

# **Desigualdade de gênero no gasto da alimentação: uma análise comparativa entre as principais regiões metropolitanas brasileiras**

## **Area 13: Desigualdade, pobreza e políticas sociais**

Tatiane Almeida de Menezes (tatiane.menezes@ufpe.br)

Ana Luiza de Holanda Barbosa (ana.barbosa@ipea.gov.br)

José Ferreira Tonéo Júnior (ferreirafarmaceutico@gmail.com)

### **Resumo**

Este artigo tem como objetivo investigar a desigualdade de gênero no custo da alimentação das principais regiões metropolitanas brasileiras. Para cada região, as disparidades de gênero são calculadas de acordo com o sexo da pessoa de referência do domicílio. O método utilizado para estimar os custos comparativos é o *Country Product Dummy* (CPD), o que permite avaliar a paridade do poder de compra da alimentação de ambos os sexos nessas áreas. Os dados utilizados têm como base a Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018. Os resultados sugerem que existe uma heterogeneidade da custo de vida entre as cidades brasileiras, com as famílias que moram nas cidade mais baratas apresentarem um custo de vida, em média, média 18% inferior a cidade mais cara. É demonstrado também uma forte correlação do custo de vidas das cidades com a renda familiar per capita ( $R^2=0,70$ ), ou seja, as diferenças nos custo de vida está correlacionado com o bem-estar das pessoas que residem em diferentes regiões. Por fim, este artigo também contribui para literatura na medida que corrobora com resultados que mostram as escolhas alimentares determinadas não apenas por necessidades fisiológicas ou nutricionais, mas também por influência de fatores ambientais, como acessibilidade, disponibilidade, qualidade, publicidade e preço dos alimentos. Em uma mesma cidade as mulheres chefes de família tem um custo de vida 6% inferior que os homens, consumindo produtos de menor qualidade.

**Códigos JEL:** R32

**Palavras-chave:** gênero, custo da alimentação, regiões metropolitanas, método CPD.

### **Abstract**

This article aims to investigate gender inequality in the cost of food in the main Brazilian metropolitan regions. For each region, gender disparities are calculated in each metropolitan region according to the sex of household head. The method used is the *Country Product Dummy* (CPD), which allows the evaluation of the purchasing power parity of both sexes in these areas. The data used are based on the 2018 Household Budget Survey. The results suggest that there is a heterogeneity in the cost of living among Brazilian cities, with families living in the cheapest cities having an average cost of living 18% lower than the most expensive city. The results also show a strong correlation between the cost of living in cities and their per capita family income ( $R^2=0.70$ ), i.e. differences in the cost of living are correlated with the well-being of people living in different regions. Finally, this article also contributes to the literature as it corroborates with results that show food choices are determined not only by physiological or nutritional needs but also by the influence of environmental factors, such as accessibility, availability, quality, advertising, and price of food. In the same city, women heads of households have a cost of living 6% lower than men heads of households suggesting that women have access to lower-quality products.

**JEL codes:** R32

**Keywords:** gender, food cost, metropolitan areas, CPD method

# 1 Introdução

As mulheres são vulneráveis em todas as facetas da segurança alimentar: disponibilidade, acesso, utilização e estabilidade (Botreau e Cohen (2020)). Mesmo para algo tão básico quanto comida, em quase dois terços dos países do mundo, as mulheres são mais propensas do que os homens a sofrer de fome (UN WFP, 2022). Discriminação, falta de acesso à educação, limitação nas oportunidades de emprego e de atividades geradoras de renda estão entre os diversos fatores responsáveis pelas desigualdades de gênero na segurança alimentar. Também contribuem para a continuidade destas desigualdades a limitação no acesso e no controle a recursos produtivos, tecnológico e ao crédito e a mercados, a subvalorização do trabalho doméstico e a maior propensão de mulheres e meninas a viverem na pobreza (FAO, 2023).

A evidência empírica internacional já é bastante ampla e rica em estudos sobre as desigualdades de gênero na segurança alimentar e na pobreza (Roy et al., 2022; Ariel et al., 2021; Bidisha et al., 2021; Gebre e Rahut, 2021; Aryal et al., 2019; Broussard, 2019; Tibesigwa & Visser, 2016; Kassie et al., 2014, 2015; Sraboni et al., 2014). Em todos os países analisados, a esmagadora maioria deles em desenvolvimento (Bangladesh, Etiópia, Nepal, entre outros), as mulheres têm maior propensão a experimentar alguma forma de insegurança alimentar. A evidência brasileira apresenta resultados semelhantes. Estudos revelam que a prevalência de insegurança alimentar moderada e grave pode ser até cinco vezes maior entre domicílios chefiados por mulheres em comparação aos chefiados por homens. Além disso, entre as mulheres, a insegurança alimentar está mais associada às famílias chefiadas por mulheres negras (Santos et al., 2022). Vale destacar que, mesmo em famílias com rendimentos mais altos, quando a mulher é a pessoa de referência, o risco de insegurança alimentar é maior (INIA/PENSSAN, 2022).

No contexto destas vulnerabilidades, além das desigualdades de gênero manifestadas na pobreza, no consumo e no custo de vida, vale destacar que a medição de preços tem sido um importante campo na economia a partir do momento em que tem um papel central na análise destes relevantes indicadores (Majumder e Ray, 2020; Chen et al. (2020); Deaton e Aten (2017) e Deaton (2012)).

O presente trabalho se propõe a calcular um índice de custo de vida que permita comparar o padrão de gastos de alimentação entre as famílias chefiadas por mulheres e as famílias chefiadas por homens nas principais cidades brasileiras. O argumento subjacente é o de que, dentro de uma mesma cidade, uma cesta de bens só pode ter um custo diferente entre as famílias se esta mesma cesta for de qualidade diferente. Neste caso, as famílias comprariam cestas com os mesmos bens, porém com qualidades diversas. Tais diferenças só são possíveis de serem capitadas quando, ao invés de preços de mercado, os chamados *unit values* (*uv*) são utilizados como medidor de custo de vida.

A literatura de números índices define *unit value* como a razão entre as despesas e quantidades adquiridas com cada bem de consumo (Houthakker e Prais, 1952; Mancini, 2022). São amplamente empregados na literatura na medida em que as pesquisas de orçamentos familiares, como a Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE, não disponibilizam os preços de mercado dos bens e, sim, informações sobre despesas e

quantidades. Desta forma, os *uv* serviriam como uma *proxy* para os preços de mercado, descrevendo o preço que cada família pagou pelo item.

Em artigo seminal, publicado na *American Economic Review*, Deaton (1988) argumenta que os *uv* diferem dos preços de mercado por dois motivos: (i) a qualidade do produto é mantida constante, de modo que a diferença entre o preço de um produto e o *uv* pode refletir simplesmente diferenças na qualidade; (ii) mantem a quantidade constante, ou seja, se os pobres compram produtos alimentares em quantidades menores, pode-se incorrer num prémio de embalagem, e isto se reflete no nível de preços agregados. Por exemplo: se o *uv* do arroz comprado por uma família chefiada por mulher for inferior ao de uma família chefiada por homem e ambas morarem na mesma cidade, isto reflete o fato das famílias chefiadas por mulheres terem acesso ao arroz de pior qualidade. Por outro lado, se as famílias mais abastadas resolvem comprar carnes mais nobres, tal movimento, por si só, levaria a uma elevação no nível no custo de vida da cidade, quando medido pelos *uv*.

A mensuração das diferenças no custo de vida entre as regiões geográficas é tanto útil para compreensão do processo decisório locacional dos agentes econômicos quanto para a determinação do poder de compra da sua renda. Uma das principais utilizações dos índices de preços é calcular o real poder de compra dos indivíduos. Grande parte destas comparações internacionais trata todo um país como uma entidade única, ignorando a dimensão espacial dele (Majumder e Ray, 2020). Elas não levam em consideração o fato que em países de grande extensão territorial, como China, Índia e Brasil, a heterogeneidade nos preços e nas preferências dos consumidores, entre suas diversas dimensões geográficas, pode ser significativamente maior do que em inúmeros países de menor tamanho. De fato, a evidência empírica internacional tem sugerido que a hipótese de homogeneidade espacial não é válida para o caso de países grandes e heterogêneos (Chen *et al* (2020) para a China, Deaton e Dupriez (2011) para diversos países, Coondoo *et al.* (2020) e Coondoo *et al.* (2004) para o caso indiano, e Aten (2007, 2008) para os Estados Unidos). A necessidade da construção de índices de preços espaciais oficiais já tem sido enfatizada na literatura sobre o tema, mas a prática internacional em compilar tais índices têm sido menos efetiva, e somente alguns países desenvolvidos produziram experimentalmente índices espaciais oficiais de preços (Chen *et al* (2020))<sup>1</sup>.

