum grau de persistência intergeracional do IMC.

A equação 1 é estimada para o filho ($k = 0$) e para a filha ($k = 1$), tendo em vista uma mesma estrutura familiar (biparental), para assim melhor captar o efeito intergeracional materno e paterno. Ademais, as elasticidades são calculadas para diferentes faixas etárias das crianças: (i) amostra total, (ii) entre 2 e 5 anos de idade, (iii) entre 6 e 10 anos de idade, (iv) entre 11 e 15 anos de idade e (v) entre 16 e 20 anos de idade.

Estimação das probabilidades usando o modelo logit

Conforme introduzido por Becker e Tomes²⁵ e levando em conta as adaptações promovidas por trabalhos como Bhalotra e Rawlings²⁶, a equação de mobilidade intergeracional do *status* de saúde é expressa pela equação 2. Essa expressão ilustra o caso geral, em que, por exemplo, a condição de obesidade do filho é dada pela condição de saúde dos pais (o que envolve uma carga genética e, sobretudo, os hábitos alimentares da família), outras covariadas (como renda, composição familiar, características do indivíduo) e um termo de erro estocástico. Assim, quanto maior o valor do parâmetro α , maior o nível de persistência entre o *status* de saúde dos pais e dos filhos. A equação 2 é construída em torno de uma variável dependente latente (Y^*), captada por uma variá-

vel dicotômica: $Y = 1$ se $Y^* > 0$ (indivíduo com obesidade); $Y = 0$, caso contrário.

$$Y_{i(g+1)}^* = \alpha_0^k + \alpha_1^k Y_{i(g)}^m + \alpha_2^k Y_{i(g)}^p + \theta^k X = u_{i(g+1)}^k$$

Onde: Y_i^k representa o indicador de obesidade da criança, i do sexo, k da geração $g+1$; Y_i^m representa o indicador de obesidade da mãe; Y_i^p representa o indicador de obesidade do pai; X representa vetor de variáveis explicativas relativas à criança, os pais e o domicílio. Coeficiente de interesse é o α^k que fornece a medida de persistência da relação dos atributos dos pais em relação às suas crianças. Em outras palavras, α^k exprime a razão de chances de que os filhos do sexo k venham apresentar os mesmos problemas de excesso de peso dos pais. Supondo que o termo de erro aleatório seja dado pela função de distribuição acumulada (fda) logística, tem-se

$$\Pr(Y = 1 | z) = \exp(z^* \delta) / (1 + \exp(z^* \delta)).$$

Dessa maneira, o modelo logit foi utilizado para estimação dos coeficientes de interesse.

Resultados

Os resultados desta pesquisa estão divididos em três partes: *matriz de transição das classificações do IMC*, na qual o processo de transmissão intergeracional é mostrado de forma intuitiva; *elasticidade intergeracional*, que apresenta o nível de sensibilidade do IMC da criança ao nível do IMC dos pais; *probabilidade de persistência da obesidade*, que quantifica em termos de um modelo de resposta qualitativa as chances de uma criança filha de um pai/mãe obesa de também ser obesa.

Matriz de transição intergeracional do status de saúde

Para avaliar a influência dos pais, torna-se necessária a inclusão de variáveis referentes à estrutura familiar, pois o comportamento da criança quanto aos hábitos alimentares pode variar segundo o gênero desta e se o lar é mono ou biparental. Assim, introduzindo essa discussão, a Tabela 1 exhibe a matriz de transição para a distribuição do status de IMC dos filhos condicionado à classificação do IMC dos pais, com separação por gênero e estrutura familiar.

Nota-se a partir da Tabela 1, de forma particularizada, que a fração de crianças obesas, independentemente do gênero, amplia-se em cenários familiares monoparentais e nos lares em que ambos os pais possuem obesidade. Nessa si-

tuação, o risco de se replicar o status de obesidade para criança aumenta consideravelmente, visto que mais de 1/4 das filhas são obesas e aproximadamente 1/5 dos filhos são obesos.

Nos casos em que a criança tenha simultaneamente a presença paterna e materna em casa, os filhos de pais obesos possuem mais riscos de terem excesso de peso e serem obesas do que filhos de ambas as pessoas consideradas saudáveis. Enquanto 26% das filhas de casais com obesidade são obesas, a proporção de crianças desse gênero com algum grau de obesidade é de 4,2% quando ambos os pais são saudáveis. No quadro de ambos os pais obesos, as meninas são mais propensas a refletir a obesidade do que os meninos, visto que a proporção de meninas obesas é 30,3% maior que a de meninos obesos.

Considerando a estrutura familiar monoparental, os lares chefiados por homens obesos quando cotejados aos chefiados por mulheres expõem um maior percentual de crianças obesas. No caso das filhas, 21% delas são consideradas obesas quando o pai é obeso, ao passo que 14,7% são classificadas como obesas quando a mãe é obesa. Para os filhos estes números são ligeiramente menores, em que 16,6% são obesos quando o pai tem obesidade e 13,7%, apresentam essa classificação dado que a mãe é obesa. Assim, essas informações dão indícios que domicílios sem presença materna, que contabilizam mais chances de replicar intergeracionalmente o status de obesidade.

Nas residências que contam com a presença do pai e da mãe, é possível identificar que a fração de filhas obesas é ligeiramente maior quando a mãe é obesa, quando comparado com a fração de filhas obesas condicionadas à obesidade paterna. Esse resultado se inverte quando se observa a matriz de transição dos filhos, sugerindo assim um maior efeito de transmissão da mãe para a filha e do pai para o filho.

