



Heterogeneidade pluviométrica e previsão dos preços da cesta básica de Fortaleza

Rainfall heterogeneity and price forecasts for the basic food basket in Fortaleza

Heterogeneidad de lluvias y previsión de precios para la cesta básica en Fortaleza

Elizama Cavalcante de Paiva

Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural

Instituição: Universidade Federal do Ceará (UFC)

Endereço: R. 5, 100, Pres. Kennedy, Fortaleza, CE, Brasil, CEP: 60355-636

E-mail: elizamapaiva@yahoo.com.br

José de Jesus Sousa Lemos

Pós-Doutor em Economia Ambiental e de Recursos Naturais

Instituição: Universidade Federal do Ceará (UFC)

Endereço: R. 5, 100, Pres. Kennedy, Fortaleza, CE, Brasil, CEP: 60355-636

E-mail: lemos@ufc.br

José Newton Pires Reis

Doutor em Economia Aplicada

Instituição: Universidade Federal do Ceará (UFC)

Endereço: R. 5, 100, Pres. Kennedy, Fortaleza, CE, Brasil, CEP: 60355-636

E-mail: newton@ufc.br

Erika Costa Sousa

Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural

Instituição: Universidade Federal do Ceará (UFC)

Endereço: R. 5, 100, Pres. Kennedy, Fortaleza, CE, Brasil, CEP: 60355-636

E-mail: erikacosta@alu.ufc.br

RESUMO

Este estudo analisou o comportamento do preço da cesta básica em Fortaleza de julho/1994 a julho/2023, além de verificar a hipótese da influência da precipitação pluviométrica no valor da cesta básica. Os dados mensais de precipitação foram obtidos junto à Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (FUNCEME). As séries de preços e salários mínimos foram obtidas junto ao Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE). Os valores foram indexados pelo INPC do IBGE e convertidos para o dólar de 31 de agosto de 2023. Foram estimados os valores médios, os coeficientes de variação e as taxas geométricas de crescimento do salário mínimo, do preço médio dos alimentos básicos e da precipitação pluviométrica. Um modelo ARIMA (1,1,3) de média móvel autoregressiva



integrada foi ajustado para captar a trajetória e prever os preços da cesta básica. Verificou-se que os valores eram influenciados pela precipitação durante o período. Os resultados mostraram que o ajuste do modelo é adequado para prever o preço da cesta básica em Fortaleza. Exibiram também que o crescimento dos reajustes anuais do salário mínimo, em geral, manteve poder de compra dessa variável. A pesquisa inferiu que os preços da cesta básica evoluíram a uma taxa menor do que a evolução do salário mínimo no período analisado. A pesquisa também mostrou que as pluviometrias acumuladas nos primeiros semestres, são bem maiores do que as observadas nos segundos semestres. Contudo, os preços das cestas básicas são maiores, no primeiro semestre, do que os observados nos segundos semestres.

Palavras-chave: custo da alimentação, instabilidade pluviométrica, composição da cesta básica, salário mínimo.

ABSTRACT

This study analyzed the behavior of the price of the basic food basket in Fortaleza from July/1994 to July/2023, in addition to verifying the hypothesis of the influence of rainfall on the value of the basic food basket. Monthly rainfall data was obtained from the Ceará Foundation for Meteorology and Water Resources (FUNCEME). The series of prices and minimum wages were obtained from the Inter-Union Department of Statistics and Socio-Economic Studies (DIEESE). The values were indexed by the IBGE's INPC and converted to the dollar of August 31, 2023. The average values, coefficients of variation and geometric growth rates of the minimum wage, the average price of basic foodstuffs and rainfall were estimated. An ARIMA (1,1,3) integrated autoregressive moving average model was fitted to capture the trajectory and predict the prices of the basic food basket. The values were found to be influenced by rainfall during the period. The results showed that the model is suitable for predicting the price of the basic food basket in Fortaleza. They also showed that the increase in the annual minimum wage increases, in general, maintained the purchasing power of this variable. The research inferred that the prices of the basic food basket evolved at a slower rate than the evolution of the minimum wage over the period analyzed. The research also showed that accumulated rainfall in the first half of the year is much higher than in the second half. However, food basket prices are higher than those observed in the second semesters.

Keywords: food costs, rainfall instability, food basket composition, minimum wage.

