



## Efeitos da renda domiciliar per capita e indicadores de desenvolvimento econômico no consumo calórico da população brasileira

### Effects of per capita household income and economic development indicators on calorie intake in the Brazilian population

**Autor(es): João Pedro Simões Magro**

**Filiação: Unicamp, Instituto de Economia, NEA +**

**E-mail: [jpsmagro@gmail.com](mailto:jpsmagro@gmail.com)**

Grupo de Trabalho (GT): GT10 Abastecimento, segurança alimentar e nutricional e dinâmicas de consumo.

#### Resumo

Este artigo tem como objetivo identificar relações não causais entre o consumo calórico diário per capita estimado – como proxy para segurança alimentar e nutricional – com a renda domiciliar *per capita*, características populacionais e indicadores de desenvolvimento econômico. A partir da literatura recente em economia nutricional, que estuda as relações entre rendimentos, preços, necessidades e preferências alimentares, o artigo destaca a multidimensionalidade das características alimentares e dos fatores que afetam o consumo calórico individual. O principal resultado observado é o efeito da renda no consumo calórico da população brasileira. A relação entre renda e consumo calórico evidencia um problema estrutural que requer políticas públicas de dupla função para combater o duplo fardo da má nutrição. A distribuição da elasticidade da renda no consumo calórico nos quantis significa que o aumento da renda tem um efeito maior na população com alto consumo calórico do que na população com baixo consumo. Esse problema é agravado nos domicílios rurais. Além disso, apenas as mulheres dos domicílios urbanos apresentaram alguma redução no consumo calórico em resposta às variáveis que compunham o modelo, a idade e o acesso ao esgoto. Esses resultados apontam para a necessidade de uma análise mais profunda das vias causais que abordem os problemas decorrentes do desenvolvimento econômico e seu impacto na alimentação e ingestão calórica da população.

Palavras-chave: Consumo calórico individual, Duplo fardo da má nutrição, regressão quantílica, POF, Segurança Alimentar.

#### Abstract

In this article we focused at identifying non-causal relationships between daily *per capita* caloric consumption – representing food and nutritional security of the population – with income, population characteristics, and economic development variables. Drawing on the recent literature in nutritional economics that examines the relationship between income, prices, dietary needs, and preferences, the article highlights the multidimensionality of both dietary



characteristics and factors that affect individual caloric consumption. The main result observed is the effect of income on calorie consumption in the Brazilian population. The relationship between income and calorie consumption highlights a structural problem that requires dual-function public policies to combat the double burden of malnutrition. The distribution of income elasticity in calorie consumption across quantiles means that the increase in income has a greater effect on the population with high calorie consumption than on the population with low calorie consumption. This problem is exacerbated in rural households. Furthermore, only females in urban households showed any reduction in calorie consumption in response to the variables that composed the model, namely age and access to sewerage. These results point to the need for a deeper analysis of causal pathways that address the problems arising from economic development and its impact on the population's food and calorie intake.

**Key words:** Individual caloric intake, Double burden of malnutrition, Quantile regression, POF, Food security.

## 1. Introdução

Desde 2019, após a publicação do Relatório da Comissão Lancet "*The Global Syndemic of Obesity, Undernutrition and Climate Change*" (SWINBURN et al., 2019), o debate sobre o duplo fardo da má nutrição (DFM) e a sua relação com as alterações climáticas ganhou força devido aos riscos e desafios infligidos à sociedade, ambiente, e para o próprio planeta. Descrita como uma sindemia global, os sistemas alimentares globais e o consumo alimentar constituem dois dos principais vetores que possuem um impacto para além da valoração econômica, incluindo a perda do potencial humano, a perturbação social e iniquidade. Estes vetores contribuem e exacerbam efeitos em nível mundial, mas principalmente nos países de baixo rendimento e mais pobres, e além disso, tendem a aumentar a degradação da crise climática (SWINBURN et al., 2019).

A ocorrência do DFM em nível mundial está fortemente associada a domicílios situados em países de rendimentos baixos e médios, com maior probabilidade de ocorrência em domicílios com baixa renda per capita situados na região rural destes países (POPKIN; CORVALAN; GRUMMER-STRAWN, 2020, p. 2).

O processo de transição alimentar, ou seja, os padrões e escolhas alimentares, ainda está se desenvolvendo nos países de menor rendimento. Nele espera-se uma piora da qualidade da dieta e uma proliferação de doenças crônicas relacionadas com dietas desequilibradas, ao passo que o consumo calórico nesses países tem aumentado (MASTERS; FINARET; BLOCK, 2022; POPKIN et al., 2021; POPKIN; CORVALAN; GRUMMER-STRAWN, 2020).

O importante papel da renda na dinâmica alimentar, quando maiores elasticidades observadas nos domicílios com renda média ou superior, maior é a probabilidade de ser observado um agravamento dos problemas associados à desnutrição com o desenvolvimento econômico destes países (SALOIS; TIFFIN; BALCOMBE, 2012, p. 1717). Com o agravante de que os países de rendimento baixo e médio ainda não têm um conhecimento significativo do que molda as escolhas alimentares das suas populações devido ao processo de transição nutricional (FINARET; MASTERS, 2019, p. 237).

Dada a nova realidade nutricional, com o consumo de alimentos ultraprocessados energeticamente densos que propiciam a ocorrência simultânea das diversas formas de má



nutrição, e a revolução da comercialização de produtos alimentícios não essenciais, que promove o distanciamento entre o consumidor e o produtor, atuam de forma síncrona contra a capacidade de atuação pública e estatal no setor (POPKIN; CORVALAN; GRUMMER-STRAWN, 2020, p. 3–4). Junto dessa caracterização, os impactos das alterações climáticas nas cadeias e mercados de abastecimento alimentar têm efeitos diretos e indiretos na sociedade. A falta de capacidade de ação e de promoção dos padrões de consumo alimentar necessários colocam políticas públicas como um elemento chave para enfrentar tal sindemia (POPKIN et al., 2021, p. 467 - 468).