No intuito de identificar algum padrão nos hábitos de consumo alimentar de famílias chefiadas por indivíduos obesos e saudáveis, a Figura 1 apresenta a composição dos gastos com alimentos em quatro categorias de itens: cereais, leguminosos e oleaginosos (arroz, feijão, milho, ervilha, castanha, coco etc.); tubérculos e raízes (batata inglesa, cenoura, mandioca, outros); legumes e verduras (tomate, cebola, alface, outros); frutas (banana, laranja, maçã, uva, goiaba, mamão, melancia etc.). Pode ser observado que para lares onde os pais são considerados saudáveis existe um gasto maior em alimentação mais recomendável em termos nutricional e este dispêndio não

Tabela 1. Matriz de transição intergeracional das classificações do IMC por estrutura familiar e por gênero da criança (em %). Dados oriundos da POF¹⁷, Brasil, 2008-2009.

Status	Estrutura Familiar	Classificação do IMC Pai/Mãe/ambos	Classificação do IMC da filha				N
			Desnutrido	Saudável	Sobrepeso	Obeso	
Pai	Biparental	Desnutrido	9,6	74,3	12,3	3,8	147
		Saudável	5,1	82,2	8,3	4,4	8962
		Sobrepeso	3,3	80,0	10,4	6,4	7445
		Obeso	2,5	72,0	13,8	11,7	2493
		Total	4,1	79,9	9,9	6,2	19047
	Monoparental - Homem	Desnutrido	-	-	-	-	4
		Saudável	2,7	88,4	3,6	5,3	165
		Sobrepeso	4,2	83,4	7,7	4,8	141
		Obeso	5,3	52,5	21,2	21,0	38
		Total	3,7	81,6	7,5	7,2	348
Mãe	Biparental	Desnutrido	12,3	81,9	5,1	0,7	752
		Saudável	4,7	82,1	8,8	4,5	14879
		Sobrepeso	3,3	80,1	10,6	6,0	1791
		Obeso	2,5	73,0	12,5	12,0	1047
		Total	4,0	79,9	9,9	6,2	18469
	Monoparental - Mulher	Desnutrido	28,3	68,4	1,2	2,2	161
		Saudável	4,2	83,3	8,0	4,5	2829
		Sobrepeso	3,8	78,8	13,1	4,3	360
		Obeso	3,1	66,0	16,2	14,7	212
		Total	4,3	78,8	10,9	6,1	3562
Ambos (Pai e Mãe)	Biparental	Desnutrido	-	-	-	-	1
		Saudável	5,3	82,9	7,6	4,2	4336
		Sobrepeso	2,4	78,8	11,9	6,8	2493
		Obeso	0,7	58,2	15,3	25,8	619
		Total	4,0	79,5	9,7	6,9	7449

Status	Estrutura Familiar	Classificação do IMC Pai/Mãe/ambos	Classificação do IMC do filho				N
			Desnutrido	Saudável	Sobrepeso	Obeso	
Pai	Biparental	Desnutrido	11,1	82,0	5,4	1,6	154
		Saudável	4,4	82,5	8,8	4,3	9706
		Sobrepeso	3,3	77,3	11,9	7,5	8144
		Obeso	2,7	69,0	16,7	11,7	2554
		Total	3,8	78,6	11,1	6,6	20558
	Monoparental - Homem	Desnutrido	-	-	-	-	5
		Saudável	3,3	80,6	10,1	6,1	255
		Sobrepeso	2,7	72,4	14,2	10,7	196
		Obeso	5,9	69,8	7,8	16,6	68
		Total	4,5	75,4	11,1	9,0	524
Mãe	Biparental	Desnutrido	17,8	71,7	5,9	4,6	775
		Saudável	4,1	80,4	10,7	4,8	15994
		Sobrepeso	3,1	78,6	11,4	6,9	1981
		Obeso	2,9	74,0	11,7	11,5	1191
		Total	3,8	78,6	11,0	6,6	19941
	Monoparental - Mulher	Desnutrido	5,0	90,2	4,8	0,0	169
		Saudável	5,0	79,9	11,1	4,1	2976
		Sobrepeso	4,1	71,9	15,5	8,5	396
		Obeso	4,0	69,7	12,7	13,7	234
		Total	4,5	76,1	12,5	6,8	3775
Ambos (Pai e Mãe)	Biparental	Desnutrido	-	-	-	-	4
		Saudável	4,0	83,2	9,7	3,0	4727
		Sobrepeso	2,4	78,4	12,0	7,1	2849
		Obeso	1,2	59,5	19,5	19,8	551
		Total	4,0	79,5	9,7	6,9	8131

Nota: Nos casos de insuficiência amostral ($N < 30$), não se computou os escores para evitar viés nos parâmetros da matriz. Como foi o caso de famílias chefiadas apenas por homens com desnutrição e nos lares biparentais com ambos os pais desnutridos. Todos os elementos da matriz foram ajustados ao fator de expansão amostral da POF.

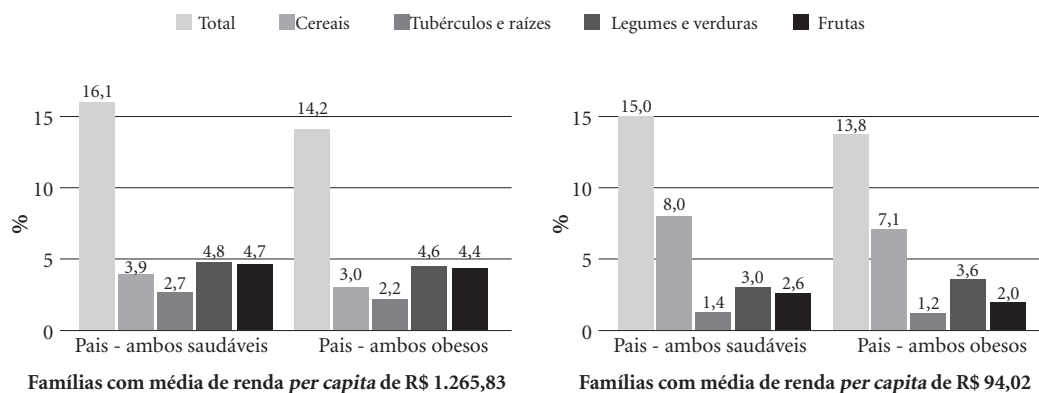


Figura 1. Composição dos gastos com alimentos (Cereais, Tubérculos e Raízes, Legumes e verduras e Frutas) de pais saudáveis e obesos com rendimento familiar abaixo do primeiro e acima do último quartil de renda *per capita* (em %). Dados oriundos da POF17, Brasil, 2008-2009.