Para o caso brasileiro, a literatura regional e urbana já apresenta diversos estudos que analisam diferenças regionais de custo de vida (ver, por exemplo, Azzoni e Almeida (2021), Azzoni *et al.* (2003), Aten e Menezes (2002), Azzoni *et al.* (1998), entre outros). De forma geral, tem-se que os principais resultados destes estudos sugerem haver diferença importante nos níveis de custo de vida entre as maiores regiões metropolitanas do país. Porém, no Brasil não existem trabalhos que compare o diferencial de custo de vida por grupos sociais e cidades.

---

<sup>1</sup> Entre os países que produziram ou conduziram experimentos para o cálculo de índices espaciais de custo de vida, constam Austrália, Canadá, Estados Unidos, e Reino Unido.

Para suprir esta lacuna, este artigo tem o objetivo de apresentar evidências em relação à desigualdade de gênero nos gastos da alimentação nas principais regiões metropolitanas brasileiras. Para tanto, pretende-se calcular o custo de vida com base na alimentação e o seu poder de compra nestas regiões. Em particular, pretende-se realizar uma análise comparativa destas desigualdades de gênero entre as áreas metropolitanas. As disparidades de gênero são calculadas de acordo com o sexo da pessoa de referência do domicílio. A metodologia utilizada para estimar os custos comparativos é o *Country Product Dummy* (CPD), o que permite avaliar a paridade do poder de compra total e de ambos os sexos nessas áreas.

Além desta introdução e da conclusão, este artigo está estruturado em mais três seções. A próxima seção é apresentada a metodologia empregada neste estudo. A terceira seção descreve os dados utilizados e as estatísticas descritivas, enquanto a quarta seção apresenta os resultados e a discussão.

## 2 Metodologia

Para que os gastos (ou despesas) domiciliares com uma determinada cesta de bens e serviços com um número homogêneo de itens sejam comparáveis espacialmente ou ao longo do tempo é necessário que os preços de todos os itens componentes da cesta sejam agregados em um único número ou um índice. De forma geral, a literatura apresenta duas formas principais para calcular este índice: um índice de preços do consumidor ou um índice de custo de vida real. Ambos são comumente referidos na literatura como deflatores de preço (ou simplesmente deflatores), e podem ser usados para a conversão de despesas com consumo (ou rendas) em termos reais; mas vale observar também que ambos são conceitualmente diferentes, e possuem diferentes aplicações (Mancini e Vechi, 2022, p.63).

Este trabalho se utiliza dos fundamentos tanto de um índice de preços do consumidor quanto de um índice de custo de vida real para tornar comparáveis os gastos com alimentação entre as principais regiões metropolitanas do Brasil e, em particular, entre homens e mulheres de cada área analisada.

A teoria do consumidor define um índice de custo de vida real como a razão da despesa mínima necessária para obter um certo padrão de vida em duas situações de preços diferentes. Tal índice é, portanto, a razão entre as chamadas funções despesa (ou funções gasto ou funções custo)<sup>2</sup>. No contexto deste trabalho, este índice seria a razão entre os gastos das famílias com a cesta de alimentos ( $x^R$ ) de uma determinada região metropolitana (região 2) e os gastos das famílias com a mesma cesta de alimentos da região de metropolitana (ou dimensão geográfica escolhida) de referência (região 1). Com isso, o índice de custo de vida da alimentação (*ICV*) entre as duas regiões pode ser descrito da seguinte forma:

$$ICV = \frac{g(x^R p_2)_2}{g(x^R p_1)_1} \quad (1)$$

---

<sup>2</sup> Na teoria do consumidor, uma função despesa é a resposta para a seguinte pergunta: “qual é o mínimo que o consumidor precisa gastar para se alcançar uma utilidade  $u$  aos preços  $p$ ?”. Tal função é o inverso da função utilidade indireta, que indica o máximo de utilidade que um consumidor pode alcançar dada a sua restrição orçamentária (Deaton e Muellbauer, 1980; Mancini e Vechi (2022)).

em que  $g(x^R, p_1)_1$  e  $g(x^R, p_2)_2$  são, respectivamente, são, respectivamente, a estrutura de gastos das famílias com a cesta de consumo de alimentos  $x^R$  na região 1 e 2. Tais informações são disponibilizadas pela Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2017-2018 (POF 2017-2018).

O *ICV* descrito acima faz parte da classe de índices de preços chamados superlativos. Índices superlativos tratam igualmente os preços e as quantidades, sendo simétricos. Quando um índice faz parte desta classe ele apresenta uma propriedade técnica de ser uma boa aproximação do índice de custo de vida real (ICVR) que, na literatura sobre deflatores de preços, é considerado como o indicador mais apropriado para qualquer índice de preços do consumidor. (Diewert, Greenless, e Hulten, 2010, 2; *apud* Mancini e Vechi, 2022, p. 66). Segundo Diewert (1978) índices superlativos tem a propriedade de serem “consistentes na agregação”, isto é, são calculados com base em um procedimento de um único estágio e são consistentes com uma forma funcional flexível para a função agregadora subjacente.

Para calcular o *ICV*, o presente trabalho faz uma adaptação do método *Country Product Dummy* ponderado (CPD ponderado), que, como o próprio nome revela, surgiu do método *Country Product Dummy* ou método CPD (Summers, 1973), método com base em um modelo de regressão hedônico bastante simples utilizado para calcular paridades de preços no contexto de comparações entre países<sup>3</sup>. O método CPD ponderado nada mais é do que uma extensão do método CPD com a inclusão de pesos (ou ponderações) de valores ou despesas na regressão<sup>4</sup>.

A adaptação do método CPD ponderado que se faz neste trabalho é a de que os *unit value* são utilizados como *proxy*, para os preços de mercado da cesta de alimentos das famílias. Os *uv* correspondem a razão entre os gastos com a cesta de alimentos dividido pela quantidade comprada, ou seja, fornecem o preço pago por cada família pelo bem consumido. Gibons e Kim (2015) argumentam que o principal problema desta substituição é que o preço de cada produto pertencente a um grupo de bens pode se alterar em proporções fixas entre diferentes localidades (propriedade da separabilidade *hicksiana*). Por exemplo: o lombo de porco é um corte caro enquanto a costela de porco é mais barato. Se o preço relativo entre lombo e costela de porco é mais baixo em uma cidade do que em todas as outras, o consumidor desta cidade provavelmente irá substituir a costela pelo lombo, desta forma o *uv* seria maior do que razão de preços de mercado destes bens. Nesta circunstância utilizar *uv* para mensurar diferencial de custo de vida faz com que se tenha a falsa impressão que o lombo é mais caro nas cidades onde ele é mais consumido, de fato o que se está fazendo é comparando produtos de diferentes qualidades. Embora conceitualmente distintos *ICV* medido pelos *uv* se aproxima da grandeza medida pelos preços de mercado a medida que maior é a desagregação entre os produtos e a renda de cidade é utilizada como variável dependente na estimação por CPD (Ravalion, 1997 e Deaton, 1996).

---

<sup>3</sup> O método CPD é utilizado pelo Programa de Comparação Internacional (PCI ou *International Comparison Program* - ICP), que é uma iniciativa global, de vários Institutos de Estatísticas de quase 200 países, coordenada pelo Banco Mundial desde 2003, que tem como objetivo produzir preços e poder de compra internacionalmente comparáveis. O Programa oferece uma estrutura para a comparação de diversos indicadores econômicos (PIB, consumo, despesas com bens (e serviços) etc), o que permite uma análise mais ampla e detalhada das disparidades entre os países e da economia global (BANCO MUNDIAL, 2013).

<sup>4</sup> Diewert (2005) mostra que os índices de preços Geary Khamis, Walsh e Törnqvist são obtidos como caso especial do indicador que se obtém com o método ponderado.

Como, o presente estudo se propõe a comparar o custo de vida de famílias chefiadas por homens e por mulheres dentro e entre RMs, faz-se necessário calcular um ICV variante a qualidade do produto. Desta forma, espera-se que as famílias mais pobres tenham acesso a produtos de qualidade inferior, e por conseguinte o custo de vida da cidade, para estas famílias, medida pelo  $uv$ , deve ser inferior ao das famílias de maior renda.