Para tal, políticas públicas que visam combater o duplo e triplo fardo da má nutrição devem agregar tanto a análise de mecanismos causais baseados na microeconometria, quanto a análise de desfechos descritos por vias relacionadas com a pobreza e sua multidimensionalidade – causas subjacentes, fatores domiciliares e fatores individuais (FINARET; MASTERS, 2019, p. 240). Indicadores do desenvolvimento econômico – relacionados à pobreza – possuem alta capacidade preditiva da probabilidade de exposição à insegurança alimentar quando comparadas às linhas de pobreza pecuniárias (ZILIAK; GUNDERSEN; VAUDIN, 2023, p. 223).

Este artigo propõe uma análise da elasticidade entre o rendimento e o consumo calórico e a sua interação de características socioeconômicas e de indicadores de desenvolvimento econômico.

## 2. Materiais e Métodos

### 2.1. Fonte dos dados e descrição das variáveis

O artigo analisa dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) (IBGE, 2022) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) entre 11 de junho de 2017 e 9 de julho de 2018 com cobertura nacional. A pesquisa recolheu informações que descrevem a composição dos orçamentos familiares na sua forma monetária e não monetária, o padrão de vida e o perfil nutricional da população brasileira para apoiar a elaboração de políticas públicas (IBGE, 2019, p. 7).

A unidade amostral do inquérito são os domicílios e o peso de cada observação redime-se à esta unidade, entretanto há algumas informações amostradas referentes ao próprio indivíduo (IBGE, 2020, p. 21–22). A amostra de consumo alimentar compreende 24 horas do consumo individual de cada morador em dois dias não consecutivos de todos os residentes com mais de 9 anos de idade. A amostragem do consumo alimentar cobre apenas um terço da amostra total de famílias da POF 2017-2018 (IBGE, 2020, p. 23–26).

Pode-se assim dividir as informações analisadas no artigo em dois níveis distintos, referentes ao indivíduo – com as variáveis de consumo calórico, idade, anos de estudo e gênero – e referentes ao domicílio – como acesso à serviços públicos, renda e localização urbano ou rural.

### 2.2. Método

Para cada indivíduo da amostra foi calculado o consumo energético per capita em quilocalorias, que é a média aritmética entre os dois dias considerados não atípicos amostrados



(IBGE, 2020, p. 40). As quilocalorias consumidas foram então normalizadas como descrito por CLARO et al. (2010), onde o consumo calórico amostrado é multiplicado pelo fator de conversão adulto-equivalente. O fator consiste na divisão da necessidade de ingestão previamente estimada dividida pela necessidade padrão de consumo adulto, de 2.550 Kcal por dia. A necessidade de ingestão calórica estimada considera diferentes idades e sexo, variando entre 0 e 51+ anos de idade e pondera a mudança no consumo de calorias em mulheres grávidas e em período de amamentação (CLARO et al., 2010, p. 3).

A variável Idade foi introduzida no modelo como forma funcional quadrática, e Anos de Estudo foi extraída dos dados sem qualquer modificação.

A renda domiciliar per capita, que consiste no somatório total da renda domiciliar dividido pelo número de pessoas que compõem a unidade de consumo. As variáveis referentes ao acesso a serviços públicos de infraestrutura pelo domicílio que são variáveis binárias – assumem 0 quando privadas e 1 quando não privadas – foram elaboradas e atribuídas para cada indivíduo amostrado.

O modelo de regressão quantílica foi escolhido devido às características observadas nos dados e pelo ferramental de análise de hipóteses. Espera-se que o consumo calórico tenha uma distribuição heterocedástica, e segundo WOOLDRIDGE (2018, p. 322), quando comparado ao modelo clássico de regressão linear, a regressão quantílica não assume uma distribuição homocedástica da variável dependente. Além do pressuposto menos restritivo, a capacidade de estimar regressões condicionais aos quantis viabiliza a mensuração da dispersão condicional de covariáveis (BUCHINSKY, 1994, p. 453; BUCHINSKY; HAHN, 1998; ANGRIST; CHERNOZHUKOV; FERNANDEZ-VAL, 2004, p. 3–6; ANGRIST; PISCHKE, 2009, p. 270). Ao analisar o consumo calórico, o interesse recai sobre as caudas da distribuição e suas interações com as covariáveis, a regressão quantílica viabiliza uma análise destas regiões onde a dieta é crítica e expressa desnutrição em todas suas formas (SALOIS; TIFFIN; BALCOMBE, 2012, p. 1721).

O modelo de regressão quantílica foi aplicado em nove decis – 1º até 9º – com o propósito de se ter uma visão ampla em todas as populações do consumo calórico e pode ser representado de forma simplificada como:

$$Y_{k\tau} = \alpha_{\tau} + \beta_{1\tau}RDPC_k + \beta_{2\tau}PM'_k + \varepsilon_{\tau} \quad (1)$$

Onde  $Y_{k\tau}$  é o consumo calórico adulto-equivalente do indivíduo  $K$  no quantil  $\tau$ ,  $RDPC$  é o logaritmo natural da renda domiciliar per capita e  $PM'$  é o vetor de variáveis de indicadores sociais e indicadores de desenvolvimento que servem também como variáveis controle no modelo.  $\varepsilon_{\tau}$  é o termo residual de cada quantil.

$$Q(\beta_{\tau}) = \sum_{k:y_k \geq x'_k \beta} \tau |\varepsilon_{\tau}| + \sum_{k:y_k < x'_k \beta} (1 - \tau) |\varepsilon_{\tau}| \quad (2)$$