é sensivelmente afetado pelo nível de renda. Essa ilustração é construída para as famílias com rendimento abaixo do primeiro e acima do último quartil de renda domiciliar per capita.

Pela Figura 1, independentemente da faixa de renda, as famílias com ambos os pais classificados como saudáveis têm, em média, um perfil de gastos com alimentos em direção a uma cesta com mais itens saudáveis do que as estruturas familiares chefiadas por ambos indivíduos obesos. Nos domicílios com média de renda per capita de R\$ 1.256,83, o somatório dos pesos dos quatro grupos de itens considerados (cereais, tubérculos raízes, legumes e verduras e frutas) totalizou 16,1% do gasto total com alimentos para as famílias com pais saudáveis, enquanto que para as famílias com pais obesos esses mesmos grupos de itens totalizaram 14,2% das despesas com alimentação dentro do domicílio. Igual tendência é constatada nos lares com menor dotação orçamentária.

Elasticidades intergeracionais

As estimativas das elasticidades intergeracionais entre o IMC dos pais e das crianças por gênero da criança e faixa etária estão reportadas na Tabela 2. As evidências também encontram-se dispostas por quatro diferentes modelos: mínimos quadrados ordinários (MQO), que avalia a função condicional média; regressão mediana, RQ (50), feita para o percentil 50; regressão quantílica para o percentil 90, RQ (90); regressão quantílica para o percentil 95, RQ (95).

Vale observar, que os coeficientes apresentados na Tabela 2 consideram todas as variáveis

de controle: perfil da criança (idade, raça e frequência escolar); características socioeconômicas da família (tamanho do domicílio, renda, escolaridade dos pais); variáveis regionais. Todavia, por praticidade, a Tabela 2 exibe apenas os coeficientes relativos às medidas de elasticidades intergeracionais, obtidas de forma direta²⁴, haja vista a forma funcional log-log entre a variável dependente (logaritmo do IMC do filho/filha) e variáveis explanatórias de IMC do pai e da mãe (em logaritmo).

Com exceção do valor da elasticidade entre o IMC do pai e da filha para RQ (95), todos os demais coeficientes foram estatisticamente significativos a pelo menos 1% de significância. Conforme as estimativas encontradas para as elasticidades, pode-se verificar, independentemente da amostra e do método utilizado, a existência de uma persistência intergeracional do IMC no Brasil. Os achados na Tabela 2 ratificam sob a perspectiva estatística o processo de transmissão do *status* nutricional dos pais para as crianças.

Particularmente, as elasticidades intergeracionais calculadas para a tendência central da distribuição (média e mediana) tendem a subestimar o papel da transmissão para as crianças que possuem maiores valores de IMC. Portanto, as informações traduzidas nos estimadores das elasticidades intergeracionais apontam uma tendência de persistência ainda mais acentuada, para os quantis do extremo positivo da distribuição condicional do IMC dos indivíduos da geração g+1. Considerando, por exemplo, os resultados referentes à faixa etária de crianças entre 16 e 20 anos de idade para a amostra total, a elasticidade asso-

Tabela 2. Resultados do modelo MQO e RQ para as elasticidades intergeracionais do IMC para crianças que corresidem com pai e mãe (variável dependente: IMC da criança em log). Dados oriundos da POF17, Brasil, 2008-2009.