A principal vantagem do método CPD é que o mesmo é transitivo e invariante a mudança de base, ou seja, não importa a cidade utilizada como *nummeré* o ICV será o mesmo. Neste artigo serão estimadas quatro equações: a primeira, abaixo descrita, permite comparar o custo de das cidades, empregando o  $uv$  como proxy para os preços de mercado:

$$\ln(uv_{ijk}) = \sum_{i=1}^I \gamma_i Y_{ij} + \sum_{k=2}^K b_k X_{kj} + e_{ijk}, \quad (2)$$

Onde:  $\ln(uv_{ijk})$  é o logaritmo neperiano do *unit value* com bem  $i$  da  $j$ -ésima família que mora na cidade  $k$ ;  $X_{kj}$  ( $k = 2 \dots K$ ) é variável *dummy* igual a 1 se os gastos da família  $j$  forem coletados na cidade  $k$  e 0 caso contrário;  $Y_{ij}$  ( $i = 1 \dots I$ ) é variável *dummy* igual a 1 se a família  $j$  teve gastos com o alimento  $i$  e 0 caso contrário. O exponencial dos parâmetros  $b_k$  corresponde ao diferencial de gastos com alimentação entre a cidade  $k$  e a cidade numerária. Finalmente,  $e_{ijk}$  é uma variável aleatória com média zero e variância heterocedástica.

Para a análise da desigualdade de gênero, inclui-se uma variável *dummy* de sexo no local da *dummy* da RM, como descrito na seguinte equação:

$$\ln(uv_{ijk}) = \sum_{i=1}^I \gamma_i Y_{ij} + \delta(masc) + e_{ijk} \quad (3)$$

Ou seja, sendo a variável *masc* uma *dummy* igual a 1 se o chefe da família for do sexo masculino e zero se for do sexo feminino; o exponencial de  $\delta$  corresponde a diferença percentual de gastos entre famílias chefiadas por homens e mulheres. Para comparar a diferença percentual de gastos das famílias chefiadas por homens e por mulheres controlando pelas características das cidades, a seguinte equação é estimada:

$$\ln(uv_{ijk}) = \sum_{i=1}^I \gamma_i Y_{ij} + \sum_{k=2}^K b_k X_{kj} + \delta(masc) + e_{ijk} \quad (4)$$

Por fim, o diferencial de custo de vida com alimentos entre famílias chefiadas por homens e mulheres em cada RM pode ser obtida com a interação das variáveis *dummies* de RM e de sexo do chefe de domicílio como descrita no seguinte modelo:

$$\ln(uv_{ijk}) = \sum_{i=1}^I \gamma_{ij} Y_{ij} + \sum_{k=2}^K \rho_k (X_k * masc) + e_{ijk} \quad (5)$$

### 3 Dados e Estatísticas Descritivas

#### 3.1 Base de Dados

No Brasil, de acordo com a Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018 (POF 2017-2018), 41% das famílias brasileiras são chefiadas por mulheres, que despendem com bens e serviços de consumo, em média, 10% a menos do que as famílias chefiadas por homens.

Neste artigo, o foco é comparar as despesas de consumo com alimentação que correspondem às despesas realizadas pelas unidades de consumo com alimentação no domicílio e aquelas realizadas e consumidas fora do domicílio, das mulheres chefes de famílias (MCH) e dos homens chefes de família (HCF). A amostra resultante é composta por famílias residentes dos centros urbanos das doze maiores regiões metropolitanas (RM) do Brasil, mais o Distrito Federal, são elas: Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA). Por simplificação, estas áreas serão denominadas de RMs ou cidades neste estudo.

Para a análise comparativa dos gastos domiciliares com alimentação entre as principais RMs do Brasil e entre homens e mulheres são utilizados os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF - realizada nos anos de 2017 e 2018 (POF 2017-2018) pelo IBGE.

A POF é uma pesquisa realizada com um intervalo temporal de ao menos cinco anos, que fornece informações sobre a composição dos orçamentos domésticos das famílias, a partir da investigação e mensuração de estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos, segundo as características dos domicílios e das pessoas. A POF 2017-2018 cobriu um período de doze meses, entre julho de 2017 e julho de 2018, tendo como data de referência 15 de janeiro de 2018, quando o salário-mínimo (SM) era de R\$ 954,00. A amostra da POF 2017-2018 abarcou 57.920 domicílios – 58.039 unidades de consumo ou famílias -, com 178.369 residentes, o que representa aproximadamente 69.017.704 de famílias brasileiras.

### 3.2 Estatísticas Descritivas

Na Tabela 1, são apresentadas as estatísticas descritivas. A tabela revela que aproximadamente 50% das famílias brasileiras são chefiadas por mulheres na maioria das grandes cidades brasileiras. As RMs com maior proporção de mulheres chefes de família (MCF) são: Fortaleza (46%), Rio de Janeiro (46%) e Porto Alegre (46%). São Paulo, embora tenha em termos absolutos o maior número de MCF (450,312,725.00), é uma das cidades que tem uma menor proporção de famílias cujo chefe são mulheres (36%). As outras cidades que apresentam menos de 40% das famílias chefiadas por mulheres são: Belém (37%), Campo Grande (36%) e Vitória (35%).

**Tabela 1:** Dados da amostra, população e porcentagem de mulheres chefes de família (MCF), nas regiões metropolitanas do estudo

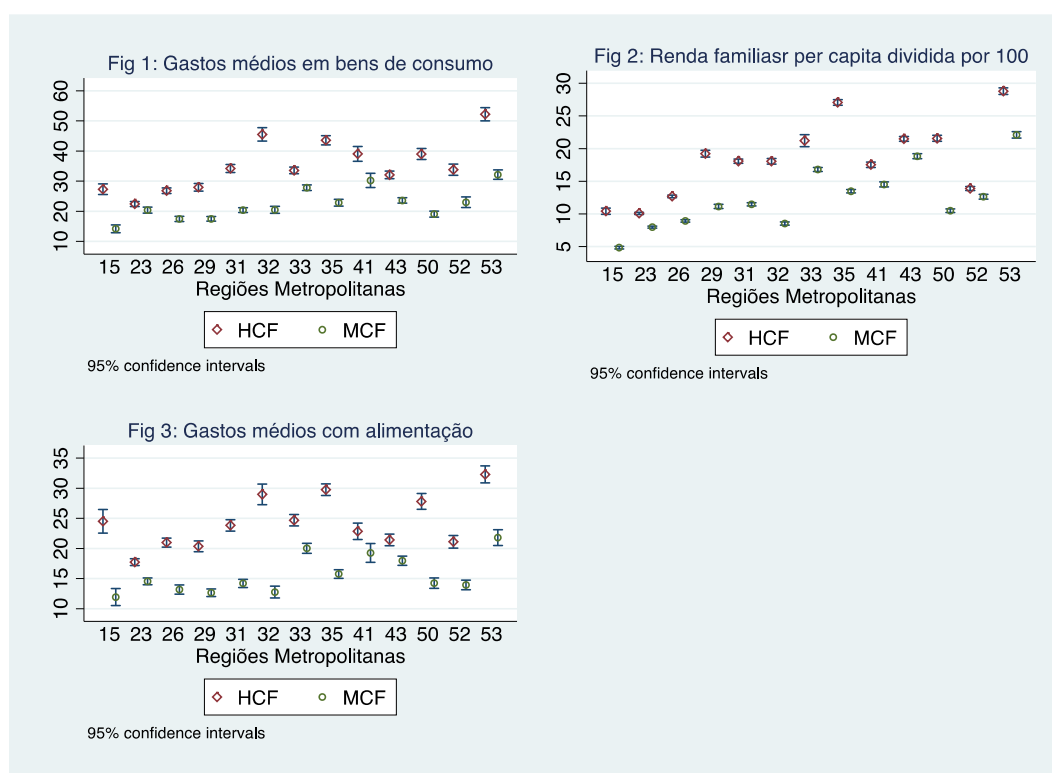
	AMOSTRA	POPULAÇÃO	%MCF	SD
BEL	15,293.00	38,791,950.90	0.37	0.48
FOR	68,835.00	71,666,852.10	0.46	0.50
REC	81,192.00	84,500,927.80	0.42	0.49
SAL	53,529.00	97,905,604.70	0.44	0.50
BHO	64,489.00	119,433,172.00	0.40	0.49
VIT	52,677.00	26,386,598.40	0.35	0.48

RIO	92,101.00	198,556,614.00	0.46	0.50
SAP	96,311.00	450,312,725.00	0.36	0.48
CUR	34,776.00	65,697,301.80	0.45	0.50
POA	58,124.00	101,347,077.00	0.46	0.50
CGR	37,505.00	21,951,497.90	0.36	0.48
GOI	29,372.00	54,817,827.90	0.43	0.49
BRA	74,899.00	59,213,933.90	0.43	0.50

Fonte: POF 2017/2018.

