UNIVERSIDADE ESTADUAL DA PARAÍBA

CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIA

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA

Aline Xavier Porto Alves

Análise dos índices da cesta básica do município de Campina Grande - PB no período de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017

Campina Grande - PB

Fevereiro de 2018

Aline Xavier Porto Alves

Análise dos índices da cesta básica do município de Campina Grande - PB no período de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Bacharelado em Estatística do Departamento de Estatística do Centro de Ciências e Tecnologia da Universidade Estadual da Paraíba em cumprimento às exigências legais para obtenção do título de bacharel em Estatística.

Orientador: Prof^{a}. Msc. Nyedja Fialho Morais Barbosa

Campina Grande - PB

Fevereiro de 2018

A474a Alves, Aline Xavier Porto.
Análise dos índices da cesta básica do município de Campina Grande - PB no período de janeiro de 2016 a novembro de 2017 [manuscrito] : / Aline Xavier Porto Alves. - 2018.
49 p.

Digitado.
Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Estatística) - Universidade Estadual da Paraíba, Centro de Ciências e Tecnologia, 2018.
"Orientação : Profa. Ma. Nyedja Fialho Morais Barbosa, Coordenação do Curso de Ciências Biológicas - CCBSA."

1. Índices de Preços Simples. 2. Cesta básica. 3. Deflação. 4. Poder aquisitivo.

21. ed. CDD 519.5

Aline Xavier Porto Alves

Análise dos índices da cesta básica do município de Campina Grande - PB no período de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Bacharelado em Estatística do Departamento de Estatística do Centro de Ciências e Tecnologia da Universidade Estadual da Paraíba em cumprimento às exigências legais para obtenção do título de bacharel em Estatística.

Trabalho aprovado em 09 / 02 / 2018.

BANCA EXAMINADORA

Nyedja Fialho Morais Barbosa

Prof. Msc. Nyedja Fialho Morais Barbosa
Orientadora

Tiago Almeida de Oliveira

Prof. Dr. Tiago Almeida de Oliveira
Universidade Estadual da Paraíba

Damião Flávio dos Santos

Msc. Damião Flávio dos Santos

Dedico este trabalho exclusivamente a Deus, por ser essencial em minha vida, autor da minha história, meu guia e sem Ele nada disso seria possível realizar.

Agradecimentos

Agradeço, primeiramente, a Deus, que sempre esteve ao meu lado.

Aos meus pais Valmir e Rozenir por todo carinho, conselhos e cobranças.

Aos meus irmãos Bruno e Breno que sempre estiveram ao meu lado com palavras de conforto nos momentos mais difíceis.

As minhas amigas do ensino médio e da vida Gaby, Dione, Nany e Nizely, em especial Gaby e Dione que contribuíram para a realização deste trabalho.

A minha madrinha Janaina e seus sobrinhos Augusto e Ariane que me deram muito carinho e contribuição para este trabalho.

A Universidade Estadual da Paraíba pela oportunidade de realizar este curso.

Aos professores, Ana Patrícia, Érika, Giselly, João Gil, Joseane, Nathielly, Nyedja, Ricardo, Silvio, Tiago e Vitória pela contribuição na minha vida acadêmica e por tamanha influência na minha futura vida profissional.

Aos meus amigos de curso Rayane, Sônia, Leomir, Arnete, Regina, Wanessa, Claúdio, Mario, Manoel, Damião e Bruno por todos os momentos vividos durante todo curso, em especial Rayane, Sônia e Damião, que além de amigos se tornaram grandes irmãos que vou levar para o resto de minha vida.

Ao Procon Municipal de Campina Grande - PB pela oportunidade de colocar em prática todo conhecimento adquirido em sala de aula e por fornecer os dados para realização deste trabalho.

Por fim, e não menos importante, gostaria de deixar o meu agradecimento a minha orientadora Nyedja, pois sem a sua orientação não teria conseguido realizar este trabalho, obrigada por todos os conselhos, pela paciência e por acreditar em mim. Só tenho que agradecer a Deus por ter colocado uma pessoa tão maravilhosa no meu caminho. Obrigada.

“ Dificuldades preparam pessoas comuns
para destinos extraordinários”
(C.S.Lewis)

Resumo

Neste trabalho foi estudado os números índices, da sua teoria até um exemplo prático. Para as análises foram utilizados os dados da cesta básica disponibilizados pelo PROCON Municipal de Campina Grande-PB no período de janeiro de 2016 a novembro de 2017. A coleta dos dados foi realizada em oito estabelecimentos diferentes de Campina Grande. O objetivo foi tentar, através dos números índices, explicar o quanto variou a cesta básica no todo e a variação dos produtos em relação a janeiro de 2016, afim de informar aos consumidores qual supermercado possibilitaria o maior poder aquisitivo. Os cálculos e os gráficos foram feitos pelo *software* RStudio. E por meio dele pode-se observar que o consumidor teve que desembolsar mais no mês de fevereiro de 2016 e menos no mês de setembro de 2017 para adquirir a cesta básica.

Palavras-chaves: Índices de Preços Simples. Cesta básica. Deflação. Poder aquisitivo.

Abstract

In this work the index numbers were studied, since its theory towards a practical example. In order to realize the analysis, we considered the data about the basic food basket, provided by PROCON Municipal de Campina Grande-PB in the period from January 2016 to November 2017. The data gathering took place in eight different establishments of Campina Grande. The objective was to try to explain, through the index numbers, how much the price of the basic food basket varied in this period, and to observe the variation of products in relation to January 2016, in order to inform the customers which supermarket would enable the highest purchasing power. Calculations and graphs were made by the RStudio *software*, which enabled us to observe that the consumer had to invest more in the month of February 2016 and less in the month of September 2017 to purchase the basic food basket.

Key-words: Simple Price Indexes. Basic food basket. Deflation. Purchasing power.

Lista de ilustrações

Lista de tabelas

Sumário

1 Introdução

Sabendo-se da variação de preços que ocorre nos produtos essenciais de uma cesta básica, e tendo em vista que o consumidor gasta, aproximadamente, 30% de seu salário com alimentação, faz-se necessário realizar pesquisas para acompanhar as variações de preço, tendo como base os ingredientes e quantidades padrão de produtos fornecidos pelo DIEESE (Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos), ajudando os consumidores de Campina Grande em sua escolha.

Entende-se que cesta básica é a indicação concedida ao grupo de mercadoria, muitas vezes composto por produtos alimentícios, de higiene pessoal e limpeza doméstica, consumido por uma família no tempo de um mês. Existe respeitável variação no que se refere às especificações das mercadorias pesquisadas e das suas quantidades. Elas podem variar de acordo com a finalidade para a qual se destina a pesquisa e também devido a características dos locais onde ela é realizada – hábitos alimentares, cultura, ofertas, entre outros.

Diante disso, o Procon Municipal de Campina Grande - PB, tomou como base o estudo feito pelo DIEESE utilizando os seguintes produtos e suas quantidades: açúcar – 3,0kg, arroz – 3,6kg, café em pó – 300g, farinha de mandioca – 3,0kg, feijão – 4,5kg, leite líquido – 6l, óleo de soja – 900ml, frango in. congelado – 4,5kg, margarina com sal – 750g, pão francês – 6,0kg, banana – 7,2kg, batata – 6,0kg e tomate –12,0kg para compor a cesta básica. Porém, essas quantidades são suficientes para apenas um indivíduo.

Portanto, para relacionar a variação do preço de cada produto e/ou a cesta básica completa, aplicou-se uma técnica estatística chamada números índices, observando assim, a deflação (baixa no preço do produto no mercado) e inflação (aumento no preço do produto) que ocorre durante o ano, bem como o poder aquisitivo do consumidor, mostrando a capacidade que uma pessoa ou uma população tem de adquirir bens materiais(neste caso, a cesta básica).

Para a realização do cálculo dos números índices e para demonstração gráfica, desse trabalho, usou-se o *software* RStudio. A pesquisa foi realizada em oitos supermercados de Campina Grande - PB, que denotaremos por Estabelecimento 1 (E1), Estabelecimento 2 (E2), Estabelecimento 3 (E3), Estabelecimento 4 (E4), Estabelecimento 5 (E5), Estabelecimento 6 (E6), Estabelecimento 7 (E7) e Estabelecimento 8 (E8) no período de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017, pelo Procon-CG.

2 Fundamentação Teórica

Números índices são usados quando tem a necessidade da obtenção de um único número que representa a variação de todo um conjunto de preços de bens e serviços em conjunto com as quantidades consumidas ou utilizadas em diferentes pontos no tempo (VIALI, 2007). Além disso, existe uma grande dificuldade na construção e obtenção de um número índice, pois vai além da simples escolha de uma fórmula matemática para calculá-lo. É muito importante saber quando e quais índices usar para determinado problema, por exemplo, comparar os custos de alimentação ou de vida em uma cidade, durante um ano, com os de anos anteriores, ou qualquer outra situação.

Por outro lado, Spiegel (1993) , sugere que número índice seja uma medida estatística preparada para apresentar as variações de uma variável, ou de um conjunto de variáveis, correlacionadas ao tempo, à localização geográfica, ou a outras características de rendimento, profissão etc. Muitas repartições governamentais e particulares estão engajadas com o cálculo de números índices, com o intuito da previsão dos negócios e das condições econômicas, disponibilizando informações gerais. Existem índices de salário, de produção, de desemprego e muitos outros.

No Brasil, os índices mais conhecidos são o Índice Geral de Preços (IGP), calculado pela Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro, e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), calculado pela Fundação IBGE. Mas há também outros índices como o índice do custo de vida ou índice de preço ao consumidor (IPC), planejado pelo Departamento de Estatística do Trabalho. Em muitos contratos de trabalho existem certas cláusulas de escalonamento que predizem aumentos automáticos de salário correspondentes a acréscimo do índice do custo de vida (SPIEGEL, 1993).

2.1 Métodos Estatísticos

Segundo Viali (2007), os números índices são divididos em índices de preço simples, índice de preço ponderados e os índices especiais. Porém, será aplicado apenas os índices especiais neste trabalho.

2.1.1 **Critério de avaliação da fórmula de um índice**

Os relativos satisfazem uma série de propriedades, que são propriedades desejadas e buscadas quando da construção de fórmulas alternativas de números índices. Vamos representar por $I_{0,t}$ um índice qualquer: pode ser um relativo de preço ou um índice de preço qualquer, por exemplo (nas seguintes seções veremos a definição de outros índices). Segundo Farias e Laurencel (2005), as propriedades básicas ideais são:

1. Identidade

$$I_{t,t} = 1, \tag{2.1}$$

caso a data-base coincidir com a data atual, o índice é sempre 1 (ou 100, no caso de se trabalhar com a base 100).

2. Reversão (ou inversão) no tempo

$$I_{0,t} = \frac{1}{I_{t,0}} \leftrightarrow I_{0,t}.I_{t,0} = 1, \tag{2.2}$$

Invertendo-se os períodos de comparação, os índices são obtidos um como o inverso do outro.

3. Circular

$$I_{0,1}.I_{1,2}.I_{2,3}.\cdots.\ I_{t-1,t} = I_{0,t} \leftrightarrow I_{0,1}.I_{1,2}.I_{2,3}.\cdots.\ I_{t-1,t} = I_{0,t} = 1, \tag{2.3}$$

Se o intervalo de análise é decomposto em vários subintervalos, o índice pode ser obtido como o produto dos índices nos subintervalos. A propriedade circular é importante no seguinte sentido se um índice a satisfaz e se conhecemos os índices nas épocas intermediárias, o índice de todo o período pode ser calculado sem que haja necessidade de recorrer aos valores que deram origem aos cálculos individuais. Note que, como decorrência desta propriedades, podemos escrever:

$$I_{0,t} = I_{0,t-1}.I_{t-1,t}, \tag{2.4}$$

Se o índice satisfazer também o princípio de reversibilidade, então (2.3) é equivalente a

$$I_{0,1}.I_{1,2}.I_{2,3}.\cdots.\ I_{t-1,t} = I_{t,0} = 1. \tag{2.5}$$

4. Decomposição das causas (ou reversão dos fatores) denotado por I_V I_P e I_Q os índices de valor, preço e quantidade respectivamente, o critério da decomposição das causas requer que,

$$I_V = I_P.I_Q. \tag{2.6}$$

5. Homogeneidade: mudanças de unidade não alteram o valor do índice.

6. Proporcionalidade: se todas as variáveis envolvidas no índice tiverem a mesma variação, então o índice resultante terá a mesma variação.