Faixa etária da criança	Método	Total (filho/filha)		Filha		Filho	
		Elasticidade (Mãe)	Elasticidade (Pai)	Elasticidade (Mãe)	Elasticidade (Pai)	Elasticidade (Mãe)	Elasticidade (Pai)
Total	MQO	0,1344 ^c	0,1378 ^c	0,1532 ^c	0,1303 ^c	0,1173 ^c	0,1445 ^c
	RQ (50)	0,1270 ^c	0,1297 ^c	0,1503 ^c	0,1143 ^c	0,1006 ^c	0,1400 ^c
	RQ (90)	0,1864 ^c	0,2038 ^c	0,2106 ^c	0,2037 ^c	0,1643 ^c	0,2088 ^c
	RQ (95)	0,2209 ^c	0,2033 ^c	0,2431 ^c	0,1754 ^c	0,2013 ^c	0,2529 ^c
	N	38.670	38.670	18.593	18.593	20.077	20.077
(I) Entre 2 e 5 anos de idade	MQO	0,0970 ^c	0,1055 ^c	0,1171 ^c	0,0937 ^c	0,0785 ^c	0,1152 ^c
	RQ (50)	0,1028 ^c	0,0802 ^c	0,1151 ^c	0,0732 ^c	0,0811 ^c	0,0966 ^c
	RQ (90)	0,0822 ^c	0,1952 ^c	0,1112 ^c	0,1424 ^c	0,0822 ^c	0,1744 ^c
	RQ (95)	0,1392 ^c	0,1383 ^c	0,1613 ^c	0,0884 ^c	0,1516 ^c	0,1963 ^c
	N	7.317	7.317	3.561	3.561	3.756	3.756
(II) Entre 6 e 10 anos de idade	MQO	0,1409 ^c	0,1463 ^c	0,1746 ^c	0,1418 ^c	0,1121 ^c	0,1534 ^c
	RQ (50)	0,1397 ^c	0,1633 ^c	0,1817 ^c	0,1380 ^c	0,0918 ^c	0,1955 ^c
	RQ (90)	0,1715 ^c	0,2118 ^c	0,1709 ^c	0,2264 ^c	0,1543 ^c	0,2010 ^c
	RQ (95)	0,1810 ^c	0,1917 ^c	0,1851 ^c	0,2056 ^c	0,1705 ^c	0,2051 ^c
	N	11.041	11.041	5.409	5.409	5.632	5.632
(III) Entre 11 e 15 anos de idade	MQO	0,1588 ^c	0,1541 ^c	0,1691 ^c	0,1505 ^c	0,1498 ^c	0,1545 ^c
	RQ (50)	0,1408 ^c	0,1443 ^c	0,1679 ^c	0,1417 ^c	0,1237 ^c	0,1554 ^c
	RQ (90)	0,2390 ^c	0,2333 ^c	0,2492 ^c	0,2224 ^c	0,2027 ^c	0,2417 ^c
	RQ (95)	0,2523 ^c	0,2929 ^c	0,2475 ^c	0,1602 ^c	0,2535 ^c	0,3237 ^c
	N	11.477	11.477	5.642	5.642	5.835	5.835
(IV) Entre 16 e 20 anos de idade	MQO	0,1196 ^c	0,1299 ^c	0,1346 ^c	0,1239 ^c	0,1076 ^c	0,1332 ^c
	RQ (50)	0,1103 ^c	0,1247 ^c	0,1202 ^c	0,1002 ^c	0,0986 ^c	0,1310 ^c
	RQ (90)	0,1782 ^c	0,1799 ^c	0,2573 ^c	0,1974 ^c	0,1579 ^c	0,1557 ^c
	RQ (95)	0,2438 ^c	0,2197 ^c	0,3613 ^c	0,1630 ^c	0,1971 ^c	0,1890 ^c
	N	8.835	8.835	3.981	3.981	4.854	4.854

Legenda: ^c Parâmetros significativos estatisticamente a pelos menos 1% de significância.

Nota 1: Todas as regressões foram feitas considerando variáveis de controle como: perfil da criança (idade, raça e frequência escolar); características socioeconômicas da família (tamanho do domicílio, renda, escolaridade dos pais); variáveis regionais. Contudo, dada a quantidade de modelos estimados (por faixa etária, gênero e quatro métodos), as estimativas das demais variáveis explanatórias não foram dispostas na ilustração.

Nota 2: Os erros-padrão foram calculados por meio de replicações por *bootstrap*. Bem como as estimativas foram ajustadas ao fator de expansão amostral da POF.

ciada ao IMC da mãe é de 0,1196 e de 0,1103 nas medidas extraídas respectivamente por MQO e por RQ(50), ao passo que, para os quantis mais extremos da distribuição do IMC das crianças, existe uma maior elasticidade associada ao IMC materno: 0,1782, para o RQ(90), e 0,2438, para o RQ(95). Portanto, essa linha de raciocínio se reproduz ao longo de todos os resultados, o que reafirma a importância das condições de saúde dos pais, principalmente para os filhos com tendência de apresentarem altos valores de IMC (propensão ao sobrepeso e à obesidade).

Avaliando as elasticidades para os quantis 0,90 e 0,95 sem restrições na faixa etária e no gênero da criança, o IMC associado às mães possui um maior efeito sobre o IMC dos filhos quando

se coteja com os resultados do pai. A partir do momento que se analisa os resultados pelo gênero da criança, a maioria dos casos investigados expõe que a sensibilidade do IMC da filha é maior ao IMC da mãe do que ao do pai, com inversão desse resultado para as crianças do gênero masculino.

Ao considerar as elasticidades por diferentes faixas etárias, o nível de semelhança no indicador de massa corporal entre as gerações é maior entre as crianças que estão acima do peso no final da adolescência. Em termos do gênero da criança, a filha com idade superior a 10 anos mostra uma maior sensibilidade aos indicadores nutricionais maternos, e para o filho homem essa resposta ao IMC do pai é mais intensa entre 11 e 15 anos de idade.

A Figura 2 faz a exibição do comportamento das elasticidades intergeracionais entre os pais e suas crianças variando pelos quantis da distribuição condicional do IMC dos indivíduos da geração $g+1$ na amostra total, e por gênero das crianças (sem restrição da faixa etária da criança). As linhas tracejadas e pontilhadas dessa figura referem-se, nessa ordem, a estimativa da elasticidade por MQO (invariante aos quantis) e o seu intervalo de confiança à 95%. Por sua vez, a linha dentro da área sombreada representa os estimadores quantílicos da elasticidade intergeracional, sendo a área sombreada o intervalo de confiança à 95% dessas estimativas.

As elasticidades intergeracionais quantílicas dispostas na ilustração apontam basicamente que maiores níveis de IMC da criança estão relacionados com um maior efeito intergeracional da transmissão das condições de saúde e hábitos não saudáveis dos pais e das mães. Segundo a Figura 2, no caso paterno, a relação do IMC entre as gerações declina, em geral, para os quantis abaixo da mediana e crescem significativamente para os quantis mais altos da distribuição do IMC. Por sua vez, no caso da mãe, o ponto de inflexão não é a mediana, mas sim valores acima do quantil 0.8 da distribuição do IMC. Esse fato assinala que a medida de transmissão do pai tem um crescimento acentuado antes da medida materna, porém a magnitude do efeito da mãe via de regra é mais intenso.