Regiões metropolitanas: Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA).

Apesar de aproximadamente 41% dos domicílios brasileiros estejam chefiados por mulheres, os gastos com bens de consumo destas famílias é, em média, 10% menor do que o das famílias chefiadas por homens (HCF). As figuras 1, 2 e 3 descrevem a média e os intervalos de confiança dos gastos em bens de consumo, renda familiar per capita (dividido por 100) e gastos com alimentação das famílias chefiadas por homens e mulheres, respectivamente. As figuras revelam claramente que tanto os gastos (figura 1 e figura 3) como a renda familiar per capita (figura 2) dos homens é estatisticamente superior ao das mulheres para todas as RMs brasileiras.



Fonte: POF 2017/2018

Regiões metropolitanas e códigos: Belém (15), Fortaleza (23), Recife (26), Salvador (29), Belo Horizonte (31), Vitória (32), Rio de Janeiro (33), São Paulo (35), Curitiba (41), Porto Alegre (43), Campo Grande (50), Goiás (52) e Brasília (53).

**HCF** (Homem Chefe da Família) e **MCF** (Mulher Chefe da Família)

**Tabela 2:** Participação dos gastos em alimentação nos gastos em consumo, por sexo e região metropolitana



RM	Mulheres chefes de família				Homens chefe de família			
	média	DP	População	Obs.	média	DP	População	Obs.
BEL	0.949	0.994	2092624	923	0.903	0.921	3544588	1399
FOR	0.772	0.603	4878656	4877	0.795	0.551	5732342	5113
REC	0.784	0.689	4879020	4642	0.737	0.583	6706130	6431
SAL	0.739	0.611	5955991	3292	0.700	0.560	7543519	4095
BHO	0.679	0.552	6313760	3563	0.656	0.550	9305103	4918
VIT	0.673	0.950	1409099	2642	0.643	0.941	2515539	4974
RIO	0.705	0.783	16110378	7617	0.689	0.620	19076024	8420
SPA	0.687	0.790	23259307	5148	0.601	0.548	41616629	8644
CUR	0.559	0.657	5392258	2885	0.544	0.612	5948726	3159
POA	0.663	0.546	7642111	4337	0.590	0.463	8440911	4680
CGR	0.752	0.657	1102226	1915	0.671	0.585	1873605	3229
GOI	0.593	0.398	3167053	1681	0.618	0.408	4263442	2286
BRA	0.611	0.648	3141897	3958	0.525	0.474	4300510	5360

Fonte: POF 2017/2018.

Regiões metropolitanas: Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA).

## 4 Resultados

As estimações das equações (2), (3) e (4) apresentadas na seção de metodologia estão descritas colunas (1), (2) e (3) da Tabela 3, respectivamente. A coluna (1) da tabela 3 os coeficientes 0,045 ( $p < 0,01$ ) para São Paulo e 0,035 ( $p < 0,01$ ) Porto Alegre indicam que o ICV para alimentação de ambas é superior ao de Brasília. Por outro lado, Recife (-0,135), Belém (-0,091) e Fortaleza (-0,083) são as cidades mais baratas em termos de custo de vida de alimentação. A tabela 3, coluna (2), mostra que ICV alimentação dos chefes de HCF é significativamente superior ao das MCF, embora, em média esta diferença seja de apenas 1%. De fato, os preços que os HCF e as MCF se deparam ao chegar na prateleira do supermercado é o mesmo, de modo que, na média o custo de vida da cidade, não deve variar por sexo do chefe, ou renda.

**Tabela 3:** Estimação do modelo CPD, variável dependente: log neperiano dos gastos com alimentação

	(1)		(2)		(3)	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
BEL	-0.091	0.004*	-0.091	0.004*	-0.091	0.004*
FOR	-0.083	0.003*	-0.082	0.003*	-0.082	0.003*
REC	-0.135	0.003*	-0.136	0.003*	-0.136	0.003*
SAL	-0.056	0.003*	-0.055	0.003*	-0.055	0.003*
BHO	-0.026	0.003*	-0.026	0.003*	-0.026	0.003*
VIT	-0.055	0.003*	-0.055	0.003*	-0.055	0.003*
RIO	-0.009	0.002*	-0.008	0.002*	-0.008	0.002*
SPA	0.045	0.002*	0.044	0.002*	0.044	0.002*

CUR	-0.054	0.003*	-0.054	0.003*
POA	0.035	0.003*	0.036	0.003*
CGR	-0.027	0.003*	-0.027	0.003*
GOI	-0.039	0.003*	-0.039	0.003*
<i>masc</i>			0.010	0.001*
Dummies de produto	SIM		SIM	SIM
# Produtos	58		58	58
#Observações	101,366		101,366	101,366

Nota: Modelo (1) estimação da equação (4); modelo (2) estimação da equação (5) e modelo (3) estimação da equação (6). Regiões metropolitanas: Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA). A *dummy* da RM de Brasília (BRA) foi retirada para evitar perfeita multicolinearidade. “*masc*” representa a *dummy* de sexo =1 se a família for chefiada por homem e zero caso contrário. (\*) corresponde a p-valor  $\leq 0.01$ .

Por fim, que ao inserir as *dummies* de região e sexo no mesmo modelo (tabela 3, coluna 3), os coeficientes estimados para as são RM praticamente idênticos aos da coluna (1) da Tabela 3.

Entretanto, o fato de as mulheres chefes (MCF) serem mais pobres do que os chefes homens (HCF), como visto nas Figuras 1, 2 e 3, sugere que o perfil de gastos destes seja diferente. Desta forma, ao estimar a equação (5) para cada um dos grupos é possível encontrar diferenças significativas em termos de custo de vida (tabela 4). Pela lei de Engel, quanto mais rica for a população menor são os gastos das mesmas com bens inferiores, como é o caso da alimentação. De fato, nas regiões mais pobres (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador), alimentação tem uma proporção alta nos gastos em consumo (tabela 2), nestas os HCF tem acesso a produtos de melhor qualidade e por conseguinte apresentam coeficientes superior ao das MCF. Nas RMs de renda mediana como: Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Curitiba, Porto Alegre, Goiânia e Campo Grande, os coeficientes estimados para homens e mulheres estão muito próximos entre si.

Em São Paulo, os coeficiente positivo e significante, tanto para HCF como para MCF indicam que indicam que nesta RM encontra-se o maior custo com alimentação do Brasil, para ambos os sexos. Mesmo assim, o estimador de ICV para os homens é superior ao das mulheres, mais uma vez sugerindo que homens tem acesso a produtos de melhor qualidade do que as mulheres. A única RM, no qual o coeficiente estimado para FCH é maior do que para FCM é Goiânia, a baixa participação da alimentação nos gastos de consumo desta RM (tabela 2) pode indicar que para ambos os sexos alimentação é um bem inferior e dados que os HCF tem maior renda os mesmos conseguem comprar produtos de maior qualidade, e por conseguinte se deparam com um maior ICV.

**Tabela 4:** Estimação do modelo CPD como dummies de interação entre estado e sexo do chefe, variável dependente: log neperiano dos gastos com alimentação

Interações	Coef	EP	Interações	Coef	EP
BEL*M	-0.124	0.006	BEL*H	-0.077	0.005
FOR*M	-0.120	0.004	FOR*H	-0.057	0.004
REC*M	-0.148	0.004	REC*H	-0.135	0.003
SAL*M	-0.079	0.004	SAL*H	-0.045	0.004
BHO*M	-0.024	0.004	BHO*H	-0.035	0.004
VIT*M	-0.062	0.004	VIT*H	-0.058	0.004

RIO*M	-0.011	0.003	RIO*H	-0.016	0.003
SPA*M	0.025	0.004	SPA*H	0.049	0.003
CUR*M	-0.054	0.004	CUR*H	-0.063	0.004
POA*M	0.030	0.004	POA*H	0.030	0.004
CGR*M	-0.021	0.005	CGR*H	-0.038	0.004
GOI*M	-0.005	0.005	GOI*H	-0.073	0.004
BRA*M	-0.012	0.004			
<hr/>					
<i>Dummies</i> de					
produto	SIM				
# Produtos	58				
Observações	101,366				

Regiões metropolitanas: Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA). A interação (BRA\*H) foi retirado para evitar perfeita multicolinearidade, sendo a região utilizada de base de comparação.