Todas essas propriedades são satisfeitas pelos relativos. De fato:

- identidade

$$p_{t,t} = \frac{p_t}{p_t} = 1. \tag{2.7}$$

- reversibilidade

$$p_{t,0} = \frac{p_0}{p_t} = \frac{1}{\frac{p_t}{p_0}}. \tag{2.8}$$

- circular

$$p_{0,t} = \frac{p_t}{p_0} = \frac{p_t}{p_{t-1}}.\frac{p_{t-1}}{p_{t-2}}.\cdots.\frac{p_2}{p_1}.\frac{p_1}{p_0}. \tag{2.9}$$

- decomposição das causas

$$p_{0,t}.q_{0,t} = \frac{p_t}{p_0}.\frac{q_t}{q_0} = \frac{p_t.q_t}{p_0.q_0} = \frac{v_t}{v_0}. \tag{2.10}$$

Mudanças de unidade envolvem multiplicação por uma constante (quilo para tonelada, reais para milhões de reais, etc). Tais operações não alteram o valor do relativo, uma vez que numerador e denominador são multiplicados pelo mesmo valor.

2.1.2 Notação

Os índices a seguir serão representados com a inicial correspondente a cada índice. Considere que:

p_0^i = preço de um determinado produto na época base (época "0").

q_0^i = quantidade de um determinado produto na época base (época "0").

p_t^i = preço de certo produto numa época diferente da época base (época "t").

q_t^i = quantidade de certo produto numa época diferente da época base (época "t").

2.1.3 Índices de Preços Simples

De acordo com Viali (2007) os índices de preços simples são caracterizados por envolverem apenas os preços e não as quantidades consumidas de cada produto em consideração.

2.1.3.1 Índice Aritmético

O índice aritmético é a média aritmética dos relativos, de cada produto, calculados em relação à época base, que é dado por:

$$A = \frac{1}{n}\sum_i p^i_{(0,t)} = \frac{1}{n}\sum_i (p^i_t/p^i_0). \tag{2.11}$$

Por ser um índice muito fácil de ser calculado, apresenta a desvantagem da média aritmética, pois sofre a influência de valores extremos, isto é, grandes variações nos preços de um único produto (VIALI, 2007).

2.1.3.2 Índice Geométrico

O índice geométrico é a média geométrica dos relativos de cada produto, calculados em relação à época base, definido por:

$$G = \sqrt[n]{\prod (p_t^i/p_0^i)} = \sqrt[n]{\prod p_{(0,t)}^i}. \tag{2.12}$$

2.1.3.3 Índice Harmônico

O índice harmônico é a média harmônica dos relativos, ou ainda, é o inverso da média aritmética dos inversos dos relativos, que é dado por:

$$H = \frac{1}{\frac{1}{n}\sum_i (p_0^i/p_t^i)} = \frac{n}{\sum_i (p_0^i/p_t^i)} = \frac{n}{\sum_i p_{(0,t)}^i}. \tag{2.13}$$

2.1.3.4 Índice Mediano

O índice mediano é obtido através da mediana dos relativos, da seguinte forma:

$$M = me\{p_t^i/p_0^i\} = me\{p_{(0,t)}^i\}. \tag{2.14}$$

2.1.3.5 Índice Agregativo Simples (Ou Índice de Bradstreet)

O índice agregativo simples é o mais antigo dos números índices e é obtido pela proporção entre a variação na época atual e a época base, que é dado por:

$$AG = \sum_i p_t^i / \sum_i p_0^i. \tag{2.15}$$

2.1.4 Índices de Preços Ponderados

De acordo com Viali (2007), os índices anteriores possuem a desvantagem de considerar com a mesma importância todo os produtos avaliados. Sabendo que os produtos não são todos consumidos em igual quantidade, é necessário ponderar cada produto participante do índice, dessa forma, tornará o índice mais preciso.

2.1.4.1 Índice Aritmético Ponderado

O índice aritmético ponderado é a média aritmética dos relativos, de cada produto, ponderado pela quantidade de α .

$$AP = \frac{1}{\sum_i \alpha} \sum_i \frac{p_t^i}{p_0^i}.\alpha = \sum_i \frac{p_t^i}{p_0^i}.\alpha = \sum_i \alpha.p_{(0,t)}^i. \tag{2.16}$$

2.1.4.2 Índice Geométrico Ponderado

O índice geométrico ponderado é a média geométrica dos relativos, de cada produto, ponderado pela quantidade de α.

$$GP = \sqrt[\sum_i \alpha]{\prod (p_t^i/p_0^i)^\alpha} = \prod (p_t^i/p_0^i)^\alpha, \tag{2.17}$$

pois a soma dos valores de α é igual a 1.

2.1.4.3 Índice Harmônico Ponderado

O índice de harmônico ponderado é a média harmônica dos relativos, ou ainda, é o inverso da média aritmética dos inversos dos relativos, ponderada pelas quantidades α.

$$H = \frac{1}{\frac{1}{\sum\limits_i \alpha} \sum\limits_i \alpha(p_0^i/pt^i)} = \frac{\sum\limits_i \alpha}{\sum\limits_i \alpha.p_{(t,0)}^i} = \frac{1}{\sum\limits_i \alpha.p_{(t,0)}^i}. \tag{2.18}$$

2.1.4.4 Índice Agregativo Ponderado

O índice agregativo ponderado é o quociente entre o produto das quantidades pelos preços de época atual e o produto das quantidades pelos preços da época base.

$$AGP = \frac{\sum_i \alpha.p_t^i}{\sum_i \alpha.p_0^i}, \tag{2.19}$$

2.1.5 Índices Especiais (Agregativos Ponderados)

Os índices especiais são índices do tipo agregativo onde as ponderações são executadas pelas quantidades da época base ou da época atual, ou ainda de outras formas. Esses índices são conhecidos, normalmente, pelos nomes dos seus formuladores (VIALI, 2007).

2.1.5.1 Índice Laspeyres

A fórmula de Laspeyres, também chamada de método ou processo do ano-base, propõe um índice agregativo ponderado em relação as quantidades dos artigos no ano-base.

$$L = \frac{\sum_i p_t^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i} \quad \text{ou} \quad L = \sum_i w_0^i.p_{0,t}^i, \quad \text{em que,} \quad w_0^i = \alpha \tag{2.20}$$

A expressão de Laspeyres também pode ser considerada como média ponderada dos relativos, cujos pesos são representados pelo valor total ($V_0^i = p_0^i.q_0^i$) das mercadorias ou serviços consumidas no período-base.

$$L = \frac{\sum_i p_t^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i} = \frac{\sum_i p_t^i/q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i}.(p_0^i.q_0^i) = \sum_i \frac{p_t^i}{p_0^i}.\alpha, \quad \text{em que} \quad \alpha = \frac{p_0^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i}, \tag{2.21}$$

neste caso α é a participação de cada produto na produção total.

Nesta expressão pode-se observar que se um produto tem seu preço, por exemplo, dobrado em relação a média dos restantes, a quantidade cai pela metade, pois o valor total ($v_0^i = p_0^i.q_0^i$) permanece constante.

Propriedade do Índice de Laspeyres

- O índice de Laspeyres não é reversível, pois:

$$L_{(0,t)}.L_{(t,0)} = \frac{\sum_i p_t^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i}.\frac{\sum_i p_0^i.q_t^i}{\sum_i p_t^i.q_t^i} \neq 1. \tag{2.22}$$

- O índice de Laspeyres não satisfaz o critério da *inversão dos fatores*, isto é, o produto do índice de preços pelo índice de preços pelo índice de quantidade deve ser igual ao índice de valor. Por índice de valor entende-se a quantidade:

$$V = \frac{\sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i}, \tag{2.23}$$

no caso, deveria ter:

$$L^P.L^Q = \frac{\sum_i p_t^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i}.\frac{\sum_i q_t^i.p_0^i}{\sum_i q_0^i.p_0^i} \neq \frac{\sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i} = I_V. \tag{2.24}$$

- O índice de Laspeyres não é transitivo, pois:

$$L_{(0,1)}.L_{(1,2)} = \frac{\sum_i p_1^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i}.\frac{\sum_i p_2^i.q_1^i}{\sum_i p_1^i.q_1^i} \neq \frac{\sum_i p_2^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i} = L_{(0,2)}. \tag{2.25}$$

2.1.5.2 Índice Paasche

A expressão do índice de Paasche, fornece um índice do tipo a agregativo de preços, ponderado pelas quantidades consumidas na época atual (t).

$$P = \frac{\sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_t^i} \quad \text{ou} \quad P = \frac{1}{\sum_i w_t^i p_{t,0}^i} \tag{2.26}$$

Da mesma forma que para o índice de Laspeyres, a expressão do índice de Paasche pode ser considerada como uma média ponderada de relativos, cujos pesos são representados pelo produto dos preços no ano base multiplicados pelas quantidades na época $''t''(p_0^i.q_t^i)$ (VIALI, 2007).

$$P = \frac{\sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_t^i} = \frac{\sum_i p_t^i/q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_t^i}.(p_0^i.q_t^i) = \sum_i \frac{p_t^i}{p_0^i}.\alpha, \quad \text{onde } \alpha \quad = \frac{p_0^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_t^i}. \tag{2.27}$$

Propriedade do Índice de Paasche

- O índice de Paasche não é reversível, pois:

$$P_{(0,t)}.P(t,0) = \frac{\sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_t^i}.\frac{\sum p_0^i.q_0^i}{\sum_i p_t^i.q_0^i} \neq 1. \tag{2.28}$$

- O índice de Paasche não satisfaz o critério da *inversão dos fatores*, pois:

$$P^P.P^Q = \frac{\sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_t^i}.\frac{\sum_i q_t^i.p_t^i}{\sum_i q_0^i.p_t^i} \neq \frac{\sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i} = V. \tag{2.29}$$

- O índice de Paasche não é transitivo, pois:

$$P_{(0,1)}.P_{(1,2)} = \frac{\sum_i p_1^i.q_1^i}{\sum_i p_0^i.q_1^i}.\frac{\sum_i p_2^i.q_2^i}{\sum_i p_1^i.q_2^i} \neq \frac{\sum_i p_2^i.q_2^i}{\sum_i p_0^i.q_2^i} = P_{(0,2)}^i. \tag{2.30}$$

2.1.5.3 Relação entre os índices de Laspeyres e Paasche

Vamos, agora, analisar a relação entre os índices de Laspeyres e Paache. Para isso, recordemos que o estimador do coeficiente de correlação para dados agrupados é dada por:

$$r_{xy} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{\frac{1}{n}\sum_i n_i \left(X_i - \overline{X}\right)\left(Y_i - \overline{Y}\right)}{S_x S_y}, \tag{2.31}$$

em que n_i é a frequência absoluta e σ_x σ_y são, respectivamente, os desvios padrão de X e Y. Sabemos também que a coraviância pode ser rescrita como:

$$Cov(X,Y) = \sum_i f_i X_i Yi - \left(\sum_i f_i X_i\right)\left(\sum_i f_i Yi\right); \tag{2.32}$$

em que, $f_i = \dfrac{n_i}{n}$ é a frequência relativa (lembre-se que covariância é a média dos produtos menos o produto das médias. Para o caso específico dos números índices consideremos os X's e Y's sejam, respectivamente, os relativos de preço e quantidade e as frequências relativas sejam os pesos definidos pelos valores. Mas precisamente,

$$X_i = \frac{p_t^i}{p_0^i}; \qquad Y_i = \frac{q_t^i}{q_0^i}; \qquad f_i = \frac{p_0^i}{q_0^i}\sum p_0^j q_0^j \tag{2.33}$$

Substituindo (2.33) em (2.32), obtém-se:

$$Cov(X,Y) = \sum_i \frac{p_i^i q_0^i}{\sum_j p_j^i q_0^j} . \frac{p_t^i}{p_0^i} . \frac{q_t^i}{q_0^i} - \left(\sum_i \frac{p_i^i q_0^i}{\sum_j p_j^i q_0^j} . \frac{p_t^i}{p_0^i} \right) \left(\sum_i \frac{p_i^i q_0^i}{\sum_j p_j^i q_0^j} . \frac{q_t^i}{q_0^i} \right) =$$

$$= \frac{\sum_i p_t^i q_t^i}{\sum_i p_0^i q_0^i} - \frac{\sum_i q_0^i p_t^i}{\sum_i q_0^i p_0^i} . \frac{\sum_i p_0^i q_t^i}{\sum_i p_0^i q_0^i} = V_{0,t} - L_{0,t}^P . L_{0,t}^Q. \tag{2.34}$$

Mas sabe-se que

$$V_{0,t} = L_{0,t}^P . P_{0,t}^Q$$

substituindo em (2.34) , obtém-se que

$$Cov(X,Y) = \sigma_x \sigma_y r_{xy} = L_{0,t}^P . P_{0,t}^Q - L_{0,t}^P . L_{0,t}^Q \rightarrow$$

$$\rightarrow \frac{\sigma_x \sigma_y r_{xy}}{L_{0,t}^P . P_{0,t}^Q} = 1 - \frac{L_{0,t}^P . L_{0,t}^Q}{L_{0,t}^P . P_{0,t}^Q} = 1 - \frac{L_{0,t}^Q}{P_{0,t}^Q},$$

ou seja,

$$\frac{L_{0,t}^Q}{P_{0,t}^Q} = 1 - r_{xy} \frac{\sigma_x \sigma_y}{V_{0,t}}. \tag{2.35}$$

Ao analisar essa equação, podemos ver que os índices de Laspeyres e Paasche serão idênticos quando $r_{xy} = 0$ ou $\sigma_x = 0$ ou σ_y. As duas últimas condições significam que, tantos os relativos de preço, quanto os relativos de quantidade são constantes(não têm variabilidade), uma hipótese bastante irrealista. A condição $r_{xy} = 0$ significa que os relativos de preço e de quantidade são não correlacionados, hipótese também bastante improvável de ocorrer na prática. Assim, na prática, os índices de Laspeyres e Paasche serão diferentes. Nesse caso, como $\sigma_x > 0, \sigma_y > 0$ e $V_{0,t} > 0$, a relação entre os índices dependerá de r_{xy}. Se $r_{xy} > 0$ (relativos de preços positivamente correlacionados com os relativos quantidade, o que acontece quando estamos analisando um problema pelo lado da oferta, por exemplo), o índice de Laspeyres será menor que o de Paasche. Caso contrário, isto é, relativos de preços negativamente correlacionados com os relativos de quantidade (análise pelo lado da demanda), o índice de Laspeyres será maior que o de Paasche (FARIAS; LAURENCEL, 2005).