Probabilidades de persistência intergeracional da obesidade

Esta subseção enfatiza as chances de uma criança filha de pai e/ou mãe com obesidade também ser obesa. Para realizar a estimação das probabilidades de persistência intergeracional da obesidade é necessário calcular os parâmetros do modelo exposto na equação 2. Os resultados do modelo logit estão apresentados na Tabela 3.

Por meio da Tabela 3, o log das razões de chances de uma criança ser obesa, independentemente do tipo de desenho amostral, apresenta uma importante relação com as classificações nutricionais dos pais, com destaque para o caso dos pais serem obesos. Como pode ser constatado, as chances favoráveis de uma criança ser obesa tendo o seu pai e, sobretudo, a sua mãe problemas de obesidade mantêm uma relação significativamente estatística com sinal positivo. Pais com sobrepeso também possuem mais chances de terem filhos com obesidade quando se leva em conta a base da regressão, contudo esse efeito é quase 1/3

do valor do parâmetro associado à obesidade da mãe e, em geral, 1/2 do valor referente à obesidade do pai.

É interessante realçar que, das variáveis de controle utilizadas no modelo, o número de pessoas residentes no domicílio atua no sentido de reduzir as chances de obesidade da criança, visto que esse resultado pode estar respaldado, por exemplo, no fato de que famílias grandes tendem a ter uma menor renda per capita (para um mesmo nível de renda total, o maior número de pessoas no domicílio reduz o rendimento relativo do domicílio), o que pode impor, por um lado, certas restrições nos excessos alimentares e, por outro, menores chances de replicação dos hábitos não saudáveis dos pais (dado que seus efeitos ficam mais dispersos). Nessa última hipótese, decorre que um domicílio formado apenas pelo casal e uma criança é mais propenso a replicar práticas saudáveis ou não do que uma família formada por mais membros.

Em termos globais, a escolaridade paterna não demonstra ter efeitos significativos nas chances de uma criança apresentar o *status* de obesa, mas lares em que as mães são mais instruídas existem mais riscos de obesidade da filha. Uma possível explicação para isso pode estar atrelada a maior inserção dessas mães no mercado de trabalho e o menor tempo para os cuidados com a qualidade nutritiva da alimentação no domicílio, dado que a mulher no Brasil ainda assume a responsabilidade pelas decisões alimentares da família.

Ao calcular as probabilidades de persistência intergeracional da obesidade infantil no Brasil por idade, com diferenciação dos efeitos da obesidade paterna e materna (assegurando os valores médios de todas as demais covariadas), verifica-se uma relação direta entre a idade da criança e as chances de uma filha de pai ou mãe obesa também ser obesa. Para uma criança com 5 anos de idade, a chance de ser obesa é de 7,2%, se a mãe for obesa, e 6,2%, caso o pai tenha esse *status* nutricional. Já para uma criança de 15 anos de idade, tem-se 19,3% de probabilidade dela ser obesa caso a mãe seja obesa e 17,1% para o caso do pai obeso. No cômputo geral, o papel obesidade materna sobrepõe-se ao da obesidade do pai.

Discussão

Este estudo contribui com a literatura nacional ao apresentar evidências sobre as relações entre as condições nutricionais de pais e filhos, haja