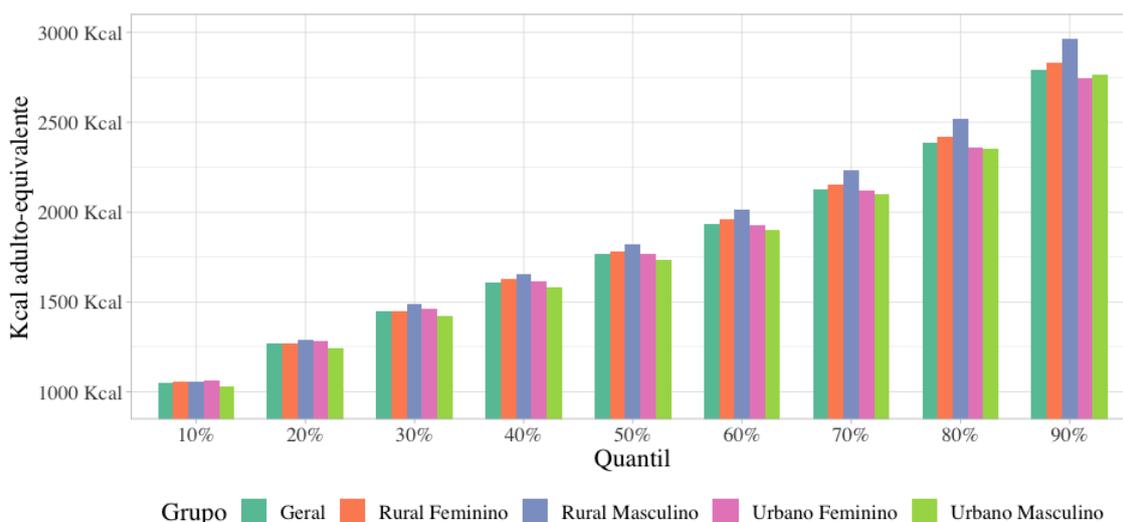
E através da função-objetiva (2), o estimador  $\hat{\beta}_{\tau}$  minimiza  $\varepsilon_{\tau}$ , onde  $\varepsilon_{\tau} = y_k - x'_k \beta_{\tau}$  e  $0,1 \leq \tau \leq 0,9$ . A leitura, manipulação e estimação do modelo foram executadas no programa R versão 4.2.1.



### 3. Resultados

No apêndice A está disponível a tabela descritiva de medidas de dispersão. As médias observadas do consumo calórico em quilocalorias adulto-equivalentes entre os quantis estão representadas na Figura 1. Nela é possível observar que nos quantis com menor consumo, estes possuem médias próximas entre si e, conforme o consumo aumenta – junto dos quantis – a disparidade entre as médias também aumenta.

Figura 1 – Consumo calórico médio nos quantis da distribuição, em quilocalorias adulto-equivalente, distribuição geral, por região e por sexo.



Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE (2022).

As médias entre os sexos seguem incrementos próximos dentro da região de origem. Municípios de regiões rurais possuem consumo calórico maior do que a média geral observada nas regiões urbanas. Além disso, na região rural a disparidade entre as médias do sexo masculino e feminino aumentam conforme aumentam os quantis. Em contraposição, nos municípios classificados como urbanos a disparidade entre as médias de consumo calórico dos sexos cai conforme o incremento dos quantis.

A análise, de toda a população amostrada<sup>1</sup> pela pesquisa POF, do efeito da renda domiciliar *per capita* no consumo individual calórico apresentou trajetória ascendente conforme aumentam os quantis – com significância estatística. Nesta análise, a elasticidade é positiva e revela uma relação em que os 10% da população com o menor consumo calórico – cauda esquerda da distribuição – também possuem a menor elasticidade ao incremento no rendimento em toda a distribuição (Tabela 1).

Tabela 1 – Tabela sumário dos modelos de regressão quantílica, beta estimado, intervalo de confiança e nível de significância estatística para todo o banco de dados.

KCALEq

<sup>1</sup> Totalizando 43.956,0 indivíduos amostrados pela POF.



	Quantil 10%	Quantil 20%	Quantil 30%	Quantil 40%	Quantil 50%	Quantil 60%	Quantil 70%	Quantil 80%	Quantil 90%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log RDPC	44,59*** (7,10)	54,53*** (7,08)	63,47*** (7,31)	65,41*** (7,52)	70,28*** (7,60)	80,25*** (8,74)	93,04*** (9,48)	108,47** *	114,15*** (14,87)
Idade	-4,62*** (1,29)	-5,16*** (1,21)	-4,28*** (1,24)	-5,24*** (1,27)	-4,64*** (1,33)	-4,30** (1,56)	-4,83** (1,49)	-3,53+ (2,01)	-3,99+ (2,32)
Idade <sup>2</sup>	0,05*** (0,02)	0,06*** (0,01)	0,05*** (0,01)	0,06*** (0,01)	0,06** (0,02)	0,05** (0,02)	0,05** (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)
Anos de estudo	2,21 (1,48)	2,42+ (1,43)	4,10** (1,47)	3,28* (1,56)	4,11** (1,55)	3,14+ (1,79)	0,63 (1,95)	-0,49 (2,32)	-2,29 (2,95)
Acesso à rede de esgoto	60,68*** (16,59)	77,11*** (16,50)	57,61** (21,97)	57,48** (20,82)	55,64** (20,54)	44,86* (22,77)	62,36* (27,97)	60,09 (38,04)	-8,53 (47,78)
Acesso à água encanada	-32,76** (10,89)	-16,16 (12,20)	-27,39* (13,69)	-39,27** (13,55)	-58,26*** (14,02)	-56,00*** (15,55)	-74,30*** (16,08)	-88,79*** (21,55)	-66,21** (25,16)
Acesso à energia elétrica	8,37 (36,64)	-36,18 (61,93)	-47,92 (63,41)	-139,38* (70,32)	-119,86* (51,76)	- (42,15)	-138,23* (59,82)	- (54,57)	-68,24 (93,78)
Constante	752,63* ** (55,42)	927,20*** (74,22)	1,049,66* ** (76,31)	1,316,46* ** (82,32)	1,415,26* ** (67,97)	1,543,37* ** (65,21)	1,676,21* ** (79,85)	1,868,28 *** (86,54)	2,209,25* ** (125,45)

Nota: \*\*\* - Significante a 0,1%; \*\* - Significante a 1%; \* - Significante a 5%; + - Significante a 10%.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE (2022).

No vetor de variáveis de indicadores sociais e indicadores de desenvolvimento os únicos dois regressores com significância estatística foram o acesso à rede de esgoto e acesso à água encanada, com efeitos opostos. O acesso à rede de esgoto tem efeito positivo nos quantis inferiores, com significância estatística, em formato de “U” invertido entre os quantis 1º e 6º, com a maior elasticidade observada no segundo quantil. Na cauda superior a relação não possui significância estatística – quantis 8º e 9º. A variável acesso à água encanada possui efeito negativo no consumo calórico, e ele é crescente com o incremento dos quantis, com formato de “U” sendo que apenas o segundo quantil não apresenta significância estatística.