A situação mais comum, na prática, é termos $r_{xy} < 0$, portanto, $P_{o,t}^{P} < L_{o,t}^{P}$ e $P_{o,t}^{Q} \leq L_{o,t}^{Q}$. Neste caso, teremos que

$$P_{0,t}^{P} \leq L_{0,t}^{P} \rightarrow \frac{\sum_{i=1}^{n} q_t^i p_t^i}{\sum_{i=1}^{n} q_t^i p_0^i} \leq \frac{\sum_{i=1}^{n} q_0^i p_t^i}{\sum_{i=1}^{n} q_0^i p_0^i} \rightarrow \tag{2.36}$$

$$\rightarrow \sum_{i=1}^{n} p_t^i q_t^i . \frac{\sum_{i=1}^{n} q_t^i p_t^i}{\sum_{i=1}^{n} q_t^i p_0^i} \leq \sum_{i=1}^{n} p_t^i q_t^i . \frac{\sum_{i=1}^{n} q_0^i p_t^i}{\sum_{i=1}^{n} q_0^i p_0^i} \rightarrow$$

$$\rightarrow \frac{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_0^i} . \frac{\sum_{i=1}^{n} q_t^i p_t^i}{\sum_{i=1}^{n} q_t^i p_0^i} \leq \frac{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} q_0^i p_0^i}$$

ou

$$P_{0,t}^{Q} . P_{0,t}^{P} \leq V_{0,t}$$

Analogamente,

$$P_{0,t}^{Q} \leq L_{0,t}^{Q} \rightarrow \frac{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_0^i} \leq \frac{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i} \rightarrow$$

$$\rightarrow \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i} . \frac{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_0^i} \leq \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i} . \frac{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i} \rightarrow$$

$$\rightarrow \frac{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i} \leq \frac{\sum_{i=1}^{n} p_t^i q_0^i}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i} . \frac{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_t^i}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i},$$

ou

$$V_{0,t} \leq L^P_{0,t}.L^Q_{0,t}$$

Em geral, vê-se que $P^Q_{0,t}.P^P_{0,t} \leq V_{0,t} \leq L^P_{0,t}.L^Q_{0,t}$, ou seja, o índice de Paasche tende a subestimar o valor, enquanto o índice de Laspeyres tende a superestimar.

2.1.5.4 Índice de Fischer

Como nem o índice de Laspeyres e nem o de Paasche satisfazem as propriedades da inversão, reversão e circularidade, Irving Fisher propôs a seguinte equação :

$$F = \sqrt{\frac{\sum_i p^i_t.q^i_0}{\sum_i p^i_0.q^i_0}}.\sqrt{\frac{\sum_i p^i_t.q^i_t}{\sum_i p^i_0.q^i_t}} = \sqrt{L.P}, \tag{2.37}$$

que é a forma geométrica entre os índices de Laspeyres e Paasche (VIALI, 2007).

Propriedades do índice de Fischer

- O índice de Fischer é invisível, pois:

$$F_{(0,t)}.F_{(t,0)} = \sqrt{\frac{\sum_i p^i_t.q^i_0}{\sum_i p^i_0.q^i_0}.\frac{\sum_i p^i_t.q^i_t}{\sum_i p^i_0.q^i_t}}.\sqrt{\frac{\sum_i p^i_0.q^i_t}{\sum_i p^i_t.q^i_t}.\frac{\sum_i p^i_0.q^i_0}{\sum_i p^i_t.q^i_0}} = \tag{2.38}$$

$$= \sqrt{\frac{\sum_i p^i_t.q^i_0}{\sum_i p^i_0.q^i_0}.\frac{\sum_i p^i_t.q^i_t}{\sum_i p^i_0.q^i_t}.\frac{\sum_i p^i_0.q^i_t}{\sum_i p^i_t.q^i_t}.\frac{\sum_i p^i_0.q^i_0}{\sum_i p^i_t.q^i_0}} = \sqrt{1} = 1,$$

- O índice de Fischer satifaz o critério da *reversão dos fatores*, pois:

$$F^P_{(0,t)}.F^Q_{(0,t)} = \sqrt{\frac{\sum_i p^i_t.q^i_0}{\sum_i p^i_0.q^i_0}.\frac{\sum_i p^i_t.q^i_t}{\sum_i p^i_0.q^i_t}}.\sqrt{\frac{\sum_i q^i_t.p^i_0}{\sum_i q^i_0.p^i_0}.\frac{\sum_i q^i_t.p^i_t}{\sum_i q^i_0.p^i_t}} = \tag{2.39}$$

$$= \sqrt{\frac{\sum_i p^i_t.q^i_0}{\sum_i p^i_0.q^i_0}.\frac{\sum_i p^i_t.q^i_t}{\sum_i p^i_0.q^i_t}.\frac{\sum_i q^i_t.p^i_0}{\sum_i q^i_0.p^i_0}.\frac{\sum_i q^i_t.p^i_t}{\sum_i q^i_0.p^i_t}}$$

$$= \sqrt{\left(\frac{\sum_i p^i_t.q^i_t}{\sum_i p^i_0.q^i_0}\right)^2} = \frac{\sum_i p^i_t.q^i_t}{\sum_i p^i_0.q^i_0} = V$$

- O índice de Fischer não é transitivo, pois:

$$F_{(0,1)}.F_{(1,2)} = \sqrt{\frac{\sum_i p^i_1.q^i_0}{\sum_i p^i_0.q^i_0}.\frac{\sum_i p^i_1.q^i_1}{\sum_i p^i_0.q^i_1}}.\sqrt{\frac{\sum_i p^i_2.q^i_1}{\sum_i p^i_1.q^i_1}.\frac{\sum_i p^i_2.q^i_2}{\sum_i p^i_1.q^i_2}} = \tag{2.40}$$

$$= \sqrt{\frac{\sum_i p^i_1.q^i_0}{\sum_i p^i_0.q^i_0}.\frac{\sum_i p^i_1.q^i_1}{\sum_i p^i_0.q^i_1}.\frac{\sum_i p^i_2.q^i_1}{\sum_i p^i_1.q^i_1}.\frac{\sum_i p^i_2.q^i_2}{\sum_i p^i_1.q^i_2}} \neq$$

$$\neq \sqrt{\frac{\sum_i p_2^i.q_0^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i}.\frac{\sum_i p_2^i.q_2^i}{\sum_i p_0^i.q_2^i}} = F_{(0,2)}$$

Logo, comprova-se, que o índice de Fischer corresponde as propriedades de Inversão e de Reversão, motivo pelo qual é denominado de fórmula ideal.

2.1.5.5 Relação entre os índices de Fisher, Laspeyres e PaascheFischer

O índice de Fisher é definido como a média geométrica dos índices de Laspeyres e Paasche, ou seja, $F = \sqrt{L.P}$

Pelo resultado anterior, temos que, em geral, os índices de Laspeyres e Paasche são diferentes. Se eles são iguais, obviamente temos $F = L = P$.

Das propriedades da função $f_{(x)} = \sqrt{x}$ segue que $1 > \sqrt{x} > x$, para $0 < x < 1$. Considera-se inicialmente que $L < P$. Então, como L e P são positivos, segue que $0 < \frac{L}{P} < 1$. Desta forma, tem-se que:

$$1 > \sqrt{\tfrac{L}{P}} > \tfrac{L}{P} \rightarrow P > P\sqrt{\tfrac{L}{P}} > P\tfrac{L}{P} \rightarrow P > \sqrt{L.P} > L,$$

ou seja, $L < F < P$ Se $P < L$. Obtém-se, de forma análoga, que $P < F < L$. Sendo assim, de acordo com Farias e Laurencel (2005), se os índices de Laspeyres e Paasche são diferentes, então o índice de Fisher está compreendido entre eles:

$$L < P \rightarrow L < F < P$$

$$P < L \rightarrow P < F < L \qquad (2.41)$$

$$L = P \rightarrow L = F = P.$$

2.1.5.6 Índice Marshall-Edgeworth

O índice de Marshall-Edgeworth é um índice do tipo agregativo, onde as ponderações são dadas pela média entre as quantidades da época base e da época atual, ou seja, a ponderação é executada pela quantidade $(q_0^i + q_t^i)/2$.

$$M = \frac{\sum_i p_t^i.(q_0^i + q_t^i)/2}{\sum_i p_0^i.(q_0^i + q_t^i)/2} =$$

$$= \frac{\sum_i p_t^i.(q_0^i + q_t^i)}{\sum_i p_0^i.(q_0^i + q_t^i)} = \qquad (2.42)$$

$$= \frac{\sum_i p_t^i.q_0^i + \sum_i p_t^i.q_t^i}{\sum_i p_0^i.q_0^i + \sum_i p_0^i.q_t^i} =$$

$$= \frac{\sum_i (q_0^i.q_t^i)p_t^i}{\sum_i (q_0^i.q_t^i)p_0^i}.$$

O que mostra que o índice de Marshall-Edgeworth é o quociente entre a soma dos numeradores de Laspeyres e a soma dos denominadores destes mesmos índices (VIALI, 2007).

Propriedades do índice de Marshall-Edgeworth

- O índice de Marshall-Edgeworth é inversível, pois:

$$M_{(0,t)}.M_{(t,0)} = \frac{\sum_i p_t.(q_0 + q_t)}{\sum_i p_0.(q_0 + q_t)}.\frac{\sum_i p_0.(q_0 + q_t)}{\sum_i p_t.(q_0 + q_t)} = 1. \tag{2.43}$$

- O índice de Marshall-Edgeworth não satisfaz o critério da reversão dos fatores, pois:

$$M^P.M^Q = \frac{\sum_i p_t.(q_0 + q_t)}{\sum_i p_0.(q_0 + sq_t)}.\frac{\sum_i q_t.(p_0 + p_t)}{\sum_i q_0.(p_0 + p_t)} \neq \tag{2.44}$$

$$\neq \frac{\sum_i p_t.q_t}{\sum_i p_0.q_0} = V.$$

- O índice de Marshall-Edgeworth não satisfaz a propriedade circular, pois:

$$M_{(0,1)}.M_{(1,2)} = \frac{\sum_i p_1.(q_0 + q_1)}{\sum_i p_0.(q_0 + q_1)}.\frac{\sum_i p_2.(q_1 + q_2)}{\sum_i p_1.(q_1 + q_2)} \neq \tag{2.45}$$

$$\neq \frac{\sum_i p_2.(q_0 + q_2)}{\sum_i p_0.(q_0 + q_2)} = M_{(0,2)}$$

2.1.5.7 Relação entre os índices de Marshall-Edgeworth, Laspeyres e Paasche

O índice de Marshall-Edgeworth é definido como:

$$M_{0,t}^P = \frac{\sum_i (q_t^i + q_0^i)p_t^i}{\sum_i (q_t^i + q_0^i)p_0^i}.$$

Vamos provar que esse índice se encontra sempre entre os índices de Laspeyres e Paasche. Mas para isso vamos provar que se $X_1, X_2, Y_1 e Y_2$ são números positivos tais que

$$\frac{X_1}{X_2} \leq \frac{Y_1}{Y_2} \text{ então } \frac{X_1}{X_2} \leq \frac{X_1 + Y_1}{X_2 + Y_2} \leq \frac{Y_1}{Y_2},$$

de fato, como os números são positivos, temos que:

$$\frac{X_1}{X_2} \leq \frac{Y_1}{Y_2} \rightarrow X_1Y_2 \leq X_2Y_1 \rightarrow X_1Y_2 + X_1X_2 \leq X_2Y_1 + X_1X_2 \rightarrow$$
$$\rightarrow X_1(X_2+Y_2) \leq X_2(X_1+Y_1) \rightarrow \frac{X_1}{X_2} \leq \frac{X_1+Y_1}{X_2+Y_2}$$