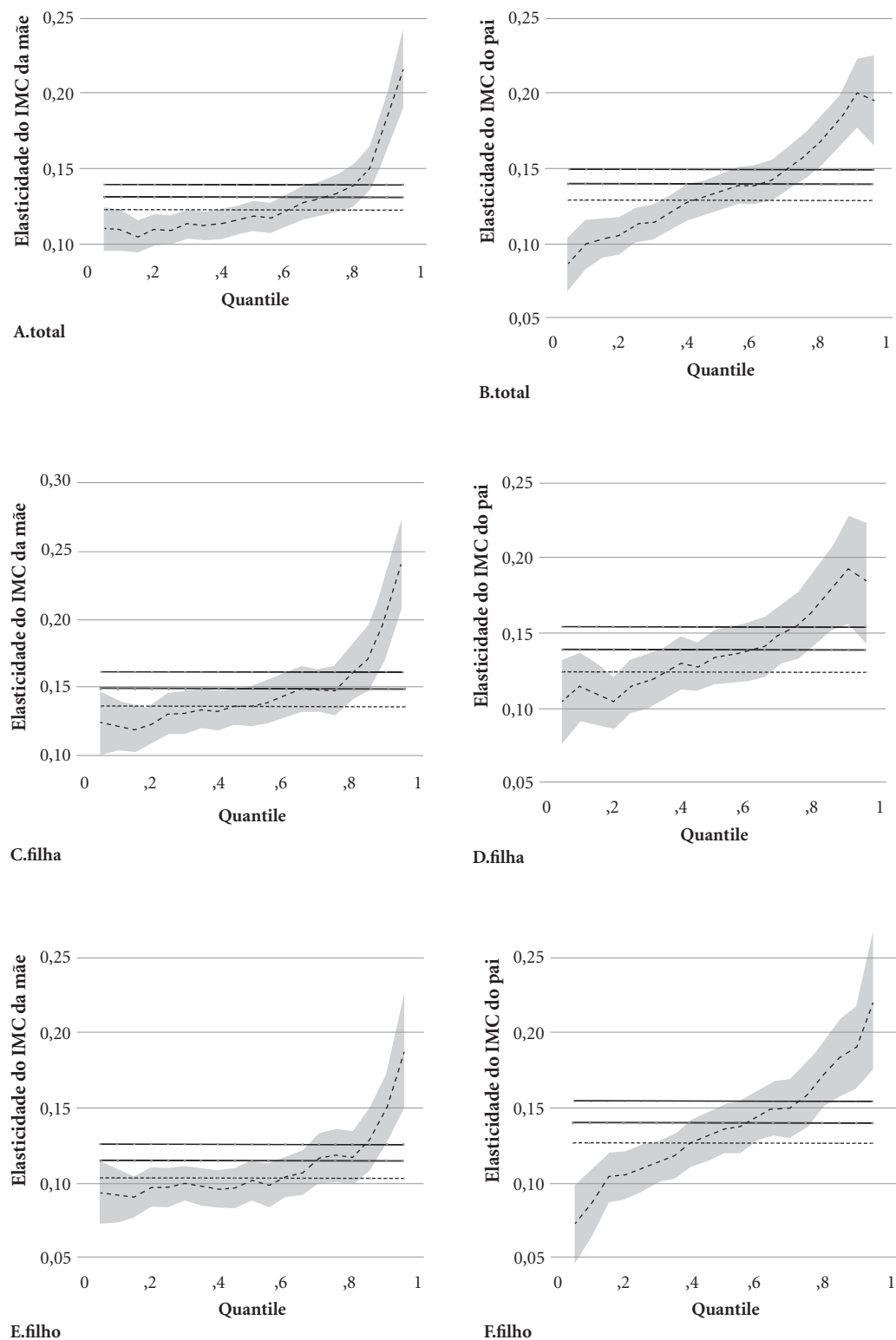


Figura 2. Elasticidades intergeracionais do IMC da mãe e do pai em relação à criança, variando para todos os quantis da distribuição condicional do IMC da criança (total, filha e filho). Dados oriundos da POF17, Brasil, 2008-2009.

Tabela 3. Resultados do modelo logit para as probabilidades de persistência intergeracional da obesidade para crianças que corresidem com pai e mãe (variável dependente: status de obesidade da criança). Dados oriundos da POF¹⁷, Brasil, 2008-2009.

Covariadas	Total Coeficiente	Filha Coeficiente	Filho Coeficiente
Classificação IMC - Mãe (Base: saudável)			
Subnutrido	-0,3383	-1,6610***	0,3225
Sobrepeso	0,3374***	0,2702**	0,3909***
Obeso	1,0107***	1,0374***	0,9943***
Classificação IMC - Pai (Base: saudável)			
Subnutrido	-0,5061	-0,1923	-1,0384*
Sobrepeso	0,3558***	0,2654**	0,4305***
Obeso	0,8365***	0,8420***	0,8294***
Perfil da criança			
Idade	0,1207***	0,1330**	0,1118**
Idade2	-0,0059***	-0,0064***	-0,0056**
Raça Branca	0,0059	-0,0338	0,0432
Frequência escolar	-0,1297	-0,2689*	-0,0036
Características do domicílio			
Número de pessoas no domicílio	-0,1734***	-0,1127***	-0,2353***
Renda total (em log)	0,0311	-0,0219	0,0802
Faixa de Escolaridade dos pais			
Mãe (Base: sem instrução)			
Ensino fundamental incompleto	0,1847	0,3814*	0,0078
Ensino fundamental completo	0,3249*	0,5343**	0,137
Ensino médio completo ou mais anos de estudo	0,3435*	0,4514*	0,2449
Pai (Base: sem instrução)			
Ensino fundamental incompleto	0,0049	-0,1349	0,1652
Ensino fundamental completo	0,1795	0,0073	0,3800*
Ensino médio completo ou mais anos de estudo	0,0848	0,0701	0,141
Dummies regionais (Base: Sudeste)			
Norte	-0,2805***	-0,3695**	-0,1977
Nordeste	-0,2290**	-0,3434**	-0,1242
Sul	0,0475	0,064	0,0312
Centro-Oeste	-0,1459	-0,2936*	-0,0283
Intercepto	-3,3232***	-3,1411***	-3,5202***
N	38.670	18.593	20.077

* p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Nota: Os erros-padrão foram calculados por meio de replicações por *bootstrap*. Bem como as estimativas foram ajustadas ao fator de expansão amostral da POF.

vista a escassez de trabalhos direcionados para o caso brasileiro com essa perspectiva. As escolhas feitas pelas crianças e jovens, sejam elas associadas à saúde ou não, recebem fortes influências do âmbito familiar^{18,27,28}. Partindo deste princípio, os resultados encontrados sobre a obesidade no país sugerem indícios de persistência intergeracional, independentemente do gênero da criança e de sua faixa etária, o que demonstra o papel da família, mais precisamente dos pais, na determinação do estoque de saúde individual tal como observado na literatura internacional^{3,4}.

Para Abrevaya e Tang⁶, a correlação entre o status nutricional dos pais e o status nutricional do filho é motivada por duas fontes primárias: genética e ambiente comum (incluindo hábitos alimentares, rotinas de exercício, distância de restaurantes etc.). Contudo, os autores sublinham que o fator ambiente comum vem ganhando importância, dado o número crescente de indivíduos com excesso de peso corporal. Nessa direção, as taxas de crescimento de pessoas no Brasil com sobrepeso superiores a 160% e 200%, respectivamente, para meninos e meninas entre 5 e 9 anos

de idade nas últimas duas décadas corroboram esse aumento da relevância do ambiente comum e, assim, dos hábitos comportamentais e contextuais da família.

Como verificado, existe uma tendência no país de que as famílias chefiadas por indivíduos com obesidade exponham um padrão menos saudável nos hábitos de consumo alimentar, dada uma menor composição dos gastos com itens dos grupos alimentares com maior peso na dieta nutricional recomendada²⁹ do que a constatada pelas famílias chefiadas por pessoas com IMC classificados como saudáveis. Em termos de políticas públicas, tal ponto reitera a necessidade de ações que promovam uma reeducação alimentar^{30,31}, principalmente pelas consequências nocivas da obesidade sobre a saúde da população, sendo o excesso de peso um dos principais fatores originador/contribuinte pelos óbitos por doenças crônicas não transmissíveis no mundo³².