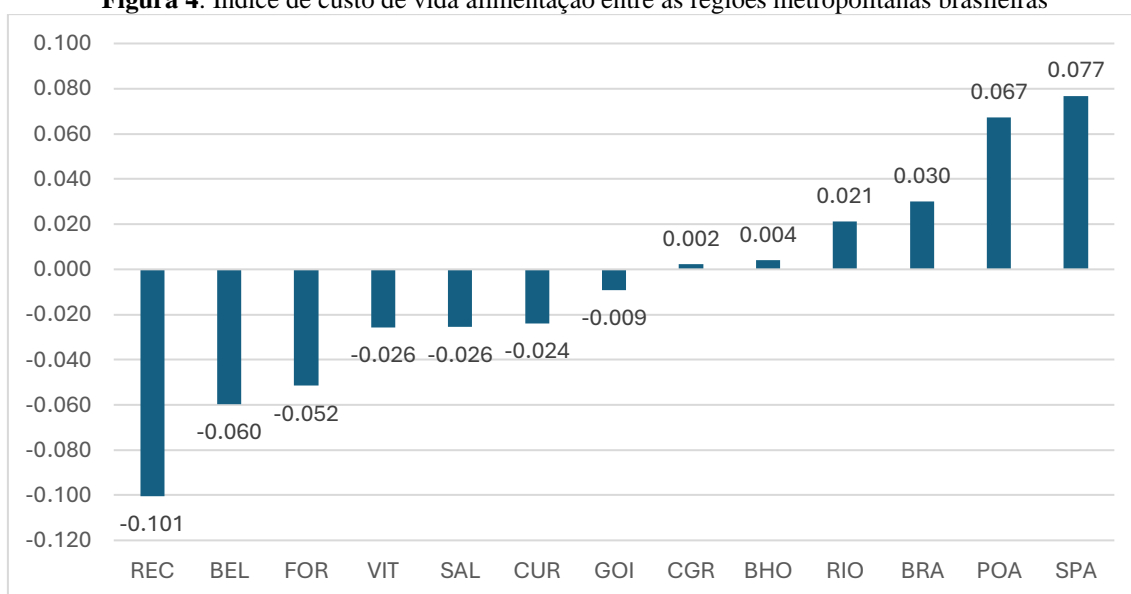
Uma melhor compreensão dos resultados das tabelas 3 e 4 acima é feita a partir da construção do Índice de Custo de vida Alimentação (ICVA). O ICVA foi obtido seguindo os passos: (i) é extraído o exponencial dos estimadores descritos na coluna (3) da tabela 4 e na tabela 5; (ii) em ambos os casos é feito uma mudança de base para a média Brasil=1; (iii) subtrai-se os resultados da unidade, centrando a média em zero. As figuras 4 a 6 abaixo, apresentam este índice para as cidades brasileiras.

As figuras 4 e 5 descrevem respectivamente: o índice de custo de vida alimentação (ICVA) dos maiores centros urbanos brasileiros e sua relação com a renda da cidade. A existência de grandes disparidades de preços relativos entre elas já era esperado, em virtude do tamanho do território nacional e da sua diversidade de cultura e de renda. Negligenciar tal diferencial de custo de vida quando se trabalha com dados regionais e/ou estaduais é, no mínimo, questionável, pois poderia levar a superestimções ou subestimções de variáveis obtidas por deflacionamento, principalmente a renda real.

De acordo com a figura 4, como esperado, as cidades mais caras em termos de alimentação são respectivamente: São Paulo (8%), Rio de Janeiro (7%), Brasília (3%) e Porto Alegre (2%). Enquanto as mais baratas são Recife (-10%), Belém (6%), Fortaleza (5%), Vitória (3%), Salvador (3%) e Curitiba (2%). As demais cidades (Belo Horizonte, Campo Grande e Goiânia) apresentam o índice muito próximo da média nacional (0%).

Na análise comparativa, nota-se que Recife é 18% mais barata do que São Paulo em termos de alimentação. Salvador, embora esteja localizada no Nordeste (NE), é 7% mais cara do que Recife e apresenta um custo de alimentação muito próxima de Vitória (no Sudeste) e de Curitiba (no Sul). Em particular, a evidência mostra que as famílias residentes em regiões mais pobres do país têm seus principais gastos vinculados à alimentação e ao vestuário e, à medida essas famílias prosperam, há uma elevação da participação dos gastos com serviços intensivos em mão de obra (saúde, educação e transporte, por exemplo). Como estes últimos são relativamente mais caros, o custo de vida nestas regiões mais pobres tende a aumentar mais rapidamente do que as regiões mais ricas (Deaton, 1988). Azzoni et al. (2003): A análise dos resultados mostra um grande diferencial de custo de vida entre as RMs: em 2002, morar em Brasília era 24,8% mais caro do que morar no Recife. É fácil perceber também uma forte correlação positiva entre renda e custo de vida: as cidades mais caras são em geral as mais ricas, enquanto as mais baratas encontram-se nas regiões mais pobres.

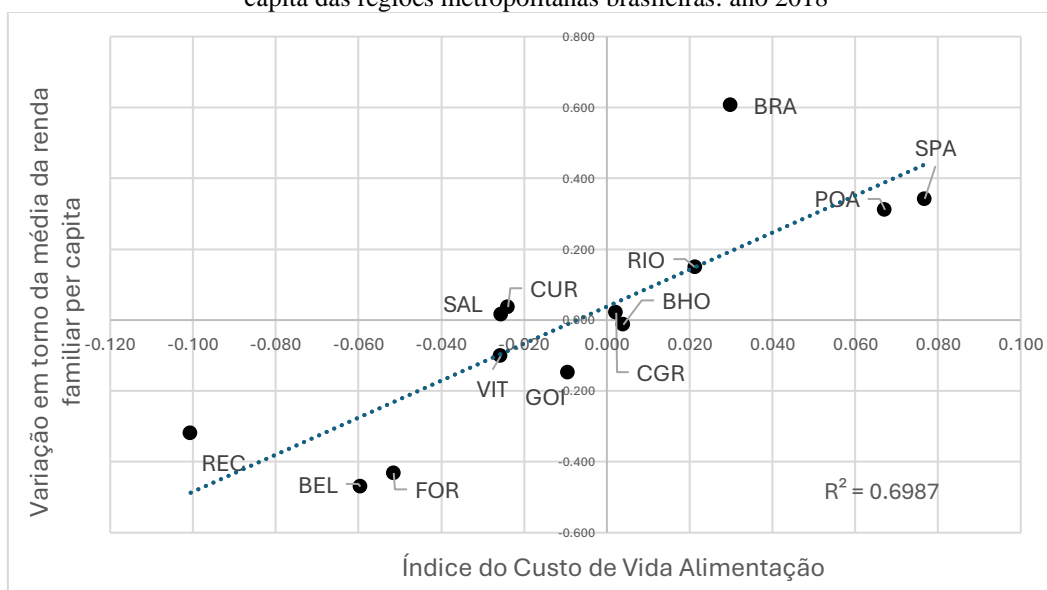
**Figura 4:** Índice de custo de vida alimentação entre as regiões metropolitanas brasileiras



**Regiões metropolitanas:** Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA).

Na figura 5 é possível perceber uma forte correlação entre o ICVA e a renda familiar per capita ( $R^2=0.7$ ). A cidade de Brasília destaca-se, pois, sendo a RM com maior renda familiar per capita, 60% acima da média, apresenta um custo de vida alimentação relativamente baixo (30% acima da média). Já as cidades brasileiras com maior renda per capita relativa, São Paulo (34%) e Porto Alegre (31%), são as que apresentam os maiores custo com alimentação (respectivamente, 0,08 e 0,07). E a cidade de Recife encontra-se em situação oposta, com renda familiar per capita 32% abaixo da média nacional e um ICVA 10% abaixo da média e 0,05 pontos percentuais (p.p.) abaixo dos de Belém (-0,05) e Fortaleza (-0,06), cidades estas relativamente mais pobres. As demais RMs brasileiras estão próximas a linha de tendência, o que reforça a alta correlação entre renda familiar per capita e ICVA.