Analogamente,

$$\frac{X_1}{X_2} \leq \frac{Y_1}{Y_2} \rightarrow X_1Y_2 \leq X_2Y_1 \rightarrow$$

$$\rightarrow X_1Y_2 + Y_1Y_2 \leq X_2Y_1 + Y_1Y_2 \rightarrow$$

$$\rightarrow Y_2(X_1+Y_1) \leq Y_1(X_2+Y_2) \rightarrow$$

$$\rightarrow \frac{X_1+Y_1}{X_2+Y_2} \leq \frac{Y_1}{Y_2}$$

Note que esse resultado não vale quando algum dos números é negativo. Por exemplo, se fizermos $X_1 = -2$, $X_2 = 3$, $Y_1 = 1$ e $Y_2 = -2$, então

$$\frac{X_1}{X_2} = -\frac{2}{3} < \frac{Y_1}{Y_2} = -\frac{1}{2}$$

mas

$$\frac{X_1+Y_1}{X_2+Y_2} = -1 < \frac{X_1}{X_2}$$

Para provas a relação entre os índices de Laspeyres, Paasche e Marshall-Edgeworth, basta fazer

$$\begin{array}{ll} X_1 = \sum_i q_0^i p_t^i & \quad Y_1 = \sum_i q_t^i p_t^i \\ X_2 = \sum_i q_0^i p_0^i & \quad Y_1 = \sum_i q_t^i p_0^i \end{array}$$

Nesse caso, os índices de Laspeyres e Paasche de preço são:

$$L = L_{0,t}^P = \frac{X_1}{X_2} \qquad P = P_{0,t}^P = \frac{Y_1}{Y_2}$$

e se $L < P$, então

$$\frac{X_1}{X_2} < \frac{Y_1}{Y_2} \rightarrow L < \frac{\sum_i q_0^i p_t^i + \sum_i q_t^i p_t^i}{\sum_i q_0^i p_0^i + \sum_i q_t^i p_0^i} = \frac{\sum_i (q_0^i + q_t^i) p_t^i}{\sum_i (q_0^i + q_t^i) p_0^i} < P$$

ou seja, $L < M < P$. Se, ao contrário, temos $P < L$ então

$$\frac{Y_1}{Y_2} < \frac{X_1}{X_2} \rightarrow P < \frac{\sum_i q_0^i p_t^i + \sum_i q_t^i p_t^i}{\sum_i q_0^i p_0^i + \sum_i q_t^i p_0^i} = \frac{\sum_i (q_0^i + q_t^i) p_t^i}{\sum_i (q_0^i + q_t^i) p_0^i} < L$$

e, portanto, $P < M < L$. E se $L = P$, então $L = P = M$. Resumindo, o índice de Marshall-Edgeworth está entre os índices de Laspeyres e Paasche:

$$L < P \rightarrow L < M < P$$

$$P < L \rightarrow P < M < L \tag{2.46}$$

$$L = P \rightarrow P = M = L$$

2.1.6 Deflação e Poder Aquisitivo

2.1.6.1 Deflação

Deflação é uma redução generalizada do preço dos produtos em um determinado período. Uma das causas de um deflacionamento pode está relacionada a um desequilíbrio entre a procura e a oferta. A causa dessa deflação pode ser os consumidores esperando uma redução no preço do produto e com isso as empresas com um grande estoques são "obrigados"a reduzir o preço. A deflação é encontrada pela seguinte equação:

$$D_i = \frac{preço\ médio\ base}{preço\ médio\ desejado} \tag{2.47}$$

A seguir um exemplo de como calcular essa deflação:

Suponha-se que em 1999 um quilo de carne custasse 8,00 reais e em 2000, 10 reais. Se nos 2 anos dispuséssemos da mesma quantia de 250 reais para comprar essa carne, em 1999 poderíamos comprar (FARIAS; LAURENCEL, 2005):

$$\frac{250R\$}{8R\$/kg} = 31,25kg$$

e em 2000

$$\frac{250R\$}{10R\$/kg} = 25kg$$

Logo, a relação entre as quantidades é

$$\frac{25}{31,25} = 0,80$$

que corresponde a uma taxa de variação de

$$\left(\frac{25-31,25}{31,25}\right)\left(\frac{25}{31,25}-1\right)\ x\ 100=(0,80-1)\ x\ 100=-20\%$$

Logo, houve uma queda de 20% na quantidade de carne adquirida.

2.1.6.2 Poder Aquisitivo

O poder aquisitivo de um determinado volume de unidades monetárias, com relação a uma certa época base, é o seu valor deflacionado com referência a essa época base (FARIAS; LAURENCEL, 2005). Dado pelas seguintes equações:

$$P_i=\frac{valor\ do\ sal\acute{a}rio\ do\ ano\ desejado}{valor\ da\ cesta\ b\acute{a}sica\ no\ m\hat{e}s\ e\ estabelecimento\ desejado} \tag{2.48}$$

$$Pa_i=\frac{quantidade\ de\ cesta\ b\acute{a}sica\ do\ m\hat{e}s\ base}{quantidade\ de\ cesta\ b\acute{a}sica\ do\ m\hat{e}s\ desejado} \tag{2.49}$$

Consideremos novamente o exemplo visto no cálculo da deflação em 1999 um quilo de carne custava 8,00 reais e em 2000, 10 reais. Se nos 2 anos dispuséssemos da mesma quantia de 250 reais para comprar essa carne, em 1999 poderíamos comprar:

$$\frac{250R\$}{8R\$/kg}=31,25kg$$

e em 2000

$$\frac{250R\$}{10R\$/kg}=25kg$$

Logo, a relação entre as quantidades é

$$\frac{25}{31,25}=0,80$$

Logo, o consumidor perdeu 20% no seu poder de compra.

3 Metodologia

Em janeiro de 1959 no município de São Paulo, o DIEESE começou a realizar a pesquisa de cesta básica de alimentos, calculando-se o Índice de Custo de Vida no município, a partir dos preços coletados mensalmente.

Com o passar dos anos e com as criações de escritórios regionais, o DIEESE começou a implantar o acompanhamento do valor da cesta básica também em outras capitais do Brasil, onde atualmente, são divulgados valores de vinte e sete capitais brasileiras e acompanha a evolução de treze produtos de alimentação, assim como o gasto mensal que um trabalhador teria para compra-los, a fim de analisar o valor da cesta básica de alimentos. Outra parte importante das pesquisas realizadas são as horas de trabalho necessárias ao indivíduo que ganha salário mínimo, para comprar estes produtos. O salário mínimo, também divulgado mensalmente, é calculado com base no custo mensal com alimentação obtido na pesquisa da cesta básica.

Com base no Decreto Lei nª 399, de 30 de abril 1938, que regulamenta o salário mínimo no Brasil, estabelece que o salário mínimo é a remuneração devida ao trabalhador adulto, sem distinção de sexo, por dia normal de serviço, capaz de satisfazer em determinada época a região do país, as suas necessidades normais de alimentação, habitação, higiene, vestiário e transporte (BRASIL, 1938).

Com base no Decreto o DIEESE estabeleceu a sua metodologia, a fim de realizar o cálculo da cesta básica de alimentos, assim, seria suficiente para o sustento e bem-estar de um trabalhador na idade adulta, incluindo as quantidades necessárias de nutrientes, em um mês, calorias, ferro, proteínas, entre outras, as quais são apresentadas na Tabela 1.

Para efeito do cálculo da Tabela 1 foram considerados:

- **Região 1 -** Estados do Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás e Distrito Federal.
- **Região 2 -** Estados de Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Sergipe, Acre, Amapá, Pará, Rondônia, Roraima e Tocantins.
- **Região 3 -** Estados do Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.
- **Nacional -** Cesta normal média para a massa trabalhadora em atividade diversas e para todo o território nacional.

Tabela 1 – Provisões mínimas estípuladas pelo Decreto Lei nº 399

Alimentos	**Região 1**	**Região 2**	**Região 3**	**Nacional**
Carne	6,0 kg	4,5 kg	6,6 kg	6,0 kg
Leite	7,5 l	6,0 l	7,5 l	15,0 l
Feijão	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg
Arroz	3,0 kg	3,6 kg	3,0 kg	3,0 kg
Farinha	1,5 kg	3,0 kg	1,5 kg	1,5 kg
Batata	6,0 kg	-	6,0 kg	6,0 kg
Legumes(tomate)	9,0 kg	12,0 kg	9,0 kg	9,0 kg
Pão Frances	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg
Café em pó	600 g	300 g	600 g	600 g
Frutas (banana)	90 unid	90 unid	90 unid	90 unid
Açúcar	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg
Banha/Óleo	750 g	750 g	900 g	1,5 kg
Manteiga	750 g	750 g	750 g	900 g

Fonte: Decreto Lei nº 399 de 1938. Quadro anexo. As quantidades diárias foram convertidas em quantidades mensais.

Tabela 2 – Composição da Cesta Básica

Alimentos	**Quantidades**
Açúcar	3,0 kg
Arroz kg	3,6 kg
Café em pó	300 g
Farinha de Mandioca	3,0 kg
Feijão	4,5 kg
Leite Líquido	6,0 l
Óleo de Soja	900 ml
Frango In. Congelado	4,5 kg
Margarina com Sal	750 g
Pão Frances	6,0 kg
Banana	7,2 kg
Batata	6,0 kg
Tomate	12,0 kg

Fonte: PROCON Municipal de Campina Grande - PB

O Procon Municipal de Campina Grande(PROCON/CG), tomou como base o estudo feito pelo DIEESE, no qual é a mesma cesta utilizada para todo o Brasil, diferenciando apenas a quantidade de cada item.

Cada alimento citado na Tabela 2, tem sua respectiva quantidade necessária para a composição da cesta básica. Porém, no estudo feito pelo DIEESE não consta a quantidade da batata para o estado da Paraíba. Portanto, foi considerado 6 kg, como é para as demais regiões do país.

3.1 Dados

A metodologia utilizada para a obtenção dos dados foi a técnica de coleta presencial, utilizando-se um formulário desenvolvido com estrutura adequada, de modo a facilitar o registro e evitar erros involuntários. Em todos os supermercados selecionados, o preço dos produtos que entraram para compor a cesta foi o mais barato, ou seja, não foi levada em consideração nenhuma marca específica. Apenas o que continha o menor preço. Por outro lado, sempre que existir estabelecimentos que comercializam produtos tanto no atacado como no varejo, é considerado sempre o valor dos produtos no varejo, caso o estabelecimento fornece-se cartão da loja e proporciona-se descontos para os consumidores que possuíssem o cartão, este valor não era considerado.

Os dados que serão utilizados neste trabalho foram disponibilizados pelo Procon Municipal de Campina Grande. As coletas dos dados foram realizadas em oito estabelecimentos de Campina Grande, denominados por Estabelecimento 1 (E1), Estabelecimento 2 (E2), Estabelecimento 3 (E3), Estabelecimento 4 (E4), Estabelecimento 5 (E5), Estabelecimento 6 (E6), Estabelecimento 7 (E7) e Estabelecimento 8 (E8) no período de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017.

4 Aplicação

Tomando como base a cesta básica utilizada pelo DIEESE, utilizando-se os dados disponibilizados pelo PROCON de Campina Grande - PB, foi possível calcular os índices de Laspeyres, Paasche, Fisher e Marshall- Edgeworth, tendo como referência o mês de janeiro de 2016. Além disso, calculou-se a deflação de cada produto, como o pode aquisitivo que o estabelecimento proporciona aos seus consumidores.

Na Tabela 3 têm-se os valores médios dos preços dos produtos que compõe a cesta básica, de acordo com as seguintes quantidades: açúcar (1kg), arroz (1kg), café em pó (250g), farinha de mandioca (1kg), feijão (1kg), leite líquido integral (1L), óleo de soja (900ml), frango inteiro congelado (1kg), margarina com sal(500g), pão francês (1kg), batata (1kg), banana (1kg) e tomate (1kg).