No meio urbano, tanto para homens<sup>2</sup> quanto para mulheres<sup>3</sup>, todos os quantis possuem significância estatística na relação entre a renda domiciliar *per capita* e o consumo de calorias

<sup>2</sup> Com 15.109,0 observações.

<sup>3</sup> Com 18.424,0 observações.



adulto-equivalente (Tabela 2 e Tabela 3). Comparativamente, nos três primeiros e nos quatro últimos quantis a elasticidade é mais alta para indivíduos do sexo masculino, e mais uma vez, as menores elasticidades foram observadas nos quantis inferiores.

Tabela 2 – Tabela sumário dos modelos de regressão quantílica, beta estimado, intervalo de confiança e nível de significância estatística para indivíduos do sexo masculino residentes em regiões urbanas.

	KCALEq									
	Quantil 10%	Quantil 20%	Quantil 30%	Quantil 40%	Quantil 50%	Quantil 60%	Quantil 70%	Quantil 80%	Quantil 90%	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
Log RDPC	52,61** *	57,94***	62,45***	58,38***	69,40***	81,77***	94,15***	106,97* **	96,47***	
	(14,14)	(11,41)	(12,35)	(11,49)	(13,11)	(16,00)	(16,42)	(20,80)	(24,47)	
Idade	-5,40* (2,37)	-3,36+ (1,76)	-1,24 (1,99)	-0,05 (1,91)	0,00 (2,29)	-0,10 (2,72)	1,42 (2,76)	-3,07 (3,58)	-0,43 (5,18)	
Idade <sup>2</sup>	0,07* (0,03)	0,05* (0,02)	0,02 (0,02)	0,01 (0,02)	0,01 (0,03)	0,01 (0,03)	-0,01 (0,03)	0,05 (0,04)	0,02 (0,06)	
Anos de estudo	2,67 (2,94)	1,04 (2,32)	0,81 (2,53)	1,05 (2,49)	-1,38 (2,66)	-3,13 (3,38)	-6,87* (3,46)	-6,61 (4,24)	-8,47 (5,38)	
Acesso à rede de esgoto	70,86 (47,22)	55,41+ (29,22)	65,81 (57,30)	74,86* (34,79)	76,26 (54,97)	119,61* (50,63)	188,28* * (46,16)	151,34 (106,24 )	219,28 (163,11)	
Acesso à água encanada	-48,76+ (27,53)	29,35 (23,87)	50,53* (23,91)	15,24 (30,15)	7,13 (32,08)	17,88 (33,25)	-9,50 (34,51)	30,04 (57,35)	11,29 (56,57)	
Acesso à energia elétrica	157,35 *** (26,65)	62,52 (131,24)	61,06 (60,74)	-13,55 (194,40)	-41,98 (72,65)	-196,73 (389,75)	- (41,88)	112,13** (573,90 )	-529,64 (428,73)	-472,96
Constante	530,83 *** (86,82)	729,57* * (147,27)	814,86* * (103,65)	1,067,13 *** (206,95)	1,193,24 *** (113,19)	1,398,39 *** (402,16)	1,386,22 *** (109,68)	2,034,6 0*** (592,91 )	2,390,87 *** (409,79)	

Nota: \*\*\* - Significante a 0,1%; \*\* - Significante a 1%; \* - Significante a 5%; + - Significante a 10%.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE (2022).



A idade não interfere no consumo calórico da população urbana masculina, em contrapartida, as mulheres têm relação negativa entre a idade e o consumo calórico, que aumenta sua magnitude com o aumento dos quantis, com significância estatística de 5% em toda a distribuição.

A variável anos de estudo registra efeito positivo no consumo feminino (Tabela 3), com tendência estável entre os quantis, com significância estatística nos quantis do centro da distribuição – do 3º ao 8º. O consumo masculino é insensível aos anos de estudo, sem significância estatística em toda a distribuição. As demais variáveis do vetor de controle não apresentaram significância estatística, portanto não serão analisadas.

Tabela 3 – Tabela sumário dos modelos de regressão quantílica, beta estimado, intervalo de confiança e nível de significância estatística para indivíduos do sexo feminino residentes em regiões urbanas.

	KCALEq								
	Quantil 10%	Quantil 20%	Quantil 30%	Quantil 40%	Quantil 50%	Quantil 60%	Quantil 70%	Quantil 80%	Quantil 90%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log RDPC	34,82** *	51,92***	63,90***	66,07***	79,58***	75,92***	84,04***	95,06***	113,59***
	(10,43)	(11,58)	(11,14)	(11,53)	(11,78)	(12,22)	(14,38)	(16,89)	(22,92)
Idade	-6,67**	-10,02***	-9,87***	-11,99***	-9,42***	-12,27***	-13,48***	-11,09**	-14,53**
	(2,36)	(2,19)	(2,15)	(1,81)	(2,26)	(2,45)	(2,52)	(3,40)	(4,75)
Idade <sup>2</sup>	0,08**	0,11***	0,11***	0,13***	0,10***	0,13***	0,14***	0,11**	0,13*
	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,05)
Anos de estudo	3,18	4,51 <sup>+</sup>	7,14**	7,30**	6,71**	8,36***	8,61**	7,28*	6,35
	(2,17)	(2,36)	(2,28)	(2,35)	(2,43)	(2,44)	(2,91)	(3,46)	(5,07)
Acesso à rede de esgoto	37,77*	15,13	-45,11	-44,92	-47,59	-37,18	-51,05	-	-169,38**
	(14,71)	(49,63)	(38,82)	(41,37)	(51,08)	(33,43)	(58,06)	131,64 <sup>+</sup>	(57,92)
Acesso à água encanada	12,05	16,10	15,15	-5,03	-32,90	-12,62	-38,19	-59,53	-67,61
	(17,01)	(28,51)	(33,02)	(31,89)	(37,77)	(24,66)	(40,29)	(58,84)	(62,24)
Acesso à energia elétrica	510,44 <sup>+</sup>	278,29	354,41 <sup>+</sup>	13,56	-125,58	-4,31	126,68	291,57**	648,83***
	(275,7 1)	(799,33)	(203,22)	(355,38)	(311,63)	(46,01)	(256,53)	(88,15)	(97,83)
Constante	343,54	754,38	807,44** *	1,329,32 ***	1,524,34 ***	1,594,72 ***	1,648,90 ***	1,750,9 6***	1,791,18 ***



KCALEq								
Quantil 10%	Quantil 20%	Quantil 30%	Quantil 40%	Quantil 50%	Quantil 60%	Quantil 70%	Quantil 80%	Quantil 90%
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(284,33)	(803,21)	(215,07)	(362,08)	(321,50)	(92,86)	(272,24)	(138,69)	(171,09)

Nota: \*\*\* - Significante a 0,1%; \*\* - Significante a 1%; \* - Significante a 5%; + - Significante a 10%.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE (2022).