**Figura 5:** Relação entre o custo de vida alimentação e variação em torno da média da renda familiar per capita das regiões metropolitanas brasileiras: ano 2018



**Regiões metropolitanas:** Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA).

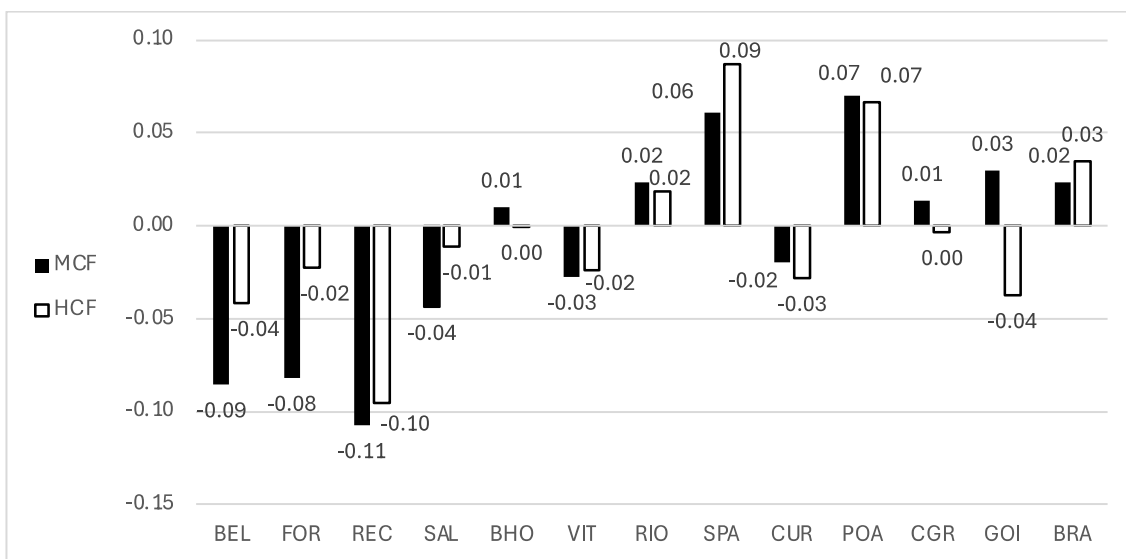
Com o cálculo do ICVA das principais cidades brasileiras, o próximo passo consiste em compreender como este índice varia quando as famílias chefiadas por homens e por mulheres são analisadas separadamente. A figura 6 descreve ICVA por região metropolitana das famílias chefiadas por homens e por mulheres. Nas cidades do NE, Belém, Fortaleza, Recife e Salvador, o custo da alimentação nas cestas das mulheres fica abaixo das dos homens, sugerindo que nas regiões mais pobres, as mulheres chefes de família estão de fato em uma posição mais vulnerável, com uma cesta de alimentos mais barata, composta de bens de menor qualidade. Já nas cidades com renda familiar per capita mais elevadas: Brasília, Porto Alegre, Curitiba, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Vitória e Campo Grande, ICVA das FCM é muito próxima das dos FCH, o que sugere que a situação das FCM não é a mesma em todas as cidades brasileiras e que quanto maior a renda familiar per capita melhor é a situação das mulheres chefes de família.

Em São Paulo embora uma das mais ricas cidades do país, o ICVA dos homens é maior do que o das mulheres. São Paulo, além de ser a segunda cidade de maior renda familiar per capita (32% acima da média) tem o maior ICVA para HCF (0,09) e o segundo maior ICVA para MCH (0,06). Ou seja, as mulheres que são chefes de família em São Paulo têm um poder de compra bastante elevado em relação a maioria das mulheres brasileiras e por conseguinte seu acesso a bem alimentícios de qualidade só fica inferior ao dos HCF desta cidade (figura 6).

Com uma baixa participação dos gastos em alimentação nos gastos em consumo tanto para FCH (61%) como FCM (60%), Goiânia, apresenta o ICVA dos homens (-0,04) menor do que o das mulheres (0,03), ou seja, nesta cidade as MCH gastam 7% mais com alimentação do que os HCF. Uma justificativa para este resultado encontra-se no ICVA (-0,009) muito próximo a zero. Como alimentação é relativamente barata, esta tem um peso muito baixo na cesta de consumo, desta forma as mulheres por ter uma renda familiar per capita inferior a dos homens (fig 2) dão maior peso aos itens alimentícios. Neste contexto o ICVA medido pelo *uv* capta esta estrutura de preferência na sua composição o que se reflete no ICVA mais elevado.

Uma forma de analisar a robustez dos resultados descritos na figura 6 é observar a relação entre a participação dos gastos em alimentação com os gastos em consumo e a variação em torno da média da renda familiar per capita (figura 7).

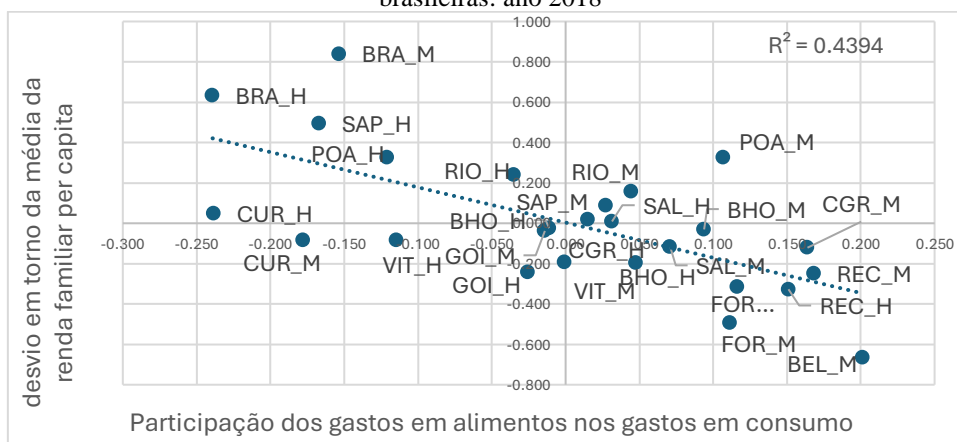
Figura 6: Índice de Custo de Vida Alimentação por regiões metropolitanas brasileiras e sexo do chefe de família



Regiões metropolitanas: Belém (BEL), Fortaleza (FOR), Recife (REC), Salvador (SAL), Belo Horizonte (BHO), Vitória (VIT), Rio de Janeiro (RIO), São Paulo (SPA), Curitiba (CUR), Porto Alegre (POA), Campo Grande (CGR), Goiás (GOI) e Brasília (BRA). Mulher chefe de família (MCF) e Homem chefe de família (HCF)

Como pode ser visto, os resultados demonstram diferenças na qualidade dos bens entre e dentro das regiões, famílias de diferentes níveis de renda podendo acessar mais itens do que outras. De fato, as mulheres chefes de família das cidades das regiões Norte e Nordeste (Belém, Recife, Fortaleza e Salvador) encontram-se no segundo quadrante, o que sugere que são cidades que apresentam menor renda familiar per capita e maiores participações da alimentação nos gastos em consumo. Já no quarto quadrante, estão os HCF das cidades mais ricas e de menor participação da alimentação nos gastos em consumo (BRA, SAP, RIO e POA) (figura 7).

Figura 7: Relação a participação dos gastos com alimentação nos gastos em consumo e variação em torno da média da renda familiar per capita das regiões metropolitanas brasileiras: ano 2018



## 5 Conclusão

Os achados sugerem que o debate sobre os dados de insegurança alimentar no Brasil, considerando o gênero, e a região de residência, deve ser somado ao tema do cálculo de custo de vida. Como bem afirma Blundell (1988), há poucos aspectos na condução de políticas econômicas que não requerem algum conhecimento do comportamento do consumo dos indivíduos e das famílias. No contexto da alimentação, impacto de reforma tributária e a escolha apropriada de índices de custo de vida são algumas destas questões.

Trabalhos com os do Banco Mundial (2013) e Mishra e Ray (2014) defendem que comparações do custo de vida entre unidades de consumo revelam os tamanhos relativos de diferentes economias. Eles indicam. Ao calcular ICVA este artigo avança sobre este tema mostrando quão diferente o ICV entre as principais cidades brasileiras. A famílias que moram na cidade de Recife (a mais barata) tem um ICV em média 18% inferior a São Paulo (cidade mais cara), indicando não apenas que uma região é mais rica do que outra, mas por quanto. Os resultados também mostram uma forte correlação com a renda familiar per capita destas RMs ( $R^2=0,70$ ), ou seja nas cidades mais ricas paga-se mais pelas mesma cesta de produtos alimentares, reforçando a tese que as diferenças nos custo de vida está correlacionado com o bem-estar das pessoas que residem em diferentes regiões.