Tabela 3 – Preço médio (em R$) dos alimentos que compõe a cesta básica de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017.

Mês	Alimentos												
	Açúcar	Arroz	Café	Farinha	Feijão	Leite	Óleo	Frango	Margarina	Pão	Batata	Banana	Tomate
jan/16	2,27	2,24	3,06	2,94	3,84	2,93	3,79	5,35	2,86	8,74	4,91	2,49	4,98
fev/16	2,59	2,42	3,03	3,20	3,51	3,04	4,01	6,23	2,82	8,73	2,71	6,66	6,62
mar/16	2,66	2,37	3,20	3,31	4,43	3,01	4,07	6,29	3,03	8,62	3,26	4,37	4,46
abr/16	2,66	2,29	3,28	3,52	3,79	3,12	4,04	6,61	3,02	8,73	3,54	5,47	4,32
mai/16	2,63	2,41	3,31	3,85	4,22	3,25	4,08	6,57	3,04	8,73	3,61	8,82	4,04
jun/16	2,62	2,58	3,61	3,93	4,48	3,41	3,92	6,21	3,02	8,96	3,35	5,41	3,55
jul/16	2,67	2,73	3,50	3,93	5,81	3,74	3,86	6,29	3,35	9,21	3,56	5,76	3,60
ago/16	2,76	2,92	3,71	3,77	5,09	3,60	3,80	6,30	3,05	8,98	3,62	5,02	3,30
set/16	2,83	2,93	3,84	3,91	5,72	3,58	3,70	6,52	3,15	8,80	3,16	4,12	3,84
out/16	2,62	2,81	4,02	4,04	5,85	3,45	3,76	6,72	3,03	8,80	2,97	3,51	4,23
nov/16	2,84	2,90	4,04	4,09	5,59	2,98	3,78	7,25	3,15	9,43	3,70	2,97	3,17
dez/16	2,79	2,71	4,15	4,10	5,59	2,94	3,99	7,43	3,19	9,31	2,92	2,88	3,31
jan/17	2,71	2,79	4,06	4,09	5,40	3,00	4,37	7,04	3,41	9,31	3,06	3,13	3,70
fev/17	2,64	2,82	4,22	4,33	4,52	3,01	4,43	7,58	3,35	9,31	3,40	2,72	3,46
mar/17	2,73	2,79	4,18	4,46	4,16	3,01	4,43	6,88	3,37	9,31	3,81	2,93	4,11
abr/17	2,71	2,68	4,13	5,00	4,41	3,15	4,20	7,78	3,17	9,31	3,32	3,83	4,68
mai/17	2,52	2,64	4,17	4,79	4,39	3,34	3,99	6,33	3,31	9,31	3,77	3,96	4,80
jun/17	2,50	2,45	4,34	4,70	5,49	3,29	3,83	6,19	3,27	9,36	3,92	3,55	4,84
jul/17	2,42	2,51	4,33	4,68	5,06	3,24	4,04	6,44	3,33	9,36	3,63	2,80	4,59
ago/17	2,34	2,60	4,36	4,57	4,58	2,91	4,02	6,16	3,39	8,98	3,24	2,63	3,49
set/17	2,19	2,52	4,18	4,53	3,64	2,99	3,51	6,55	3,23	8,82	3,10	2,35	2,92
out/17	2,10	2,51	4,05	4,63	3,48	3,52	3,63	6,19	3,48	8,82	3,27	2,93	2,50
nov/17	2,11	2,50	4,26	4,69	3,42	3,59	3,56	7,01	3,33	8,82	2,60	3,15	2,89

Na Tabela 3 têm-se os valores médios dos preços dos produtos que compõe a cesta básica, de acordo com as seguintes quantidades: açúcar (3kg), arroz (3,6), café em pó (3000g), farinha de mandioca (3kg), feijão (4,5kg), leite líquido integral (6L), óleo de soja (900ml), frango inteiro congelado (4,5kg), margarina com sal(750g), pão francês (6kg), batata (6kg), banana (7,2kg) e tomate (12kg).

Na Tabela 4 e na Tabela 5, calculou-se o valor relativo e o peso relativo de cada produto. Onde, o valor e o peso é dado por:

$$Valor_0 = 2,27 \times 3 = 6,81 \qquad Peso_0 = 6,81/256,82 = 0,0265$$

$$Valor_1 = 2,59 \times 3 = 7,77 \qquad Peso_1 = 7,77/291,32 = 0,0267$$

De modo análogo, os resultados foram obtidos conforme o cálculo mostrado acima, tendo como resultado os dados das Tabelas 4 e 5:

Tabela 4 – Valor relativo dos alimentos que compõe a cesta básica de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017.

Mês	Alimentos													
	Açúcar	Arroz	Café	Farinha	Feijão	Leite	Óleo	Frango	Margarina	Pão	Batata	Banana	Tomate	Total
jan/16	6,81	8,06	3,67	8,83	17,30	17,59	3,79	24,06	4,29	52,41	35,32	14,92	59,78	256,82
fev/16	7,77	8,70	3,64	9,60	15,81	18,21	4,01	28,05	4,24	52,40	19,48	39,95	79,47	291,32
mar/16	7,97	8,51	3,84	9,92	19,93	18,08	4,07	28,29	4,55	51,74	23,46	26,22	53,57	260,16
abr/16	7,98	8,24	3,94	10,56	17,04	18,71	4,04	29,73	4,53	52,40	25,45	32,80	51,87	267,27
mai/16	7,89	8,69	3,97	11,54	18,99	19,51	4,08	29,54	4,56	52,40	26,01	52,92	48,48	288,58
jun/16	7,86	9,30	4,33	11,78	20,17	20,43	3,92	27,93	4,53	53,76	24,13	32,45	42,57	263,16
jul/16	8,00	9,82	4,20	11,80	26,15	22,42	3,86	28,29	5,03	55,26	25,65	34,58	43,17	278,22
ago/16	8,28	10,49	4,45	11,30	22,90	21,58	3,80	28,35	4,57	53,90	26,03	30,09	39,62	265,35
set/16	8,50	10,56	4,61	11,73	25,73	21,45	3,70	29,32	4,72	52,82	22,75	24,73	46,04	266,64
out/16	7,85	10,13	4,82	12,12	26,33	20,70	3,76	30,25	4,54	52,82	21,39	21,07	50,81	266,56
nov/16	8,51	10,44	4,85	12,27	25,14	17,90	3,78	32,63	4,73	56,60	26,67	17,82	38,09	259,43
dez/16	8,38	9,75	4,98	12,30	25,13	17,66	3,99	33,45	4,79	55,85	21,04	17,30	39,71	254,32
jan/17	8,13	10,06	4,87	12,27	24,28	18,02	4,37	31,68	5,12	55,85	22,06	18,76	44,34	259,79
fev/17	7,93	10,16	5,07	12,98	20,34	18,07	4,43	34,13	5,02	55,85	24,49	16,33	41,54	256,32
mar/17	8,18	10,04	5,01	13,37	18,71	18,05	4,43	30,97	5,05	55,85	27,45	17,57	49,35	264,03
abr/17	8,14	9,66	4,95	15,00	19,83	18,92	4,20	35,03	4,75	55,85	23,93	23,00	56,21	279,45
mai/17	7,57	9,52	5,01	14,36	19,73	20,06	3,99	28,50	5,09	55,85	27,16	23,73	57,65	278,22
jun/17	7,50	8,83	5,21	14,09	24,71	19,76	3,83	27,87	4,90	56,15	28,19	21,29	58,04	280,35
jul/17	7,25	9,03	5,19	14,05	22,77	19,43	4,04	28,96	5,00	56,15	26,15	16,80	55,07	269,86
ago/17	7,01	9,37	5,23	13,70	20,62	17,48	4,02	27,70	5,08	53,88	23,33	15,76	41,87	245,04
set/17	6,56	9,06	5,01	13,59	16,39	17,93	3,51	29,47	4,85	52,94	22,28	14,07	35,04	230,70
out/17	6,29	9,03	4,86	13,88	15,65	21,14	3,63	27,86	5,21	52,94	23,55	17,60	30,02	231,66
nov/17	6,33	9,00	5,11	14,06	15,37	21,54	3,56	31,55	5,00	52,94	18,75	18,92	34,73	236,85

Ao observar os valores totais da Tabela 4, em fevereiro de 2016, o consumidor desembolsou em média R$ 291,32 para adquirir os produtos da cesta básica, tornando o mês de fevereiro de 2016 mais caro, durante o período de janeiro de 2016 a novembro de 2017. Por outro lado, o mês de setembro de 2017, o consumidor desembolsou em média R$ 230,70, sendo assim o mês em que o consumidor gastou menos para adquirir os produtos da cesta básica no mesmo período.

Tabela 5 – Peso relativo dos alimentos que compõe a cesta básica de Janeiro de 2016 a Novembro de 2017.

Mês	Alimentos												
	Açúcar	Arroz	Café	Farinha	Feijão	Leite	Óleo	Frango	Margarina	Pão	Batata	Banana	Tomate
jan/16	2,65%	3,14%	1,43%	3,44%	6,74%	6,85%	1,48%	9,37%	1,67%	20,41%	13,75%	5,81%	23,28%
fev/16	2,67%	2,99%	1,25%	3,30%	5,43%	6,25%	1,38%	9,63%	1,45%	17,99%	6,69%	13,71%	27,28%
mar/16	3,06%	3,27%	1,48%	3,81%	7,66%	6,95%	1,56%	10,88%	1,75%	19,89%	9,02%	10,08%	20,59%
abr/16	2,99%	3,08%	1,47%	3,95%	6,37%	7,00%	1,51%	11,12%	1,69%	19,60%	9,52%	12,27%	19,41%
mai/16	2,73%	3,01%	1,38%	4,00%	6,58%	6,76%	1,42%	10,24%	1,58%	18,16%	9,01%	18,34%	16,80%
jun/16	2,99%	3,53%	1,65%	4,48%	7,66%	7,76%	1,49%	10,61%	1,72%	20,43%	9,17%	12,33%	16,18%
jul/16	2,88%	3,53%	1,51%	4,24%	9,40%	8,06%	1,39%	10,17%	1,81%	19,86%	9,22%	12,43%	15,52%
ago/16	3,12%	3,95%	1,68%	4,26%	8,63%	8,13%	1,43%	10,68%	1,72%	20,31%	9,81%	11,34%	14,93%
set/16	3,19%	3,96%	1,73%	4,40%	9,65%	8,04%	1,39%	11,00%	1,77%	19,81%	8,53%	9,27%	17,26%
out/16	2,94%	3,80%	1,81%	4,55%	9,88%	7,77%	1,41%	11,35%	1,70%	19,81%	8,03%	7,90%	19,06%
nov/16	3,28%	4,03%	1,87%	4,73%	9,69%	6,90%	1,46%	12,58%	1,82%	21,82%	10,28%	6,87%	14,68%
dez/16	3,30%	3,83%	1,96%	4,83%	9,88%	6,95%	1,57%	13,15%	1,88%	21,96%	8,27%	6,80%	15,61%
jan/17	3,13%	3,87%	1,87%	4,72%	9,35%	6,94%	1,68%	12,19%	1,97%	21,50%	8,49%	7,22%	17,07%
fev/17	3,09%	3,96%	1,98%	5,06%	7,94%	7,05%	1,73%	13,31%	1,96%	21,79%	9,55%	6,37%	16,20%
mar/17	3,10%	3,80%	1,90%	5,06%	7,09%	6,83%	1,68%	11,73%	1,91%	21,15%	10,40%	6,66%	18,69%
abr/17	2,91%	3,46%	1,77%	5,37%	7,10%	6,77%	1,50%	12,53%	1,70%	19,98%	8,56%	8,23%	20,11%
mai/17	2,72%	3,42%	1,80%	5,16%	7,09%	7,21%	1,44%	10,24%	1,83%	20,07%	9,76%	8,53%	20,72%
jun/17	2,68%	3,15%	1,86%	5,03%	8,81%	7,05%	1,37%	9,94%	1,75%	20,03%	10,05%	7,59%	20,70%
jul/17	2,68%	3,35%	1,92%	5,21%	8,44%	7,20%	1,50%	10,73%	1,85%	20,80%	9,69%	6,23%	20,40%
ago/17	2,86%	3,83%	2,13%	5,59%	8,42%	7,13%	1,64%	11,30%	2,07%	21,99%	9,52%	6,43%	17,09%
set/17	2,84%	3,93%	2,17%	5,89%	7,10%	7,77%	1,52%	12,77%	2,10%	22,95%	9,66%	6,10%	15,19%
out/17	2,71%	3,90%	2,10%	5,99%	6,76%	9,13%	1,57%	12,02%	2,25%	22,85%	10,17%	7,60%	12,96%
nov/17	2,67%	3,80%	2,16%	5,93%	6,49%	9,09%	1,50%	13,32%	2,11%	22,35%	7,92%	7,99%	14,66%

Na Tabelas 6, calculou-se os relativos de cada produto usando o valor médio do produto no mês desejado dividido pelo valor médio do produtos da data base, no caso, janeiro de 2016. Veja os exemplos a seguir:

O preço do açúcar no mês de janeiro de 2016 custa R$ 2,27 e no mês de fevereiro do mesmo ano custa 2,59. Logo, temos:

$$Relativos_i = \frac{média\ do\ produto\ no\ mês\ desejado}{média\ do\ produto\ na\ data\ base} * 100$$
$$Relativos_0 = \frac{2,27}{2,27} * 100 = 100$$
$$Relativos_1 = \frac{2,59}{2,27} * 100 = 114,15$$

Então, o consumidor, no mês de fevereiro de 2016, pagou 14,2% a mais no preço do açúcar em relação a janeiro do mesmo ano.