Observando os dois extremos da distribuição em domicílios situados no meio urbano, o primeiro quantil para o sexo masculino tem consumo calórico influenciado para cima apenas pelo acesso à energia elétrica e pelo incremento da renda. No quantil superior, nenhum dos regressores apresentou influência no consumo de calorias. Já o sexo feminino nos três primeiros quantis, para além da renda, anos de estudo – a partir do segundo quantil –, e no primeiro quantil acesso à rede de esgoto e energia elétrica tem efeito positivo no consumo de calorias. Apenas no último quantil há efeito de redução, com as variáveis idade e acesso à rede de esgoto.

A avaliação do conjunto de dados das observações provenientes de municípios classificados como rurais, mostrou que o efeito da renda domiciliar *per capita* sobre o consumo calórico apresentou os maiores estimadores com significância estatística do artigo, tanto para pessoas do sexo feminino<sup>4</sup>, quanto para pessoas do sexo masculino<sup>5</sup>. A população de indivíduos do sexo feminino na região rural apresenta nos dois primeiros quantis os menores efeitos estimados; entretanto a partir do terceiro quantil a elasticidade cresce acentuadamente, ultrapassando tanto a elasticidade do sexo masculino quanto a do sexo feminino da região Urbana.

Para a população de pessoas do sexo masculino, apenas a idade parece ser fator que influencia o consumo calórico entre as variáveis de controle. Esta possui relação positiva que aumenta conforme o quantil aumenta, sem significância estatística apenas nos 2º e 3º quantis (Tabela 4).

Tabela 4 – Tabela sumário dos modelos de regressão quantílica, beta estimado, intervalo de confiança e nível de significância estatística para indivíduos do sexo masculino residentes em regiões rurais.

KCALEq									
Quantil 10%	Quantil 20%	Quantil 30%	Quantil 40%	Quantil 50%	Quantil 60%	Quantil 70%	Quantil 80%	Quantil 90%	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
Log RDPC	85,79** *	113,44** *	106,26** *	103,73** *	122,64** *	132,23** *	148,81** *	175,63** *	190,33** *
	(14,99)	(15,77)	(19,72)	(18,58)	(18,57)	(20,68)	(26,03)	(27,56)	(41,46)

<sup>4</sup> Com 5.072,0 observações.

<sup>5</sup> Com 5.351,0 observações.



	KCALEq								
	Quantil 10%	Quantil 20%	Quantil 30%	Quantil 40%	Quantil 50%	Quantil 60%	Quantil 70%	Quantil 80%	Quantil 90%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Idade	7,01** (2,52)	2,32 (3,06)	3,80 (3,18)	6,89* (3,02)	9,09** (2,88)	10,29** (3,31)	10,11* (3,94)	16,08*** (4,36)	17,45*** (4,98)
Idade <sup>2</sup>	- 0,09*** (0,02)	-0,05 (0,04)	-0,05 (0,04)	-0,08* (0,04)	-0,11*** (0,03)	-0,12** (0,04)	-0,12** (0,04)	-0,19*** (0,05)	-0,19*** (0,05)
Anos de estudo	-2,79 (3,15)	-7,39+ (4,24)	-4,53 (4,54)	-6,23 (4,33)	-7,26 (4,51)	-4,53 (4,83)	-6,19 (6,35)	-6,37 (6,52)	-5,24 (10,12)
Acesso à rede de esgoto	63,13 (40,70)	79,23+ (44,74)	103,76** (35,33)	109,20** (41,68)	85,03* (39,78)	69,25 (47,99)	94,33* (42,81)	150,22* (63,78)	89,02 (106,47)
Acesso à água encanada	22,49 (29,20)	-13,18 (29,34)	-48,14 (33,87)	-40,13 (32,63)	-48,76 (33,95)	-57,79 (36,25)	-48,78 (51,17)	-53,08 (45,93)	-36,95 (73,63)
Acesso à energia elétrica	28,98 (40,56)	-12,14 (51,90)	-0,20 (115,15)	-96,65 (97,93)	-132,72* (55,11)	-134,16 (88,55)	-179,43+ (95,91)	- 255,90** (89,08)	-271,73 (176,34)
Constante	326,86*** (91,41)	528,68** (108,91)	669,52** (160,15)	885,56** (143,73)	966,96** (116,56)	1,038,31*** (146,55)	1,181,71*** (173,74)	1,191,61*** (176,41)	1,494,65*** (283,70)

Nota: \*\*\* - Significante a 0,1%; \*\* - Significante a 1%; \* - Significante a 5%; + - Significante a 10%.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE (2022).

Já para a população feminina idade não possui efeito sobre o consumo, assim como acesso à água encanada; entretanto anos de estudo, acesso à rede de esgoto e acesso à energia elétrica influenciam o consumo dessa população. Anos de estudo possui relação com significância estatística do primeiro ao sétimo quantil, com comportamento estável na distribuição (Tabela 5).

Tabela 5 – Tabela sumário dos modelos de regressão quantílica, beta estimado, intervalo de confiança e nível de significância estatística para indivíduos do sexo feminino residentes em regiões rurais.