RESUMEN

Este estudio analizó el comportamiento del precio de la canasta básica alimentaria en Fortaleza de julio/1994 a julio/2023, además de verificar la hipótesis de la influencia de las precipitaciones sobre el valor de la canasta básica alimentaria. Los datos de precipitación mensual se obtuvieron de la Fundación Cearense de Meteorología y Recursos Hídricos (FUNCEME). Las series de precios y salarios mínimos se obtuvieron del Departamento



Intersindical de Estadística y Estudios Socioeconómicos (DIEESE). Los valores fueron indexados por el INPC del IBGE y convertidos al dólar del 31 de agosto de 2023. Se estimaron los valores promedio, coeficientes de variación y tasas de crecimiento geométrico del salario mínimo, el precio promedio de los alimentos básicos y las precipitaciones. Se ajustó un modelo de promedio móvil autorregresivo integrado ARIMA (1,1,3) para capturar la trayectoria y predecir los precios de la canasta de alimentos. Se encontró que los valores estuvieron influenciados por las precipitaciones durante el período. Los resultados mostraron que el ajuste del modelo es adecuado para predecir el precio de la canasta básica alimentaria en Fortaleza. También mostraron que el crecimiento de los ajustes anuales del salario mínimo, en general, mantuvo el poder adquisitivo de esta variable. La investigación infirió que los precios de la canasta básica alimentaria evolucionaron a un ritmo menor que la evolución del salario mínimo en el período analizado. La investigación también demostró que las precipitaciones acumuladas en los primeros semestres son mucho mayores que las observadas en los segundos semestres. Sin embargo, los precios de la canasta básica de alimentos son superiores en el primer semestre del año a los observados en el segundo semestre.

Palabras clave: costo de los alimentos, inestabilidad de las precipitaciones, composición de la canasta básica, salario mínimo.

1 INTRODUÇÃO

De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) Contínua do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2022) em 2022 34,766 milhões de pessoas, ou seja, 35,63% da população recebia até 1 salário mínimo (R\$ 1.212), 30,798 milhões de pessoas, cerca de 31,56% do total, ganhava de um (1) a dois (2) salários mínimos; e 32,81% recebia acima de 2 salários mínimos. Ainda segundo o IBGE, a região Nordeste apresentou o menor rendimento nominal domiciliar per capita, de R\$ 1.023, ressaltando que a situação em nível regional é mais difícil do que em nível nacional.

A constituição de 1988, artigo 7º, inciso IV garante que o salário mínimo, fixado em lei, deve atender as necessidades vitais básicas do trabalhador e da sua família com moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte e previdência social (Constituição 1988). Contudo, a participação do valor da cesta básica na renda da população é um fator



determinante da qualidade de vida, tendo em vista que quanto maior essa participação, pior é a qualidade de vida das famílias.

No entanto, é preciso considerar que as instabilidades climáticas afetam os preços dos itens da cesta básica. Grande parte da região Nordeste e praticamente todo o Ceará está inserido no semiárido. Esse regime climático tem por regra a irregularidade pluviométrica, tanto do ponto de vista espacial quanto temporal. As chuvas concentram-se, em geral, nos quatro a cinco primeiros meses do ano. As temperaturas são elevadas, enquanto a umidade relativa do ar é preponderantemente baixa o que dificulta as práticas agrícolas. (Melo, 2019; Mohammed, 2019; Lemos, 2020; Salviano, 2020).

Nesse sentido, Andrade *et al* (2011) analisaram o comportamento dos preços dos itens da cesta básica nas cidades de Itabuna e Salvador, Bahia. Os resultados mostraram que, no primeiro semestre do ano, o efeito da sazonalidade é maior do que no segundo semestre. Inferiu, também, que as instabilidades climáticas implicam em intervenção nas séries analisadas.

Sobre essa questão Silva, Pires e Ferraz (2015) explicam que são inúmeros os fatores que resultam nas oscilações de preços dos produtos nos mercados agrícolas, tais como: clima, preços das commodities, sazonalidade dos produtos, crises econômicas, entre outros.

Silva *et al* (2019), utilizaram técnicas de modelagem computacional aplicadas na análise e previsão de séries temporais do custo da cesta básica na cidade de Ilhéus, município localizado no Sul da Bahia. Para esse trabalho, o autor utilizou o modelo Autorregressivo, Integrado e de Média Móvel (ARIMA) para prever os prováveis preços da cesta básica, e concluiu que foi uma escolha acertada.

Nesse contexto, a projeção para a mensuração do preço da cesta básica é uma ferramenta de planejamento estratégico para os consumidores e para a sociedade, além de servir como parâmetro para levantar políticas públicas com vistas a garantir a razão essencial mínima (REM) para as populações mais vulneráveis.



Sabe-se também que o Ceara é um local que experimenta instabilidades pluviométricas. As chuvas no estado, em geral, e em Fortaleza, em particular se concentram nos cinco primeiros meses do ano. Boa parte dos itens que compõem a cesta básica é constituída de alimentos que também em parte considerável não são produzidos no estado, muito menos na capital. Ainda assim a pesquisa busca verificar se a sazonalidade da pluviometria observada em Fortaleza afetaria, a sazonalidade dos preços da cesta básica desta capital.