De modo análogo, os resultados foram obtidos conforme o cálculo mostrado acima, tendo como resultado os dados das tabelas a seguir:

Tabela 6 – Relativos dos alimentos que compõe a cesta básica tomando como base Janeiro de 2016

Mês	Alimentos												
	Açúcar	Arroz	Café	Farinha	Feijão	Leite	Óleo	Frango	Margarina	Pão	Batata	Banana	Tomate
jan/16	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
fev/16	14,2%	7,9%	-0,9%	8,7%	-8,6%	3,5%	5,8%	16,6%	-1,2%	-0,03%	-44,9%	167,8%	32,9%
mar/16	17,1%	5,6%	4,6%	12,3%	15,2%	2,8%	7,4%	17,6%	6,0%	-1,3%	-33,6%	75,8%	-10,4%
abr/16	17,2%	2,1%	7,1%	19,6%	-1,5%	6,4%	6,5%	23,6%	5,6%	0,0%	-27,9%	119,9%	-13,2%
mai/16	15,8%	7,8%	8,1%	30,7%	9,8%	10,9%	7,8%	22,8%	6,4%	0,0%	-26,4%	254,8%	-18,9%
jun/16	15,5%	15,3%	18,0%	33,4%	16,6%	16,2%	3,5%	16,1%	5,7%	2,6%	-31,7%	117,5%	-28,8%
jul/16	17,5%	21,8%	14,2%	33,6%	51,2%	27,5%	2,0%	17,6%	17,2%	5,4%	-27,4%	131,8%	-27,8%
ago/16	21,6%	30,1%	21,1%	27,9%	32,4%	22,7%	0,4%	17,9%	6,6%	2,8%	-26,3%	101,7%	-33,7%
set/16	24,8%	30,9%	25,4%	32,8%	48,7%	22,0%	-2,2%	21,9%	10,1%	0,8%	-35,6%	65,8%	-23,0%
out/16	15,3%	25,6%	31,2%	37,2%	52,2%	17,7%	-0,8%	25,8%	5,9%	0,8%	-39,4%	41,2%	-15,0%
nov/16	25,0%	29,5%	32,1%	38,9%	45,4%	1,8%	-0,2%	35,6%	10,3%	8,0%	-24,5%	19,5%	-36,3%
dez/16	23,1%	20,9%	35,5%	39,2%	45,3%	0,4%	5,3%	39,0%	11,6%	6,6%	-40,4%	16,0%	-33,6%
jan/17	19,3%	24,7%	32,5%	38,9%	40,4%	2,5%	15,4%	31,7%	19,3%	6,6%	-37,5%	25,7%	-25,8%
fev/17	16,5%	26,0%	37,9%	46,9%	17,6%	2,7%	17,0%	41,9%	17,1%	6,6%	-30,7%	9,5%	-30,5%
mar/17	20,0%	24,5%	36,4%	51,3%	8,2%	2,6%	17,0%	28,7%	17,8%	6,6%	-22,3%	17,8%	-17,4%
abr/17	19,5%	19,8%	34,8%	69,8%	14,7%	7,6%	10,9%	45,6%	10,7%	6,6%	-32,2%	54,2%	-6,0%
mai/17	11,2%	18,0%	36,3%	62,6%	14,1%	14,1%	5,4%	18,5%	15,6%	6,6%	-23,1%	59,1%	-3,6%
jun/17	10,2%	9,5%	41,8%	59,5%	42,8%	12,3%	1,1%	15,9%	14,3%	7,1%	-20,2%	42,7%	-2,9%
jul/17	6,4%	11,9%	41,3%	59,0%	31,6%	10,5%	6,5%	20,4%	16,5%	7,1%	-26,0%	12,6%	-7,9%
ago/17	3,0%	16,2%	42,4%	55,0%	19,2%	-0,6%	6,0%	15,1%	18,4%	2,8%	-33,9%	5,7%	-30,0%
set/17	-3,7%	12,3%	36,5%	53,9%	-5,2%	1,9%	-7,3%	22,5%	13,1%	1,02%	-36,9%	-5,7%	-41,4%
out/17	-7,7%	12,0%	32,3%	57,2%	-9,5%	20,2%	-4,1%	15,8%	21,6%	1,02%	-33,3%	17,9%	-49,8%
nov/17	-7,0%	11,6%	39,1%	59,1%	-11,1%	22,5%	-5,9%	31,1%	16,5%	1,02%	-46,9%	26,8%	-41,9%

Com base no período de janeiro de 2016 a novembro de 2017, o produto que destacou com a redução do seu preço foi o tomate, onde houve uma redução em média de 49,8% no mês de outubro de 2017. Por outro lado, a banana se destacou com um aumento em média de 254,8% no mês de maio de 2016, tornando-se assim o produto com o maior aumento durante o período.

Os cálculos realizados anteriormente, foram feitos apenas para facilitar os cálculos dos números índices.

Com base nesses dados, vamos calcular os índices de Laspeyres, Paasche, Fisher e Marshall-Edgeworth. Tomou-se como base janeiro de 2016.

4.0.1 Cálculo dos Índices

Usando a fórmula (2.20), temos:

$$L_{0,1}^{P} = 0,0265 * 114,2 + 0,0314 * 107,9 + \cdots + 0,0581 * 267,8 + 0,2328 * 132,9 = 113,44$$

Usando a fórmula (2.26), temos:

$$P_{0,1}^{P} = \frac{1}{0,0267/114,2 + \cdots + 0,2728/132,9} = 113,44$$

Usando a fórmula (2.37), temos:

$$F_{0,1}^{P} = \sqrt{113,44\ .\ 113,44} = 113,44$$

Usando a fórmula (2.43), temos:

$$M_{0,1}^{P} = \frac{(3+3)*2,59+\cdots+(12+12)*6,62}{(3+3)*2,27+\cdots+(12+12)*4,98} = 113,44$$

De modo análogo, os resultados foram obtidos conforme o calculo mostrado acima, tendo como resultado os dados da tabela abaixo:

Tabela 7 – Cálculo dos Índices

Ídices - Jan/16 = 100	Laspeyres	Paasche	Fisher	Marshall - Edgeworth
fev/16	113,44	113,44	113,44	113,44
mar/16	101,30	101,30	101,30	101,30
abr/16	104,07	104,07	104,07	104,07
mai/16	112,37	112,37	112,37	112,37
jun/16	102,47	102,47	102,47	102,47
jul/16	108,34	108,34	108,34	108,34
ago/16	103,32	103,32	103,32	103,32
set/16	103,83	103,83	103,83	103,83
out/16	103,79	103,79	103,79	103,79
nov/16	101,02	101,02	101,02	101,02
dez/16	99,03	99,03	99,03	99,03
jan/17	101,16	101,16	101,16	101,16
fev/17	99,81	99,81	99,81	99,81
mar/17	102,81	102,81	102,81	102,81
abr/17	108,81	108,81	108,81	108,81
mai/17	108,29	108,29	108,29	108,29
jun/17	109,16	109,16	109,16	109,16
jul/17	105,08	105,08	105,08	105,08
ago/17	95,41	95,41	95,41	95,41
set/17	89,83	89,83	89,83	89,83
out/17	90,20	90,20	90,20	90,20
nov/17	92,23	92,23	92,23	92,23

Na Tabela 7 tem-se os cálculos dos índices de Laspeyres, Paasche, Fisher e Marshall - Edgeworth, cada índice tem a sua própria fórmula para ser calculado, mas ambos chegaram ao mesmo resultado, pelo fato que as quantidades dos produtos foram as mesmas na data base e na data diferente da base.

Em relação ao mês de janeiro de 2016, observou-se na Tabela 7 que o mês de fevereiro de 2016 foi o mês onde ficou 13,44% mais caro para os consumidores de Campina Grande adquirirem a sua cesta básica, por outro lado, no mês de setembro de 2017 os consumidores de Campina Grande compraram a sua cesta básica 10,17% mais barato do que o mês de janeiro de 2016.

4.0.2 Cálculo da Deflação e Poder Aquisitivo

Nesta seção apresenta-se os gráficos da variação do preço de cada produto que compõe a cesta básica, bem como as tabelas com os cálculos do poder aquisitivo para o período de janeiro de 2016 a novembro de 2017. As interpretações de ambos serão realizadas de forma sucinta, apresentando apenas o valor mais alto e o valor mais baixo de cada gráfico e tabela, tomando-se como base janeiro de 2016.

A seguir os exemplos dos cálculos para a obtenção dos gráficos da deflação:

O preço médio do quilo do açúcar em janeiro de 2016 foi R$ 2,27 e em fevereiro de 2016 foi R$2,59, desta forma tem-se que:

$$D_1 = \frac{preço\ médio\ base}{preço\ médio\ base} = \frac{2,27}{2,27} = 1$$

$$D_2 = \frac{preço\ médio\ base}{preço\ médio\ desejado} = \frac{2,27}{2,59} = 0,88$$

Logo, o preço do açúcar aumentou em fevereiro, o consumidor com o mesmo valor do mês de janeiro de 2016 só conseguiria comprar 0,88 do açúcar.

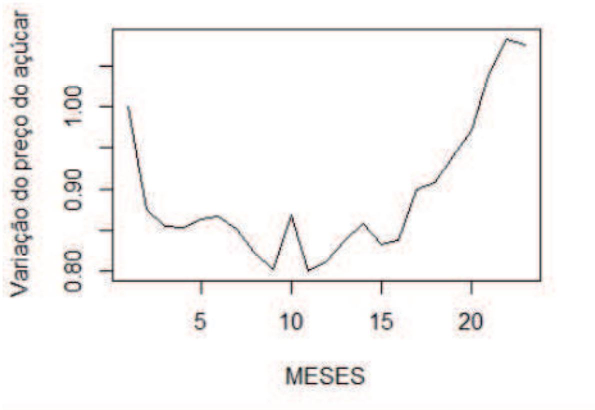

Figura 1 – Variação do preço do açúcar com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 1 pode-se observar que nos meses de setembro e outubro de 2016 o consumidor pagou mais caro em relação ao mês de janeiro de 2016, só foi possível comprar 0,80 do açúcar, por outro lado, o mês de outubro de 2017 o consumidor pagou menos, passando a comprar 1,08 em relação ao mês de janeiro de 2016.

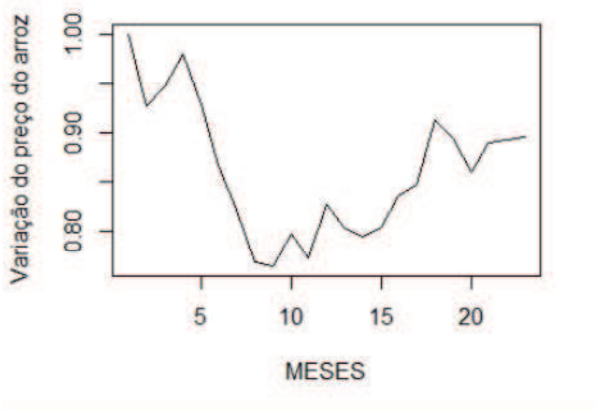

Figura 2 – Variação do preço do arroz com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 2 pode-se observar que durante o período de janeiro de 2016 a novembro de 2017 o preço do arroz apenas aumentou em relação a janeiro de 2016, porém, o mês de setembro de 2016 o consumidor pagou mais caro para adquirir esse produto. Logo, o consumidor só compraria 0,76 do produto em relação a janeiro de 2016.