Este artigo também contribui para literatura na medida que corrobora com resultados que mostram as escolhas alimentares determinadas não apenas por necessidades fisiológicas ou nutricionais, mas também por influência de fatores ambientais, como acessibilidade, disponibilidade, qualidade, publicidade e preço dos alimentos (EUFIC, (2006)). Os resultados sugerem que ao utilizar *unic value* como proxy para preços de mercado, encontrou-se que as nas regiões mais pobres (NO e NE), FCM tem um ICVA inferior ao das FCH, sugerindo que os produtos consumidas pelas FCM devam ter uma qualidade inferior ao das FCH. O ICVA das mulheres que moram na cidade mais barata (Recife) é 16% inferior das MCF que moram em São Paulo (cidade mais cara). Enquanto, HCF de Recife tem um ICVA 19% inferior aos homens chefe de família em São Paulo.

Desta forma mensurar índices de preços espaciais consiste importante estratégia de política pública, pois auxilia na compreensão da dimensão da pobreza nas diversas cidades brasileiras.

## Referências

ADDAI, K.N.; NG'OMBE, J. N.; TEMOSO, O. Food poverty, Vulnerability and Food Consumption Inequality Among Smallholder Households in Ghana: A Gender-Based Perspective. *Social Indicators Research*. 163:661-689. 2022.

ALMEIDA, A.N.; AZZONI, C.R. Custo comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996-2014. *Estud. Econ.*, São Paulo, vol. 46, n.1, p. 253-276, jan-mar. 2016.

ARYAL, J.P.; BAHADUR, R.D.; NATH, H. Gendered analysis of food security gaps in rural Nepal. *ABDI Working Paper No. 1279*. Tokyo: Asian Development Bank Institute. 2021.

ARYAL, J.P., K. A. MOTTALEB, e; D. B. RAHUT. 2019. Untangling Gender Differentiated Food Security Gaps in Bhutan: An Application of Exogenous Switching Treatment Regression. *Review of Development Economics* 23(2): 782–802.

ATEN, Bettina; REINSDOF, Marshall. Comparing the consistency of price parities for regions of the US in an economic approach framework. In: 31st general conference of the international association for research in income and wealth. 2010.

ATEN, B. Estimates of State and Metropolitan Price Parities for Consumption Goods and Services in the United States, 2005, Bureau of Economic Analysis, Working Paper. 2008.

ATEN, B. Estimates of State Price Levels for Consumption Goods and Services: A First Brush. Bureau of Economic Analysis, Working Paper, 2007.

ATEN, B.; MENEZES, T. Poverty Price Levels: An Application to Brazilian Metropolitan Areas. Conference on the International Comparison Program. World Bank ICP Conference. Washington, D.C. 2002

ATEN, B. Cities in Brazil: An Interarea Price Comparison. *In: International and Interarea Comparisons of Income, Output, and Prices.* Heston, A. e Lipsey, R.E. p. 211-229. 1999.

AZZONI, C.R.; ALMEIDA, A.N. Mudanças nas estruturas de consumo e custo de vida comparativo nas Regiões Metropolitanas: 1996-2020. *Estud. Econ., São Paulo, vol. 51, n.3, p. 529-563, jul-set. 2021.*

AZZONI, C.R.; SEABRA, D. Custo comparativo de aluguéis para cidades e áreas de ponderação. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos. v. 12. n. 2. (2018)*

AZZONI, C. R., do CARMO, H. E.; MENEZES, T. Comparações da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico, 33(1). 2003.*

AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. A região Sudeste é mesmo mais rica ou apenas mais cara? Diferenças de custo de vida e desigualdade regional da renda real no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 29, n. Especial, p. 479-1100, 1998.*

BANCO MUNDIAL. Measuring the real size of the world economy: the framework, methodology, and results of the international comparison program. International Comparison Program, World Bank, Washington DC. 2013.

BIDISHA, S. H., Mahmood, T., & Hossain, M. B. Assessing Food Poverty, Vulnerability and Food Consumption Inequality in the Context of COVID-19: A Case of Bangladesh. *International Journal of Legal Medicine. 2021.*

BOTREAU, H.; COHEN, M.J. Gender inequality and food insecurity: a dozen years after the food price crisis, rural women still bear the brunt of property and hunger. *Advances in Food Security and Sustainability. Volume 5. (2020)*

BROUSSARD, N. What explains gender differences in food security? *Food Policy. Volume 83, p. 180-194. 2019.*

CHEN, M. WANG, Y.; RAO, D.S. Measuring the spatial price differences in China with regional price parity methods. *The World Economy. Wiley. No. 43-4. 2020.*

CUNHA, C.M.; CANUTO, R.; ROSA, P.B.; LONGARAI, L. e, SCHUCH, I. Associação entre padrões alimentares com fatores socioeconômicos e ambiente alimentar em uma cidade do Sul do Brasil. *Ciênc. Saúde coletiva 27 (02). 2022.*

COSTA, D.V.; MENDONÇA, M.; MALTA, D.; FREITAS, P., E; LOPES, A. Diferenças no consumo alimentar nas áreas urbanas e rurais do Brasil: Pesquisa Nacional de Saúde. *Ciênc. Saúde coletiva 26 (suppl. 2). 2021.*

DEATON, Angus. Price indexes, inequality, and the measurement of world poverty. **American Economic Review**, v. 100, n. 1, p. 5-34, 2010.

DEATON, Angus. Consumer price indexes, purchasing power parity exchange rates, and updating. In: Unpublished paper for the PWT Workshop May. 2012.

DEATON, Angus; ATEN, Bettina. Trying to Understand the PPPs in ICP 2011: Why are the Results so Different? **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 9, n. 1, p. 243-64, 2017.

DEATON, Angus; HESTON, Alan. Understanding PPPs and PPP-based national accounts. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 2, n. 4, p. 1-35, 2010.



DEATON, A. 1988. Quality, Quantity and Spatial Variation of Prices. **The American Economic Review** 78, no. 3: 418–430.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. Cambridge University Press. 1980.

DI EWERT, E. Weighted country product dummy variable regressions and index number formulae. **Review of Income and Wealth**. Series 51. Number 4. Dezembro, 2005.

DI EWERT, W.E. (1976) Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2), 115–145

DI EWERT, W.E. (1978) Superlative index numbers and consistency in aggregation. *Econometrica*, 46(4), 883–900

ER, C.; HOBEIKA, M.; FISCHETTI, C. Gender and Food Systems: Overcoming Evidence Gaps. n° 184. OECD TRADE AND AGRICULTURE DIRECTORATE. OECD FOOD, AGRICULTURE AND FISHERIES. OECD *publishing*. 2022.

FAO. Why are women more food insecure than men? Exploring Socio-economic determinants of the gender gap and the role of COVID-19 in the UNECE. Economic Commission for Europe. 2023

GEBRE, G.; RAHUT, D. Prevalence of household food insecurity in East Africa: Linking food access with climate vulnerability. *Climate Risk Management*. 33. 2021.

INSTITUO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018: primeiros resultados. Coordenação de Trabalho e Rendimento. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA; INSTITUO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Desoneração de PIS/COFINS SOBRE OS PRODUTOS DA CESTA BÁSICA. Relatório de Avaliação. Ciclo 2021. Conselho de Monitoramento e Avaliação de Políticas Públicas – CMAP.2022.

MAJUMDER, A.; RAY, R. National and subnational purchasing power parity: a review. *Decision* 47(2):103-124. 2020.

MANCINI, G.; VECCHI, G. On the Construction of a Consumption Aggregate for Inequality ad Poverty Analysis. The World Bank. 2022.

MANCINI, G.; VECCHI, G. Adjusting for Price Variation. Capítulo 5. *In: On the Construction of a Consumption Aggregate for Inequality ad Poverty Analysis*. The World Bank. 2022.

MEDEIROS, P.T. Diferenças geográficas no custo de vida – comparações entre as regiões Nordeste e Sudeste e as cadeias do Rio de Janeiro e São Paulo. (1977).

MENEZES, Tatiane Almeida de; AZZONI, Carlos R.; MOREIRA, G. DIFERENÇAS EM GASTOS COM ALUGUEL ENTRE ESTADOS. *In: Fernando Gaiger Silveira; Luciana Mendes Servo; Tatiane Menezes; Sérgio Piola. (Org.). Gastos e Consumo das Famílias Brasileiras Contemporâneas, Volume II. 1ed.Brasília: IPEA, 2007, v. II, p. 1-552.*

ORTIZ-OSPINA, E.; MOLTENI, M. What are PPP adjustments and why do we need them? Publicação online em OurWorldInData.org. Disponível em: <<https://ourworldindata.org/what-are-ppps>>. 2017.