No que se refere às características domiciliares, a proporção de crianças obesas é maior em lares monoparentais se comparada a lares biparentais, reiterando o papel do núcleo familiar neste contexto. Essa evidência é similar a encontrada por Chen e Escarce³³, pois tais autores descobrem que crianças norte-americanas residentes com ambos os pais possuem menor risco para obesidade do que as residentes em lares monoparentais. Eles justificam, por exemplo, que isso seria reflexo da menor disponibilidade de tempo e suporte social para essas estruturas familiares reduzidas em disponibilizar refeições caseiras e encorajar a prática de atividades físicas. Adverte-se ainda, com base na presente pesquisa, que em lares biparentais, o risco do filho ser obeso é maior caso ambos os pais sejam obesos quando confrontado à lares onde os pais são tidos como saudáveis.

Já em lares monoparentais, os chefiados por homens obesos, em conformidade com os dados da POF, têm uma maior incidência de obesidade dos filhos no cotejo com os lares chefiados por mulheres obesas. Esse fato pode estar refletindo os hábitos alimentares não saudáveis promovidos pelos lares chefiados apenas por homens, visto que a proporção dos gastos com itens de maior frequência de porções em uma dieta equilibrada²⁹ (como cereais, leguminosos, tubérculos e raízes, verduras e frutas) tem um menor peso na cesta de consumo desse tipo de famílias do que nas outras estruturas familiares (lares biparentais e monoparentais chefiado por mulheres).

A análise das elasticidades intergeracionais quantílicas, realizadas apenas para estruturas

familiares biparentais, alvitraram que as medidas de persistência intergeracional do IMC dos pais são mais fortes para níveis mais altos de IMC da criança, sendo condizentes com os achados empíricos de Classen¹ para os EUA. O modelo estatístico confirma as análises realizadas pela matriz markoviana, de forma que os filhos de pais obesos são mais propensos ao problema de obesidade. A escolaridade paterna não se mostra significativa estatisticamente para interferir nas chances da criança ser obesa. No entanto, a escolaridade da mãe aumenta as chances dos filhos serem obesos, o que pode estar associado a um *trade-off* entre a maior inserção ocupacional das mulheres no mercado de trabalho e maiores cuidados com os hábitos alimentares no domicílio. Segundo Chen e Escarce³³, a inserção da mulher no mercado de trabalho acabar por diminuir a oferta de uma melhor alimentação em termos nutritivos para os filhos.

Vale ser ressaltado que as medidas de elasticidade e de persistência entre as gerações são mais fortes para os filhos no final da adolescência, com destaque para uma relação mais intensa entre os indicadores da mãe e filha e do pai e filho, respectivamente. Neste sentido, vários estudos na literatura internacional, como em Morrison et al.³⁴, Rosenkranz et al.³⁵ e Thomas³⁶ corroboram esses resultados ao identificarem também forte correlações entre indicadores nutricionais, por exemplo, de mães e filhas na comparação com os filhos.

Por fim, adverte-se que as medidas de transmissão intergeracional calculadas neste artigo não estão isentas de limitações como em qualquer estudo observacional, no qual se cita os problemas do próprio indicador de massa corporal²² (que tende a superestimar o excesso de peso), as dificuldades da base de dados em identificar novas estruturas familiares, a não consideração de fatores não observados das crianças e das famílias e o caráter não longitudinal dos microdados utilizados (visto que ainda são raras tais tipos de pesquisas no Brasil). Ademais, a escolha de crianças entre 2 e 20 anos de idade, que reflete o padrão de cálculo do IMC por quantil da distribuição por idade e gênero²⁰, é uma necessidade devido à restrição da base de dados utilizada, visto a impossibilidade de identificar na POF os filhos que não residem com os pais. A utilização de filhos com uma faixa etária maior poderia resultar em parâmetros tendenciosos, dado um viés de seleção pela não inclusão daqueles que não moram mais na casa dos pais.

Não obstante a tais restrições, os achados empíricos deste artigo para o Brasil revelam a

necessidade de políticas públicas em saúde que tenham por objetivo reduzir esse processo de transmissão intergeracional da obesidade, pois a persistência do excesso de peso entre as gerações podem impactar na mobilidade socioeconômica dos indivíduos, principalmente para as mulheres acima do peso que sofrem com mais intensidade

a discriminação no mercado de trabalho³⁷. Investigações futuras podem incorporar análises longitudinais, com a finalidade de verificar o comportamento intergeracional ao longo dos ciclos de vida dos pais e dos filhos, bem como testar a hipótese de interdependência das medidas de transmissão entre os irmãos.

Colaboradores

ATC Almeida e JLS Netto Júnior participaram igualmente de todas as etapas de elaboração do artigo.