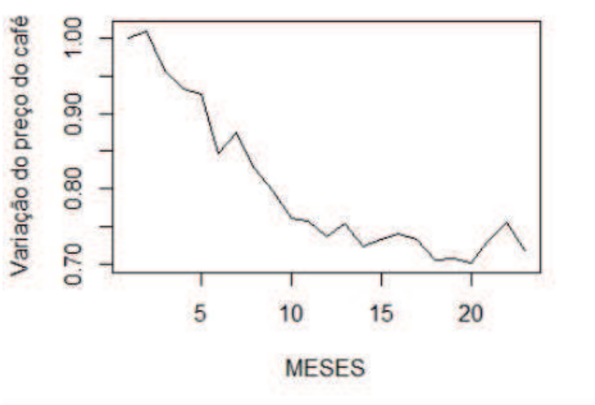

Figura 3 – Variação do preço do café em pó com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 3 pode-se observar que fevereiro de 2016 foi o único mês em que o consumidor pode comprar até 1,01 em relação a quantidade comprada no mês anterior, posteriormente os preços só aumentaram. Em agosto de 2017, o consumidor pagou mais caro para adquirir o café em pó. Assim, o consumidor só compraria 0,70 do produto em relação a janeiro de 2016.

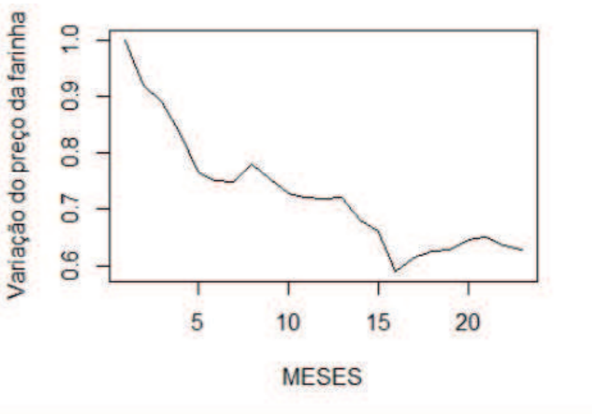

Figura 4 – Variação do preço da farinha de mandioca com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 4 pode-se observar que durante o período de janeiro de 2016 a novembro de 2017 o preço da farinha de mandioca aumentou em relação a janeiro de 2016, porém, o mês de abril de 2017 o consumidor pagou mais caro para adquirir esse produto. Logo, o consumidor comprou apenas 0,59 do produto em relação a janeiro de 2016.

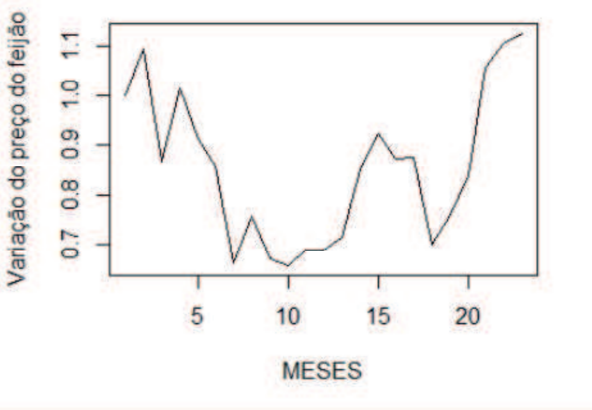

Figura 5 – Variação do preço do feijão com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 5 pode-se observar que nos meses de julho e outubro de 2016 o consumidor pagou mais caro em relação ao mês de janeiro de 2016, apenas foi possível comprar 0,66 do feijão, por outro lado, o mês de novembro de 2017 o consumidor pagou menos, passando a comprar 1,13 em relação ao mês de janeiro de 2016.

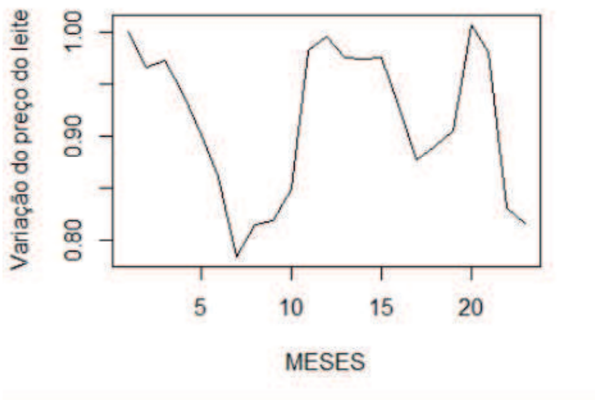

Figura 6 – Variação do preço do leite liquido com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 6 pode-se observar que no mês de julho de 2016 o consumidor pagou mais caro em relação ao mês de janeiro de 2016, foi possível comprar apenas 0,78 do leite liquido, por outro lado, o mês de agosto de 2017 o consumidor pagou menos, passando a comprar 1,01 em relação ao mês de janeiro de 2016.

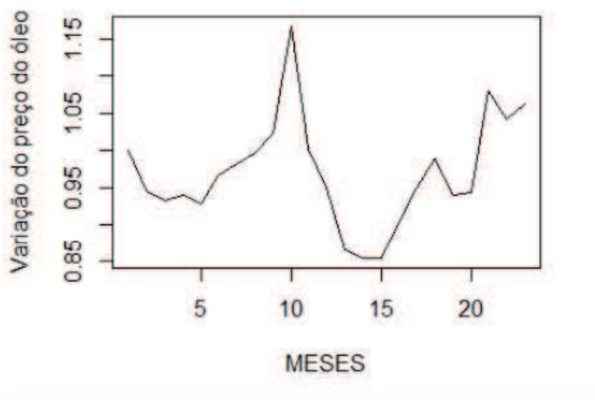

Figura 7 – Variação do preço do óleo de soja com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 7 pode-se observar que no mês de março de 2017 o consumidor pagou mais caro em relação ao mês de janeiro de 2016, foi possível comprar apenas 0,85 do óleo de soja, por outro lado, o mês de setembro de 2017 o consumidor pagou menos, passando a comprar 1,08 em relação ao mês de janeiro de 2016.

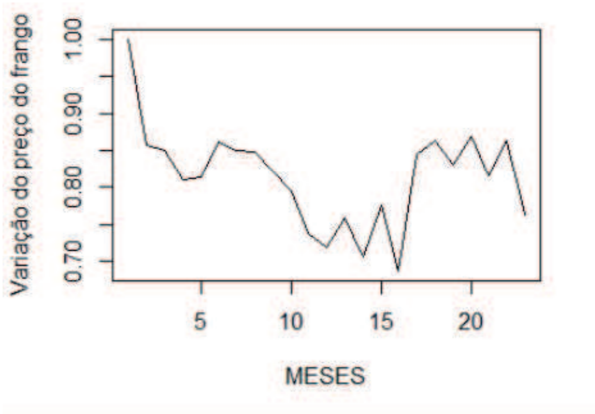

Figura 8 – Variação do preço do frango int. congelado com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 8 pode-se observar que durante o período de janeiro de 2016 a novembro de 2017 o preço do frango inteiro congelado aumentou em relação a janeiro de 2016, porém, o mês de abril de 2017 o consumidor pagou mais caro para adquirir esse produto. Logo, o consumidor só compraria 0,69 do produto em relação a janeiro de 2016.

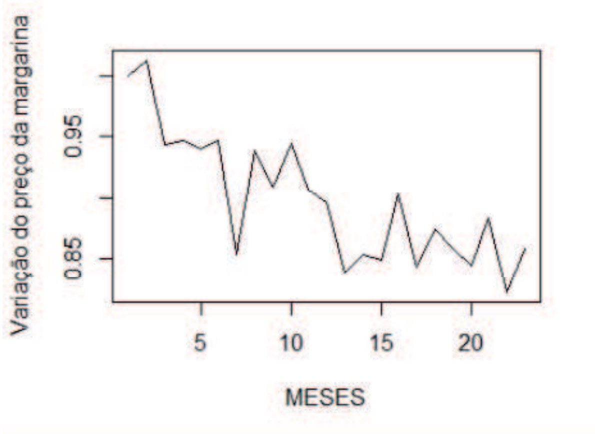

Figura 9 – Variação do preço da margarina com sal com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 9 pode-se observar que fevereiro de 2016 foi o único mês em que o consumidor pode comprar até 1,01 em relação ao que comprava no mês anterior, posteriormente os preços aumentaram. Em outubro de 2017, o consumidor pagou mais caro para adquirir a margarina com sal. Assim, o consumidor compraria apenas 0,82 do produto em relação a janeiro de 2016.

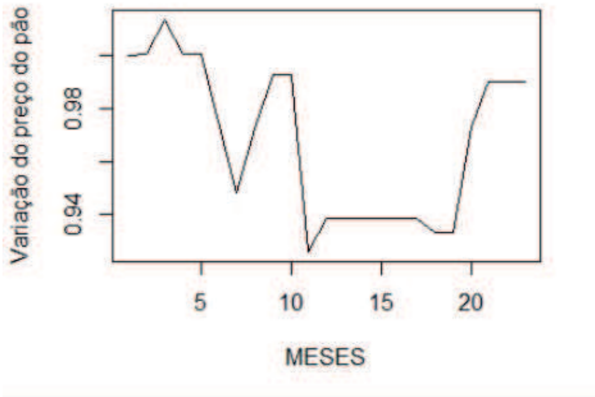

Figura 10 – Variação do preço do pão francês com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 10 pode-se observar que no mês de março de 2016 o consumidor pagou menos no preço do pão francês, passando a comprar 1,01 do produto em relação ao mês de janeiro de 2016. Por outro lado, no mês de novembro de 2016 o consumidor pagou mais caro para adquirir esse produto, só conseguiu comprar 0,93 em relação ao mês de janeiro de 2016.

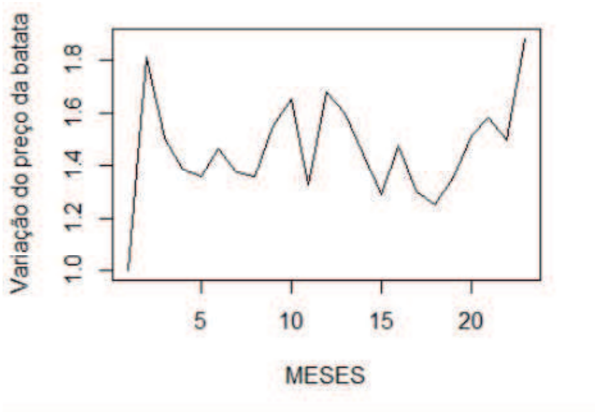

Figura 11 – Variação do preço da batata com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 11 pode-se observar que durante o período de janeiro de 2016 a novembro de 2017 o preço da batata diminuiu em relação a janeiro de 2016, Logo, o mês de novembro de 2017 o consumidor pagou menos, podendo assim, comprar até 1,88 do que compraria em janeiro de 2016.

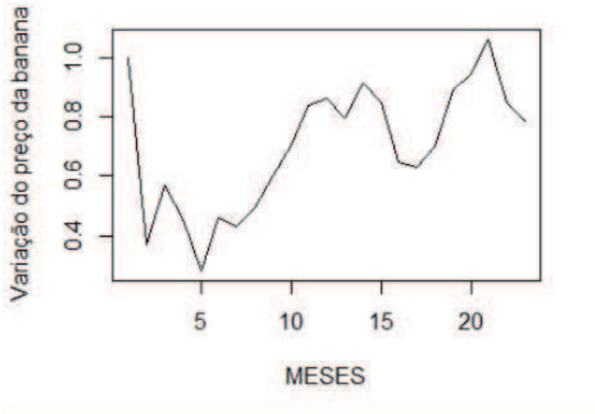

Figura 12 – Variação do preço da banana com base no mês de janeiro de 2016.

Na Figura 12 pode-se observar que no mês de maio de 2016 o consumidor pagou mais caro em relação ao mês de janeiro de 2016, apenas foi possível comprar 0,28 da banana, por outro lado, o mês de setembro de 2017 o consumidor pagou menos, passando a comprar 1,06 em relação ao mês de janeiro de 2016. Na Figura 13 pode-se observar que

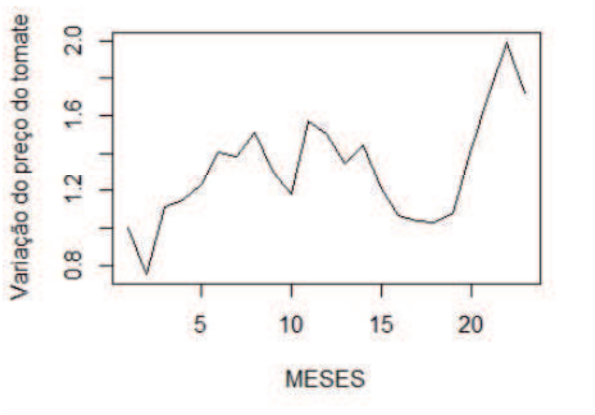

Figura 13 – Variação do preço do tomate com base no mês de janeiro de 2016.

no mês de fevereiro de 2016 o consumidor pagou mais caro em relação ao mês de janeiro de 2016, foi possível comprar apenas 0,75 do tomate, por outro lado, o mês de outubro de 2017 o consumidor pagou menos, passando a comprar 1,99 em relação ao mês de janeiro de 2016.