	KCALEq								
	Quantil 10%	Quantil 20%	Quantil 30%	Quantil 40%	Quantil 50%	Quantil 60%	Quantil 70%	Quantil 80%	Quantil 90%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log RDPC	32,71 <sup>+</sup> (18,18)	51,33 <sup>**</sup> (17,71)	78,59 <sup>***</sup> (18,43)	83,38 <sup>***</sup> (18,55)	97,96 <sup>***</sup> (19,67)	104,04 <sup>**</sup> (22,74)	107,81 <sup>**</sup> (25,05)	136,63 <sup>**</sup> (30,54)	158,61 <sup>**</sup> (43,40)
Idade	-2,14 (2,75)	-3,61 (3,01)	-5,09 (3,59)	-5,43 <sup>+</sup> (2,96)	-5,32 (3,35)	-6,28 (3,86)	-8,35 <sup>+</sup> (4,33)	-7,51 (5,44)	-7,62 (5,62)
Idade <sup>2</sup>	0,02 (0,03)	0,03 (0,03)	0,05 (0,04)	0,05 (0,03)	0,04 (0,04)	0,07 (0,05)	0,09 <sup>+</sup> (0,05)	0,06 (0,06)	0,04 (0,06)
Anos de estudo	10,13 <sup>*</sup> (4,05)	9,64 <sup>*</sup> (3,83)	15,85 <sup>***</sup> (3,91)	13,42 <sup>***</sup> (3,95)	10,82 <sup>*</sup> (4,37)	16,46 <sup>***</sup> (4,94)	12,73 <sup>*</sup> (5,33)	3,55 (6,16)	-5,17 (9,37)
Acesso à rede de esgoto	93,72 <sup>**</sup> (31,53)	115,94 <sup>**</sup> (35,92)	110,01 <sup>**</sup> (35,33)	175,95 <sup>**</sup> (37,98)	119,59 <sup>*</sup> (48,25)	67,16 (46,20)	83,24 (60,46)	9,58 (61,83)	-5,38 (74,53)
Acesso à água encanada	-39,31 (38,67)	-6,73 (29,55)	-21,29 (31,80)	-56,59 <sup>+</sup> (30,96)	-60,79 <sup>+</sup> (33,48)	-71,32 <sup>+</sup> (40,20)	-69,12 (43,87)	-52,46 (53,82)	-76,40 (73,69)
Acesso à energia elétrica	- 128,14 <sup>+</sup> (73,60)	-156,93 <sup>+</sup> (83,56)	- 141,44 <sup>**</sup> (49,40)	-131,86 <sup>+</sup> (78,49)	-111,98 (71,98)	-95,20 (84,02)	-81,44 (121,84)	-107,26 (77,78)	46,66 (96,43)
Constante	862,49 <sup>***</sup> (127,52)	1,001,10 <sup>***</sup> (133,07)	984,91 <sup>**</sup> (122,28)	1,072,19 <sup>***</sup> (128,86)	1,202,35 <sup>***</sup> (135,08)	1,297,81 <sup>***</sup> (153,92)	1,508,52 <sup>***</sup> (188,54)	1,752,25 <sup>***</sup> (192,82)	1,968,69 <sup>***</sup> (249,13)

Nota: \*\*\* - Significante a 0,1%; \*\* - Significante a 1%; \* - Significante a 5%; + - Significante a 10%.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE (2022).

Acesso à rede de esgoto influencia positivamente o consumo de calorias pela população feminina rural dos quantis mais baixos da distribuição – entre o 1º e o 5º – com um formato de “U” invertido. O último parâmetro analisado, acesso à energia elétrica, apresentou relação negativa com o consumo de calorias pelo sexo feminino nos primeiros quantis, com formato de “U”, e significância estatística apenas nos quatro primeiros quantis.

Em domicílios situados na região rural, o aumento do consumo foi detectado nos três primeiros quantis pelo sexo feminino por três vias, através da renda domiciliar, anos de atendimento à escola e com seu maior efeito observado, acesso à rede de esgoto. No sexo masculino se dá único e exclusivamente pelo incremento na renda domiciliar. Para o último



quantil nenhuma das variáveis listadas promoveu a redução do consumo de calorias, em ambos os sexos.

#### 4. Discussão

O primeiro ponto a ser considerado nesta análise, sob a perspectiva da implementação de políticas públicas de combate à fome, é que em todos os recortes de dados analisados os quantis com o menor consumo calórico – cauda esquerda da distribuição – registraram a menor elasticidade entre consumo calórico e renda domiciliar *per capita*. Ainda considerando políticas públicas que combatam a má nutrição em todos os seus aspectos, incluindo o consumo calórico excessivo – porção caudal à direita –, a elasticidade renda nesta região da distribuição é a maior observada pelo estudo, em todos os planos de dados.

Essa característica observada na população configura uma situação de difícil solução; apesar da já relatada relação entre renda – e a manutenção de sua estabilidade, principalmente por benefícios pagos pelo estado – e redução na prevalência de indivíduos em insegurança alimentar (HOFFMANN, 2021, p. 4); a reduzida elasticidade renda nos quantis inferiores e a – relativa – maior elasticidade renda nos quantis superiores indicam a necessidade de políticas que influenciem o consumo alimentar para além do aumento da renda *per capita* (SALOIS; TIFFIN; BALCOMBE, 2012, p. 1717).

O propósito desse tipo de abordagem é lidar com o consumo calórico excessivo e o DFM, efeito colateral da transição alimentar combinada com a afluência econômica e globalização das dietas através de políticas de dupla ação que levem em consideração o contexto e a subpopulação alvo (SEFERIDI et al., 2022, p. 6; TALUKDAR; SEENIVASAN, 2022, p. 4).

Considerando toda a amostra populacional, a renda domiciliar *per capita* e o acesso à rede de esgoto estão relacionados com o aumento do consumo calórico na cauda esquerda da distribuição – área de insuficiência calórica –, enquanto a idade e o acesso à água encanada têm relação negativa com o consumo calórico na cauda direita.

Ao ser analisada a influência dos indicadores de desenvolvimento social, representados no vetor de variáveis, estes registraram efeito marginal de magnitude superior ao efeito da renda domiciliar *per capita* sobre o consumo calórico dos primeiros quantis da distribuição.

Para a população urbana nos primeiros quantis da distribuição o sexo masculino se beneficia com o acesso à energia elétrica e do aumento da renda, e os quantis que representam o consumo calórico excessivo não possuem relação de redução observada pela análise. Para o sexo feminino por sua vez, além da renda, anos de estudo e acesso à rede de esgoto e energia elétrica também têm efeito positivo no consumo calórico para a população deficitária de consumo calórico. Já para a população onde se observa o sobreconsumo a idade do indivíduo e o acesso ao esgoto são fatores que reduzem seu consumo.