PÉREZ-TEPAYO, S.; RODRIGUEZ-RAMIREZ S.; UNAR-MUNGUÍA M. SHAMAH-LEVY, T. Trends in the dietary patterns of Mexican adults by sociodemographic characteristics. *Nutr J*, 19:51. 2020

POPKIN, B.M. The nutrition transition: an overview of world patterns of change. *Nutr. Rev.* 62(7 Pt 2): S140-3. 20

QUISUMBING, A. R., Brown, L. R., Feldstein, H. S., Haddad, L., & Peña, C. Women: The key to food security. *Food and Nutrition Bulletin*, 17(1), 1-2. 1996.

- QUISUMBING, M. A. R., & McClafferty, B. F. (2006). Food security in practice: Using gender research in development. Intl Food Policy Res Inst. 2006.
- RASHID, F.N.; SESABO, J.; K.; LIHAWA, R.; MKUNA, E. Determinants of household food expenditure in Tanzania: implications on food security. Agriculture and Food Security. 2024.
- ROY, D.; ZULFIQAR, F.; TSUSAKA, T.W.; DATTA, A. Household food insecurity and dietary diversity of women of reproductive age among smallholder farming households in northwest Bangladesh. Ecology of Food and Nutrition. Volume 61, n. 4, 2022.
- SANTOS, L.A.; FERREIRA, A.A.; SABINO, L. Interseções de gênero e raça/cor em insegurança alimentar nos domicílios das diferentes regiões do Brasil. Caderno de Saúde Pública. 38 (11). 2022.
- SCHLINDWEIN, M.M.; KASSOUF, A.L. Mudanças no padrão de consumo de alimentos tempo-intensivos e de alimentos poupadores de tempo, por região no Brasil. Gasto e Consumo das famílias contemporâneas. Volume 2. Capítulo 12. 2007.
- SICHERI, R.; CASTRO, JFG.; MOURA, AS. Fatores associados ao padrão de consumo alimentar da população brasileira urbana. Cad Saúde Pública 19 (Suppl.1): S47-S53. 2003.
- SILVEIRA, F.G.; SERVO, L.; MENEZES, T.; PIOLA, S. (Org.). Gasto e Consumo das famílias contemporâneas. Vol. 1 e Vol 2. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. 2007.
- SRABONI, E.; MALAPIT, H.J.; QUISUMBING, A.R.; AHMED, A.U. Women’s Empowerment in Agriculture: What Role for Food Security in Bangladesh? World Development, Vol. 61, pp 11-52, 2014.
- SUMMERS, R. International Comparisons with Incomplete Data. Review of Income and Wealth, 29 (1), 1-16, 1973.
- TIBESIGWA, B.; VISSER, M. Assessing gender inequality in Food security among small-holder farm households in urban and rural South Africa. World Development. Volume 88, p. 33-49. 2016.
- UN WFP. These are the Top 6 Reasons Women Are Hungrier Than Men Today. World Food Program USA. Março, 2022.
- VARTIA, Y.O. (1976a) Relative changes and index numbers. Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki.
- VARTIA, Y.O. (1976b) Ideal log-change index numbers. Scandinavian Journal of Statistics, 3, 121–126.

## Apêndice

	Homens chefe de família				Mulheres chefes de família			
	média	DP	Frequência	obs.	média	DP	Frequência	obs.
1.1 Alimentação fora do Domicílio	83	148	43,027,270	21,454	69	127	25,689,932	13,978
1.2 Arroz	47	44	2,829,568	1,565	45	40	1,999,792	1,225
1.3 Feijão	28	22	2,492,691	1,438	29	21	1,760,880	1,018
1.4 Orgânicos	33	24	19,819	10	24	5	15,520	6
1.5 Cereais	29	43	1,896,666	985	25	24	1,432,736	715
1.6 Macarrão	19	15	2,862,935	1,586	20	17	2,225,990	1,243
1.7 Farinha de Mandioca	26	19	632,168	354	25	16	487,997	312

1.8 Farinha de Trigo	17	11	786,846	403	17	12	477,591	282
1.9 Farinhas, Féculas e Massas	39	33	1,969,067	1,030	37	29	1,377,842	758
1.10 Batata Inglesa	18	14	2,231,638	1,165	16	13	1,637,062	892
1.11 Cenoura	11	8	1,598,605	826	10	8	1,091,682	636
1.12 Mandioca	20	12	387,516	263	19	18	371,354	230
1.13 Tubérculos e Raízes	15	13	2,178,238	1,063	14	11	1,698,401	864
1.14 Açúcar Refinado	23	21	1,274,637	472	25	23	881,329	416
1.15 Açúcar Cristal	26	21	744,882	555	24	19	575,804	430
1.16 Light e Diet	32	25	114,084	54	36	33	85,658	43
1.17 Açúcares	38	44	6,281,600	3,101	39	65	4,154,340	2,316
1.18 Tomate	38	19	20,991	8	35	21	9,933	6
1.19 Cebola	10	7	2,842,329	1,482	10	7	1,985,974	1,141
1.20 Alface	13	12	1,993,449	957	11	9	1,563,909	794
1.21 Legumes e Verduras	12	11	9,333,316	4,719	12	10	6,575,038	3,593
1.22 Banana	21	13	4,446,190	2,293	19	11	3,027,128	1,720
1.23 Laranja	20	14	1,830,164	937	17	12	1,341,602	712
1.24 Maça	19	14	1,786,243	890	19	12	1,220,899	689
1.25 Frutas	23	18	9,694,658	4,649	20	16	6,544,285	3,510
1.26 Carne de Boi de Primeira	119	94	2,573,038	1,285	117	88	1,665,740	806
1.27 Carne de Boi de Segunda	83	50	2,363,087	1,302	79	46	1,545,965	931
1.28 Carne de Suíno	80	81	1,336,143	746	74	96	884,801	503
1.29 Carnes e Peixes Industrializados	41	44	7,466,746	3,845	37	35	4,871,304	2,652
1.30 Pescados Frescos	97	63	844,348	430	94	77	542,415	316
1.31 Outras Carnes	89	86	1,760,466	1,000	83	79	1,262,338	752
1.32 Frangos	60	43	4,983,704	2,742	58	37	3,559,211	2,069
1.33 Ovo de Galinha	34	21	2,822,059	1,528	32	20	1,966,669	1,131
1.34 Orgânicos (Aves)	73	38	39,832	10	43	11	30,886	8
1.35 Outros Aves e Ovos	33	22	890,091	394	37	28	526,681	278
1.36 Leite de Vaca	32	40	6,265,789	3,187	32	43	4,297,630	2,351
1.37 Leite em Pó	70	73	1,091,952	663	60	79	785,035	539
1.38 Queijos	39	30	6,323,616	2,949	38	33	4,231,110	2,114
1.39 Light e Diet (Leite)	38	31	472,688	229	32	23	322,508	163
1.40 Orgânicos (Leite)	61	41	66,119	22	68	42	28,590	18
1.41 Leite e Derivados	28	23	8,172,591	4,226	26	21	5,698,649	3,123
1.42 Pão Francês	13	9	21,426,582	11,915	13	11	15,207,995	8,688

1.43 Biscoito	20	18	7,544,303	3,998	20	19	5,064,185	2,905
1.44 Light e Diet (Panificados)	27	17	161,920	89	23	13	91,533	61
1.45 Panificados	29	38	8,626,140	4,198	26	24	5,572,746	3,051
1.46 Óleo de Soja	26	21	1,741,644	974	28	23	1,176,173	690
1.47 Azeite de Oliva	74	42	590,743	274	68	37	368,572	185
1.48 Óleos e Gorduras	46	45	372,349	203	40	29	228,305	133
1.49 Café Moído	48	43	2,646,689	1,444	47	37	1,911,409	1,108
1.50 Refrigerantes	31	29	6,011,125	3,145	29	23	3,975,565	2,303
1.51 Bebidas não Alcoólicas, light	30	20	276,232	108	33	35	173,531	96
1.52 Cervejas e Chopes	92	79	1,941,244	899	93	98	853,666	455
1.53 Bebidas e Infusões	49	71	5,566,887	2,568	40	50	3,628,315	1,841
1.54 Enlatados em Conserva	28	27	2,594,332	1,352	25	29	1,645,457	923
1.55 Massa de Tomate	15	10	506,558	297	17	10	354,175	203
1.56 Maionese	23	15	609,841	324	20	11	463,356	229
1.57 Sal Refinado	9	5	670,506	361	8	4	491,624	276
1.58 Sal e Condimentos	17	15	7,162,363	3,600	17	15	5,060,907	2,706
1.59 Alimentos Preparados	70	106	4,027,212	1,952	60	67	2,530,339	1,348
1.60 Outros	282	452	1,936,750	1,136	323	482	1,551,771	920