A seguir encontram-se os exemplos dos cálculos para a obtenção dos resultados do poder aquisitivo:

Salário do ano de 2016 = R$ 880,00

Preço médio do mês de janeiro de 2016 no Estabelecimento 1 = R$ 249,24

$$P_i = \frac{valor\ do\ salárido\ do\ ano\ desejado}{valor\ da\ cesta\ básica\ no\ mês\ e\ estabelecimento\ desejado} = \frac{880,00}{249,24} = 3,53$$

Assim, como os R$ 880,00 reais em janeiro de 2016 no Estabelecimento 1, o consumidor conseguiria comprar 3,53 cestas básicas.

De modo análogo, os resultados foram obtidos conforme o cálculo mostrado acima, tendo como resultado os dados da tabela a seguir:

Tabela 8 – Cálculos do poder aquisitivo no ano de 2016.

Meses	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8
Jan	3,53	3,31	3,18	3,52	3,35	3,39	3,36	3,50
Fev	3,37	2,98	2,78	3,35	2,97	2,91	2,81	2,87
Mar	3,75	3,22	2,85	3,20	3,65	3,54	3,43	3,31
Abr	3,82	2,88	2,80	3,47	3,31	3,38	3,27	3,35
Mai	3,54	2,81	2,98	3,21	2,87	3,04	2,91	2,89
Jun	3,78	3,51	3,15	3,50	3,04	3,40	3,24	2,96
Jul	3,53	2,80	3,24	3,55	3,06	3,09	2,99	2,91
Ago	3,53	3,51	3,06	3,76	3,16	3,20	3,05	3,08
Set	3,69	2,89	3,33	3,57	3,28	3,21	3,10	3,15
Out	3,61	2,97	3,15	3,52	3,20	3,27	3,21	3,26
Nov	3,77	3,24	3,03	3,50	3,25	3,44	3,41	3,25
Dez	3,67	3,08	3,12	3,63	3,59	3,57	3,49	3,28

Durante o ano de 2016, o consumidor que comprou, no mês de abril, no Estabelecimento 1, obteve o maior poder de compra, sendo possível comprar uma média de 3,82 cestas básicas. Sendo assim, o maior poder de compra em relação aos meses e supermercados. Por outro lado, o consumidor que comprou no mês de fevereiro, no Estabelecimento 3, obteve o menor poder de compra, podendo comprar em média 2,78 cestas básicas. Sendo assim, o menor poder de compra em relação aos meses e supermercados.

A seguir os cálculos do poder aquisitivo:

Quantidade médias de cestas básicas que o consumidor compraria no Estabelecimento 1:

Janeiro/16 = 3,53 Fevereiro/16 = 3,37, assim,

$$P_i = \frac{Quantidade\ de\ cesta\ basica\ do\ mês\ desejado}{Quantidade\ de\ cesta\ basica\ do\ mês\ base} = \frac{3,37}{3,53} = 0,955362 \rightarrow$$
$$\rightarrow 0,955362 - 1 = -0,046 = -4,6\%$$

Então, no mês de fevereiro de 2016 o consumidor perdeu -4,6% no seu poder de compra.

De modo análogo, os resultados foram obtidos conforme o cálculo mostrado acima, tendo como resultado os dados da tabela a seguir:

Tabela 9 – Cálculos (em %) do poder aquisitivo no ano de 2016.

Meses	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8
Fev	-4,46%	-10,01%	-12,44%	-4,90%	-11,30%	-14,18%	-16,44%	-17,81%
Mar	6,18%	-2,96%	-10,50%	-9,09%	9,05%	4,23%	2,08%	-5,49%
Abr	8,08%	-13,13%	-11,89%	-1,48%	-1,15%	-0,42%	-2,57%	-4,31%
Mai	0,37%	-15,11%	-6,28%	-8,69%	-14,37%	-10,29%	-13,31%	-17,36%
Jun	7,06%	6,04%	-0,84%	-0,47%	-9,10%	0,17%	-3,37%	-15,41%
Jul	0,00%	-15,61%	1,88%	0,90%	-8,73%	-8,95%	-10,84%	-16,79%
Ago	0,06%	5,92%	-3,79%	6,99%	-5,54%	-5,61%	-9,10%	-11,89%
Set	4,39%	-12,78%	4,78%	1,33%	-1,93%	-5,48%	-7,63%	-9,81%
Out	2,14%	-10,40%	-0,82%	-0,11%	-4,46%	-3,74%	-4,49%	-6,68%
Nov	6,67%	-2,26%	-4,54%	-0,64%	-2,95%	1,50%	1,43%	-6,93%
Dez	4,06%	-7,06%	-1,99%	3,22%	7,17%	5,36%	3,96%	-6,18%

Observando a tabela 9, percebeu-se que o Estabelecimento 1 proporcionou aos seus consumidores o maior poder de compra no ano de 2016 em relação aos outros supermercados. Por outro lado, o Estabelecimento 8 disponibilizou aos seus consumidores o menor poder de compra em relação aos outros supermercados no mesmo ano.

A seguir os cálculos para o ano de 2017:

Salário do ano de 2017 = R$ 937,00

Preço médio do mês de janeiro de 2017 no Estabelecimento 1 = R$ 249,93

$$P_i = \frac{valor\ do\ salárido\ do\ ano\ desejado}{valor\ da\ cesta\ básica\ no\ mês\ e\ estabelecimento\ desejado} = \frac{937,00}{249,93} = 3,75$$

Assim, como os R$ 937,00 reais em janeiro de 2017 no Estabelecimento 1, o consumidor conseguiria comprar 3,75 cestas básicas.

De modo análogo, os resultados foram obtidos conforme o cálculo mostrado acima, tendo como resultado os dados da tabela a seguir:

Tabela 10 – Cálculos do poder aquisitivo no período de janeiro a novembro de 2017.

Meses	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8
Jan	3,75	3,45	3,45	3,70	3,41	3,71	3,49	3,54
Fev	3,73	3,28	3,64	4,15	3,49	3,75	3,47	3,46
Mar	3,51	3,97	3,29	3,87	3,27	3,40	3,33	3,51
Abr	3,27	2,99	3,37	3,71	3,45	3,33	3,21	3,27
Mai	3,64	3,26	3,24	3,51	3,18	3,40	3,31	3,12
Jun	3,85	3,20	3,02	3,77	3,24	3,36	3,22	2,95
Jul	3,12	3,45	3,35	3,26	3,24	4,20	3,28	3,73
Ago	3,60	4,36	3,72	3,62	3,27	4,07	3,68	4,05
Set	4,70	3,71	3,58	4,33	4,22	4,14	4,03	3,56
Out	4,46	3,55	3,88	4,19	4,22	4,20	4,02	3,55
Nov	4,45	3,49	3,62	4,21	4,11	3,97	3,94	3,59

No período de janeiro a novembro de 2017, o consumidor que comprou, no mês de setembro, no Estabelecimento 1, obteve o maior poder de compra, podendo comprar uma média de 4,70 cestas básicas. Sendo assim, o maior poder de compra em relação aos meses e supermercados. Por outro lado, o consumidor que comprou no mês de junho, no Estabelecimento 8, obteve o menor poder de compra, pode comprar em média 2,95 cestas básicas. Sendo assim, o menor poder de compra em relação aos meses e supermercados.

A seguir os cálculos para o poder aquisitivo:

Quantidade média de cestas básicas que o consumidor compraria no Estabelecimento 1:

Janeiro/17 = 3,75 Fevereiro/17 = 3,73

Assim,

$$P_i = \frac{Quantidade\ de\ cesta\ basica\ do\ mês\ desejado}{Quantidade\ de\ cesta\ basica\ do\ mês\ base} = \frac{3,73}{3,75} = 0,995723 \rightarrow$$
$$\rightarrow 0,995723 - 1 = -0,0043 * 100 = -0,43\%$$

Então, no mês de fevereiro de 2017 o consumidor perdeu -0,43% no seu poder de compra.

De modo análogo, os resultados foram obtidos conforme o cálculo mostrado acima, tendo como resultado os dados da tabela a seguir:

Tabela 11 – Cálculos (em %) do poder aquisitivo no período de janeiro a novembro de 2017.

Meses	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8
Fev	-0,43%	-4,73%	5,25%	12,10%	2,30%	1,02%	-0,39%	-2,29%
Mar	-6,32%	15,25%	-4,75%	4,49%	-4,10%	-8,32%	-4,58%	-1,04%
Abr	-12,89%	-13,39%	-2,47%	0,17%	1,12%	-10,14%	-8,00%	-7,59%
Mai	-2,78%	-5,45%	-6,07%	-5,26%	-6,79%	-8,29%	-5,03%	-12,01%
Jun	2,71%	-7,14%	-12,62%	1,74%	-4,95%	-9,26%	-7,64%	-16,63%
Jul	-16,73%	0,04%	-3,00%	-11,90%	-5,00%	13,22%	-5,84%	5,42%
Ago	-4,01%	26,56%	7,69%	-2,26%	-4,23%	9,75%	5,54%	14,27%
Set	25,49%	7,72%	3,68%	16,99%	23,77%	11,78%	15,46%	0,57%
Out	18,84%	2,91%	12,28%	13,04%	23,81%	13,23%	15,24%	0,21%
Nov	18,65%	1,18%	4,87%	13,73%	20,50%	7,08%	12,97%	1,41%

Observando a tabela 11, percebeu-se que o Estabelecimento 5 proporcionou aos seus consumidores o maior poder de compra no período de janeiro a novembro de 2017 em relação aos outros supermercados. Por outro lado, o Estabelecimento 8 disponibilizou aos seus consumidores o menor poder de compra em relação aos outros supermercados no mesmo ano.

5 Considerações finais

Com base nos dados fornecidos pelo PROCON Municipal de Campina Grande-PB analisou-se os itens que compõem a cesta básica, de acordo com o DIEESE. A coleta dos dados foi realizada em oito estabelecimentos diferentes de Campina Grande, no período de janeiro de 2016 a novembro de 2016, porém tomou-se como base janeiro de 2016.

Observando os totais dos valores, pode-se perceber que no mês de fevereiro de 2016, o consumidor desembolsou mais, uma média de R$ 291,32 para adquirir a cesta básica, tornando-se o mês mais caro no período de janeiro de 2016 a novembro de 2017, porém, setembro de 2017 o consumidor desembolsou menos, uma média de R$ 230,70 para adquirir a cesta básica no mesmo período, tornando-se o mês mais favorável ao consumidor.

Por meio dos índices de Laspeyres, Paasche, Fisher e Marshall-Edgeworth, verificou-se que no mês de fevereiro de 2016 o preço da cesta básica houve um aumento em média de 13,44%, sendo o maior aumento do período, por outro lado, setembro de 2017 houve uma redução em média de 10,17%, tornando-se a maior redução do período, ambos com base em janeiro de 2016. Lembrando que os índices obtiveram os mesmos resultados.

Analisando o poder aquisitivo dos consumidores, observou-se que no ano de 2016 os consumidores do Estabelecimento 1 obtiveram o maior poder de compra e no 2017 foram os consumidores do Estabelecimento 5 que obtiveram o maior poder de compra.

Diante de tudo que foi visto, pode-se afirmar que a técnica dos números índices foi de suma importância para o desenvolvimento deste trabalho. Com esta técnica pôde-se observar a variação dos preços da cesta básica e a variação de cada produto e identificou os supermercados que os consumidores ganharam e perderem o seu poder de compra.

Referências

BRASIL. Decreto-lei nº 399, 30 de abril 1938 - publicação original. capítulo i. do conveito do salaério mínimo. art. 2º. 1938. Disponível em: <http://www2.camara.leg.br/legin/fed/declei/1930-1939/decreto-lei-399-30-abril-1938-348733-publicacaooriginal-1-pe.html>. Citado na página 29.

FARIAS, A. M. L. de; LAURENCEL, L. da C. *Números Índices*. Rio de Janeiro, 2005. Citado 5 vezes nas páginas 15, 21, 24, 27 e 28.

SPIEGEL, M. R. *Estatística*. São Paulo: Makron Books, 1993. Citado na página 14.

VIALI, L. *Material Didático Série Estatística Básica Texto: Percentagens, Relativos e Índices*. Rio Grande do Sul, 2007. Citado 7 vezes nas páginas 14, 16, 17, 18, 20, 23 e 25.