Referências

1. Classen TJ. Measures of the intergenerational transmission of body mass index between mothers and their children in the United States, 1981–2004. *Econ Hum Biol* 2010; 8(1):30-43.
2. Ferreira VA, Magalhães R. Obesidade no Brasil: tendências atuais. *Rev Port Saúde Pública* 2006; 24(2):71-82.
3. Ahlburg D. Intergenerational transmission of health. *Am Econ Rev*. 1998; 88(2):265-270.
4. Martin MA. The intergenerational correlation in weight: how genetic resemblance reveals the social role of families. *Am J Sociol* 2008; 114(S67-105):1-31.
5. Li L, Law C, Lo Conte R, Power C. Intergenerational influences on childhood body mass index: the effect of parental body mass index trajectories. *Am J Clin Nutr* 2009; 89(2):551-557.
6. Abrevaya J, Tang H. Body mass index in families: spousal correlation, endogeneity, and intergenerational transmission. *Empir Econ*. 2011; 41(3):841-864.
7. Coneus K, Spiess CK. The intergenerational transmission of health in early Childhood – Evidence from the German Socio-Economic Panel Study. *Econ Hum Biol* 2012; 10(1):89-97.
8. Linabery AM, Nahhas RW, Johnson W, Choh AC, Towne B, Odegaard AO, Czerwinski SA, Demerath EW. Stronger influence of maternal than paternal obesity on infant and early childhood body mass index: the Fels Longitudinal Study. *Pediatr Obes* 2013; 8(3):159-169.
9. Solon G. Intergenerational Income Mobility in the United States. *Am Econ Rev* 1992; 82(3):393-408.
10. David J. Zimmerman. Regression toward mediocrity in economic stature. *Am Econ Rev*. 1992; 82(3):409-429.
11. Borjas GJ. The Intergenerational Mobility of Immigrants. *J Labor Econ* 1993; 11(1):113-135.
12. Bartel A, Taubman P. Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases. *Rev Econ Stat* 1979; 61(1):1-8.
13. Deolalikar AB. Nutrition and Labor Productivity in Agriculture: Estimates for Rural South India. *Rev Econ Stat* 1988; 70(3):406-413.

14. Strauss J. The Impact of Improved Nutrition in Labor Productivity and Human Resource Development: An Economic Perspective. In: Andersen PP, editor. *The Political Economy of Food and Nutrition Policies*. London: The Johns Hopkins Press Ltd.; 1993.
15. Correia LL, Silveira DM, Silva AC, Campos JS, Machado MMT, Rocha HAL, Cunha AJLA, Lindsay AC. Prevalência e determinantes de obesidade e sobrepeso em mulheres em idade reprodutiva residentes na região semiárida do Brasil. *Cien Saude Colet* 2011; 16(1):133-145.
16. Ferreira VA, Magalhães R. Obesidade entre os pobres no Brasil : a vulnerabilidade feminina. *Cien Saude Colet* 2011; 16(4):2279-2287.
17. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: Despesas, Rendimentos e Condições de Vida*. Rio de Janeiro: IBGE; 2010.
18. Wickrama KA, Conger RD, Wallace LE, Elder Junior. GH. The Intergenerational Transmission of Health-Risk Behaviors: Adolescent Lifestyles and Gender Moderating Effects. *J Health Soc Behav* 1999; 40(3):258-272.
19. Ferreira SG, Veloso FA. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesqui Planej Econ* 2003; 33(3):481-513.
20. Kuczmarski RJ, Ogden CL, Guo SS, Grummer-Strawn LM, Flegal KM, Mei Z, Wei R, Curtin LR, Roche AF, Johnson CL. 2000 CDC Growth Charts for the United States: methods and development. *Vital Heal Stat* 2002; 11(246):1-190.
21. Goldberger AS. Economic and mechanical models of intergenerational transmission. *Am Econ Rev* 1989; 79(3):504-513.
22. Garn SM, Leonard WR, Hawthorne VM. Three limitations of the body mass index. *Am J Clin Nutr* 1986; 44(6):996-997.
23. Koenker R. *Quantile Regression*. Cambridge: Cambridge University Press; 2005.
24. Wooldridge JW. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Massachusetts: MIT Press; 2010.
25. Becker GS, Tomes N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *J Polit Econ* 1979; 87(6):1153-1189.
26. Bhalotra S, Rawlings SB. Intergenerational persistence in health in developing countries: The penalty of gender inequality? *J Public Econ* 2011; 95(3-4):286-299.
27. Savage JS, Fisher JO, Birch LL. Parental Influence on Eating Behavior. *J Law, Med Ethics* 2007; 35(1):22-34.
28. Schnabel KU, Alfeld C, Eccles JS, Köller O, Baumert J. Parental Influence on Students' Educational Choices in the United States and Germany: Different Ramifications - Same Effect? *J Vocat Behav* 2002; 60(2):178-198.
29. Philippi ST, Latterza AR, Cruz ATR, Ribeiro LC. Pirâmide alimentar adaptada: guia para escolha dos alimentos. *Rev Nutr* 1999; 12(1):65-80.
30. Mello ED, Luft VC, Meyer F. Obesidade infantil: como podemos ser eficazes? *J Pediatr (Rio J)* 2004; 80(3):173-182.
31. Triches RM, Giugliani ERJ. Obesidade, práticas alimentares e conhecimentos de nutrição em escolares. *Rev Saude Publica* 2005; 39(4):541-547.
32. World Health Organization (WHO). Burden: mortality, morbidity and risk factors. In: WHO. *Global status report on noncommunicable diseases 2010*. Geneva: WHO; 2011. p. 9-32.
33. Chen AY, Escarce JJ. Family structure and childhood obesity, Early Childhood Longitudinal Study - Kindergarten Cohort. *Prev Chronic Dis* 2010; 7(3):A50.
34. Mornison JA, Payne G, Barton BA, Khoury PR, Crawford P, Crawford MS. Mother-Daughter Correlations of Obesity and Cardiovascular Disease Risk Factors in Black and White Households: The NHLBI Growth and Health Study. *Am J Public Health* 1994; 84(11):1761-1767.
35. Rosenkranz RR, Bauer A, Dziewaltowski DA. Mother-Daughter Resemblance in BMI and Obesity-Related Behaviors. *Int J Adolesc Med Health* 2010; 22(4):477-489.
36. Thomas D. Like Father, like Son; Like Mother, like Daughter: Parental Resources and Child Height. *J Hum Resour* 1994; 29(4):950-988.
37. Lobstein T. Prevalence and costs of obesity. *Medicine (Baltimore)* 2011; 39(1):11-13.

Artigo apresentado em 07/03/2014

Aprovado em 16/09/2014

Versão final apresentada em 18/09/2014