Assim, esta pesquisa busca responder as seguintes questões: a) Como se deu a evolução do valor da cesta básica no período de julho de 1994 a julho de 2023 em Fortaleza, capital do estado do Ceará? b) De que forma evoluiu a participação da cesta básica no salário mínimo do período? c) O valor da cesta básica foi influenciado pela precipitação pluviométrica durante este período?

Para responder a essas questões, a pesquisa tem os seguintes objetivos específicos: a - avaliar a evolução mensal do preço da cesta básica e do salário mínimo em Fortaleza; b - avaliar a evolução da participação relativa do valor da cesta básica sobre o salário mínimo em Fortaleza; c - avaliar a trajetória dos preços mensais da cesta básica na cidade de Fortaleza entre julho de 1994 a julho de 2023; d - ajustar um modelo de previsão para esses preços; e - avaliar se a precipitação mensal durante esse período teve impacto sobre os preços da cesta básica; f – aferir os níveis de instabilidades das pluviometrias semestrais e dos preços semestrais das cestas básicas em Fortaleza, no período investigado.

Nesse contexto, o estudo pretende fornecer uma contribuição para a sociedade, uma vez que possibilita identificar as tendências de preços da cesta básica, bem como a influência que a precipitação exerce na composição dos produtos intitulados cesta básica, além de indicar se o valor monetário do salário mínimo está sendo suficiente para cumprir os preceitos constitucionais. Assim, esta pesquisa contribui com informações importantes para os diversos setores da economia, mercados e governo.

O estudo foi dividido em uma introdução e mais quatro seções. A segunda seção apresenta a fundamentação teórica, a terceira descreve a



metodologia utilizada. Na quarta os resultados da pesquisa e, por conseguinte, as conclusões e considerações finais.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 CESTA BÁSICA

Paiva et al (2017) aponta que no final do século XIX, as lutas sindicais dos trabalhadores no Brasil começaram a ocorrer de forma mais intensa e organizada. Eles lutavam pelo reconhecimento do valor do ato de trabalhar e ser remunerado com dignidade.

Nesse cenário, diante de pressões internas e externas, inclusive por meio da Organização Internacional do Trabalho (OIT), no governo de Getúlio Vargas, em 30 de abril de 1938, foi assinado o Decreto-Lei nº 399 que regulamentou a Lei nº 185 de 14 de Janeiro de 1936 e estabeleceu que o salário mínimo seria a remuneração mínima devida ao trabalhador. Assim nascia a primeira definição de remuneração mínima nacional, cuja finalidade era satisfazer e assistir às necessidades básicas dos trabalhadores com alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte.

Não obstante, esse salário não era igualitário a todos os empregados e regiões, pois de posse dos estudos criados pela comissão instituída pela Lei nº 185, o governo estabeleceu valores mínimos regionais a serem pagos aos trabalhadores, além de estabelecer também uma lista de alimentos, com suas respectivas quantidades, o que viria a chamar de Ração Essencial Mínima (REM), ou mais conhecida como cesta básica. O país foi dividido em regiões da seguinte forma: região 1 - Estados de São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Goiás e Distrito Federal; região 2 - Estados de Pernambuco, Bahia, Ceará, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe, Amazonas, Pará, Piauí, Tocantins, Acre, Paraíba, Rondônia, Amapá, Roraima e Maranhão; região 3 - Estados do Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. (Tabela 01). Os itens que compõem essas cestas básicas,



também estabelecidos na lei de N°399 de janeiro de 1936 estão mostrados no Quadro 1.

Quadro 1. Composição da Cesta básica, segundo Decreto Lei nº 399 de janeiro de 1936

Alimentos	Região 1	Região 2	Região 3
Carne	6,0 kg	4,5 kg	6,6 kg
Leite	7,5 l	6 l	7,5 l
Feijão	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg
Arroz	3,0 kg	3,6 kg	3,0 kg
Farinha	1,5 kg	3 kg	1,5 kg
Legumes (Tomate)	9 kg	12 kg	9 kg
Pão	6 kg	6 kg	6 kg
Café	600 g	300 g	600 g
Frutas (Banana)	90 uni	90 uni	90 uni
Açúcar	3 kg	3 kg	3 kg
Óleo	750 ml	750 ml	900 ml
Manteiga	750 g	750 g	750 g
Batata	6 kg	-	6 kg

Fonte: Dieese- Metodologia da Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos (2023)

A cesta básica foi concebida para ser composta por um conjunto de alimentos que possuísem quantidades balanceadas de proteínas, calorias, ferro, cálcio e fósforo, necessários à reposição da força de trabalho de um trabalhador que percebia um salário mínimo como remuneração (BRASIL, 1938). No artigo 6º, parágrafo primeiro enfatizava que os gastos com alimentação de um trabalhador não poderiam ter valores inferiores ao custo da cesta básica nacional (art.6º §1º).