Para a região da cidade de São Paulo a desigualdade entre as dietas<sup>6</sup> entre os anos de 2008 e 2015 foi promovida principalmente pela renda dos indivíduos, evidenciando um processo contínuo de aumento da influência de fatores demográficos e socioeconômicos na qualidade da dieta dos indivíduos que vivem num grande centro urbano ao longo dos anos, para o estudo, desde 2003 a qualidade da dieta está cada vez mais relacionada a altos rendimentos (MELLO et al., 2018, p. 8–10).

---

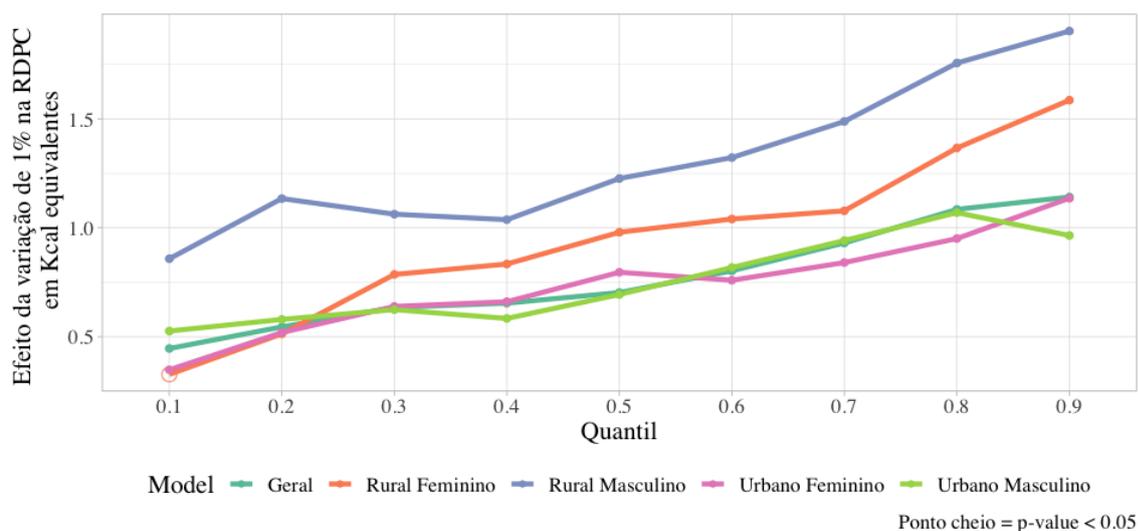
<sup>6</sup> Medida através do índice brasileiro de alimentação saudável revisado (IBAS-R) (MELLO et al., 2018)



No plano de dados que compreende a população rural, o aumento do consumo calórico nos três primeiros quantis para o sexo feminino se deu por meio da renda, anos de estudo e acesso à rede de esgoto, enquanto para o sexo masculino se deu apenas pela renda. Para os últimos quantis, nenhuma variável listada promoveu a redução do consumo de calorias em ambos os sexos.

A elasticidade renda da população rural é notadamente superior em comparação com o restante dos planos amostrais (Figura 2), e a única exceção é o quantil mais baixo da população feminina dessa região; além disso consumo calórico no ambiente rural foi o maior entre os quantis – com exceção do primeiro (Figura 2).

Figura 2 - Efeito da variação da renda domiciliar per capita em quilocalorias adulto equivalentes para todos os recortes de dados e quantis.



Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE (2022).

Tal característica observada é congruente com a expansão do DFM observado em todo o mundo nas regiões rurais de países de baixo e médio PIB *per capita* (SEFERIDI et al., 2022, p. 6) e também com prévios estudos onde, controlando-se pelo efeito da renda a probabilidade de um domicílio rural estar em insegurança alimentar calculada por um modelo logite é reduzida em comparação com domicílios urbanos (HOFFMANN, 2021, p. 13).

## 5. Conclusão

O artigo versa sobre a identificação de relações – não causais – entre o consumo calórico diário *per capita* estimado, representando a segurança alimentar e nutricional da população, com variáveis de renda, características populacionais e de indicadores de desenvolvimento econômico.

Ele se apoia na recente literatura da economia nutricional a partir das relações entre rendimentos e preços com as necessidades e preferências alimentares promovendo o debate da multidimensionalidade tanto das características alimentares (FINARET; MASTERS, 2019, p. 240) quanto aquilo que condiciona o bem-estar do indivíduo.



O principal resultado observado é o efeito da renda sobre o consumo calórico da população brasileira. Sob a perspectiva de políticas públicas de dupla função no combate ao duplo fardo da má nutrição a relação entre renda e consumo calórico evidencia um problema estrutural. A distribuição da elasticidade da renda no consumo calórico nos quantis faz com que o aumento da renda auferida pela população tenha maior efeito na população com alto consumo calórico do que na população com reduzido consumo. Esse problema se exacerba na porção rural dos domicílios.

Além disso, apenas indivíduos do sexo feminino de domicílios urbanos apresentaram alguma relação de redução no consumo calórico com as variáveis que compunham o modelo, sendo elas a idade e o acesso ao acesso à rede de esgoto.

Assim como em Salois, Tiffin e Balcombe (2012, p. 1728) os resultados apontam para a necessidade de uma análise mais profunda de vias causais que dialogam com a problemática gerada pelo desenvolvimento econômico e seus impactos na alimentação e ingestão calórica da população.

A definição mais utilizada do DFM não pôde ser analisada diretamente no âmbito do domicílio, ou então ao nível do indivíduo. Isso se deu devido à limitação dos dados. Não foram coletadas informações do consumo de crianças menores de 15 anos nem medidas antropométricas dos indivíduos pela POF (IBGE, 2019).

Além disso, o modelo proposto pode sofrer de multicolinearidade entre a renda domiciliar *per capita* e os indicadores de desenvolvimento social, o que pode prejudicar a sua capacidade de previsão e ajuste.

Os autores apontam que a continuidade do estudo pode se dar através da desagregação dos macronutrientes e da inclusão de um número maior de variáveis socioeconômicas e indicadores de desenvolvimento.

## Referências

- ANGRIST, J. D.; CHERNOZHUKOV, V.; FERNANDEZ-VAL, I. Quantile Regression under Misspecification, with an Application to the U.S. Wage Structure. **SSRN Electronic Journal**, 2004.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. 1. ed. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- BUCHINSKY, M. Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression. **Econometrica**, v. 62, n. 2, p. 405, mar. 1994.
- BUCHINSKY, M.; HAHN, J. An Alternative Estimator for the Censored Quantile Regression Model. **Econometrica**, v. 66, n. 3, p. 53, maio 1998.
- CLARO, R. M. et al. Per capita versus adult-equivalent estimates of calorie availability in household budget surveys. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 26, n. 11, p. 2188-2195, nov. 2010.
- FINARET, A. B.; MASTERS, W. A. Beyond Calories: The New Economics of Nutrition. **Annual Review of Resource Economics**, v. 11, n. 1, p. 237-259, 2019.
- HOFFMANN, R. Insegurança Alimentar no Brasil após crise, sua evolução de 2004 a 2017-2018 e comparação com a variação da pobreza. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 28, p. e021014, 26 mar. 2021.
- IBGE, I. B. DE G. E E. (ED.). **Pesquisa de orçamentos familiares, 2017-2018: primeiros resultados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.
- IBGE, I. B. DE G. E E. (ED.). **Análise do consumo alimentar pessoal no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020.
- IBGE, I. B. DE G. E E. **Microdados - Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?=&t=microdados>>. Acesso em: 5 abr. 2023.
- MASTERS, W. A.; FINARET, A. B.; BLOCK, S. A. The economics of malnutrition: Dietary transition and food system transformation. Em: **Handbook of Agricultural Economics**. [s.l.] Elsevier, 2022. v. 6p. 4997-5083.
- MELLO, A. V. DE et al. Determinants of inequalities in the quality of Brazilian diet: trends in 12-year population-



based study (2003–2015). **International Journal for Equity in Health**, v. 17, n. 1, p. 72, dez. 2018.

POPKIN, B. M. et al. Towards unified and impactful policies to reduce ultra-processed food consumption and promote healthier eating. **The Lancet Diabetes & Endocrinology**, v. 9, n. 7, p. 462–470, jul. 2021.

POPKIN, B. M.; CORVALAN, C.; GRUMMER-STRAWN, L. M. Dynamics of the double burden of malnutrition and the changing nutrition reality. **The Lancet**, v. 395, n. 10217, p. 65–74, jan. 2020.

SALOIS, M. J.; TIFFIN, R.; BALCOMBE, K. G. Impact of Income on Nutrient Intakes: Implications for Undernourishment and Obesity. **Journal of Development Studies**, v. 48, n. 12, p. 1716–1730, dez. 2012.

SEFERIDI, P. et al. Global inequalities in the double burden of malnutrition and associations with globalisation: a multilevel analysis of Demographic and Health Surveys from 55 low-income and middle-income countries, 1992–2018. **The Lancet Global Health**, v. 10, n. 4, p. e482–e490, abr. 2022.

SWINBURN, B. A. et al. The Global Syndemic of Obesity, Undernutrition, and Climate Change: The Lancet Commission report. **The Lancet**, v. 393, n. 10173, p. 791–846, fev. 2019.

TALUKDAR, D.; SEENIVASAN, S. Associations between country-level macroeconomic factors and the double burden of malnutrition. **The Lancet Global Health**, v. 10, n. 4, p. e449–e450, abr. 2022.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: a modern approach**. Seventh edition ed. Boston, MA: Cengage Learning, 2018.

ZILIAK, J. P.; GUNDERSEN, C.; VAUDIN, A. Introduction to senior hunger special issue. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 45, n. 1, p. 221–233, mar. 2023.

## Apêndice A

Variável	Total	Rural		Urbano	
		Rural Feminino	Rural Masculino	Urbano Feminino	Urbano Masculino
Kcal adulto-equivalente					
Observações	43.956	5.072	5.351	18.424	15.109
Média (Desv. Pad.)	1.870 (752)	1.888 (755)	1.955 (833)	1.865 (734)	1.841 (740)
Máximo; Mínimo	262 ; 15.685	407 ; 9.958	335 ; 9.536	312 ; 15.685	262 ; 9.377
LnRDPC					
Observações	43.956	5.072	5.351	18.424	15.109
Média (Desv. Pad.)	6.89 (0.92)	6.58 (0.91)	6.64 (0.91)	6.96 (0.92)	7.00 (0.91)



Variável	Total	Rural		Urbano	
		Rural Feminino	Rural Masculino	Urbano Feminino	Urbano Masculino
Máximo; Mínimo	0.50 ; 12.37	2.56 ; 11.55	1.43 ; 12.37	0.50 ; 11.01	2.99 ; 11.28
RDPC					
Observações	43.956	5.072	5.351	18.424	15.109
Média (Desv. Pad.)	1.565 (2.658)	1.125 (2.181)	1.249 (3.992)	1.650 (2.334)	1.723 (2.556)
Máximo; Mínimo	2 ; 235.19 2	13 ; 104.264	4 ; 235.192	2 ; 60.235	20 ; 79.554
Anos de estudo					
Observações	43.956	5.072	5.351	18.424	15.109
Média (Desv. Pad.)	8 (5)	7 (4)	6 (4)	9 (5)	9 (4)
Máximo; Mínimo	0 ; 16	0 ; 16	0 ; 16	0 ; 16	0 ; 16
Acesso ao esgoto. Observações / Total amostrado (%)	40.919 / 43.956 (93%)	4.220 / 5.072 (83%)	4.420 / 5.351 (83%)	17.756 / 18.424 (96%)	14.523 / 15.109 (96%)



Variável	Total	Rural		Urbano	
		Rural Feminino	Rural Masculino	Urbano Feminino	Urbano Masculino
Acesso à água encanada.	33.061	1.342 /	1.321 /	16.756 /	13.642 /
Observações / Total	43.956	5.072	5.351	18.424	15.109
amostrado (%)	(75%)	(26%)	(25%)	(91%)	(90%)
Acesso à energia elétrica.	43.459	4.874 /	5.095 /	18.406 /	15.084 /
Observações / Total	43.956	5.072	5.351	18.424	15.109
amostrado (%)	(99%)	(96%)	(95%)	(100%)	(100%)