Até a promulgação da Constituição em 5 de outubro de 1988, o salário mínimo era diferenciado entre as regiões brasileiras. Essa situação mudou a partir daquela data, quando a sua remuneração foi unificada em todo o território nacional,

Em 1988 a nova Constituição unificou o valor do salário mínimo para todas as regiões, o tornando um salário mínimo nacional além de ampliar sua cobertura incluindo “educação, saúde, lazer e previdência social”, prevendo ainda “reajustes periódicos que lhe preservem o poder aquisitivo”, além de garantir que o valor deveria suprir as necessidades vitais básicas do trabalhador e de sua família (Constituição 1988).



Diante do Decreto nº 399 e da Constituição de 1988, o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) calcula e divulga desde 1959, a Pesquisa da Cesta Básica ou Ração Essencial Mínima – REM para a maioria das capitais do país.

Paiva et al (2017) ainda ressalta que desde os estudos feitos pela Comissão do Salário Mínimo em 1936 existem várias propostas de composição para diferentes cestas básicas. Não obstante, não há consenso sobre qual seria a que melhor representaria a preferencia dos consumidores nas diferentes regiões. Dessa forma optou-se por analisar a cesta básica do DIEESE, referendada pelo Decreto nº 399, tendo em vista que é aceita pela sociedade como termômetro das oscilações de preços dos itens minimamente essenciais para famílias que sobrevivem com renda de um salario mínimo, incluindo os alimentos.

Dessas informações, depreende-se da importância da avaliação do poder de compra do salário mínimo em relação ao valor da cesta básica, mesmo ela tendo sendo construída, de acordo com itens que a compõem e as suas quantidades, de forma homogênea em cada uma das três regiões, mesmo sabendo-se das heterogeneidades que existem entre as populações dos estados que a compõem. O estado do Ceará, juntamente com os demais estados do Nordeste e os situados na região Norte estão alocados na Região 2.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados na pesquisa foram extraídos da Pesquisa Mensal da Cesta Básica de Alimentos realizada mensalmente pelo DIEESE e os preços corrigidos para valores de agosto de 2023 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). As informações relativas à precipitação pluviométrica foram coletadas junto à Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos e os valores relativos aos salários mínimos do período foram adquiridos através do IBGE.



3.1 METODOLOGIA PARA ATINGIR OS OBJETIVOS "A" E "B".

Para avaliar as variações mensais dos preços das cestas básicas e do salário mínimo, os valores foram atualizados para valores de julho de 2023, ou seja, indexados pelo INPC. Em seguida, são calculados os rácios mensais entre os preços médios das cestas básicas e o salário mínimo. Estes rácios fornecerão estimativas de quanto o valor da cesta básica representou no rendimento da população.

Em seguida, estima-se as taxas geométricas instantâneas de crescimento dos preços anuais da cesta básica, do salário mínimo, bem como a razão entre o salário mínimo e o preço da cesta básica. Para realizar esses procedimentos, utiliza-se a equação de tendência apresentada a seguir:

$$Y_t = e^{(\beta + \rho T + \epsilon_t)} \quad (1)$$

Nesta equação:

Y_t pode ser ou o preço mensal da cesta básica no período t , ou o salário mínimo no período t ; ou a razão entre o preço da cesta básica e o salário mínimo.

A constante "e" é a base do logaritmo natural; o valor do coeficiente log-linear β é a constante do modelo e as suas magnitudes são os valores de Y_t quando $T=0$.

O coeficiente angular ρ , multiplicado por 100, é a taxa geométrica de crescimento instantâneo (TGC) de Y_t .

A variável T ($T = 0, 1, \dots, 30$) é o tempo. O termo aleatório ϵ_t é o ruído branco do modelo. Se estes pressupostos forem verdadeiros, as equações de tendência associadas a Y_t podem ser estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (Wooldridge, 2015).

3.2 METODOLOGIA PARA ATINGIR OS OBJETIVOS "C" E "D"

Os objetivos "c" e "d" são avaliar a trajetória dos preços mensais da cesta básica na cidade de Fortaleza entre julho de 1994 a julho de 2023; e ajustar um modelo de previsão para esses preços. Uma série temporal é um grupo de



observações ordenadas no tempo (não necessariamente igualmente espaçadas), e exibindo dependência serial (i.e. independência entre instantes de tempo) (Wooldridge, 2015).

Na análise de séries temporais, alguns conceitos são essenciais e necessários para a elaboração de modelos de previsão, como é o objetivo deste estudo. Nessa conceção, vale ressaltar que um processo aleatório ou estocástico é um conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo (Gujarati & Porter, 2011). Além disso, acrescenta-se que um processo estocástico é estacionário quando sua média e variância são constantes no tempo e quando o valor da covariância entre as variáveis não depende do tempo em que a covariância é calculada.

Considere-se a série temporal representada pela variável aleatória Y_t . O seu valor previsto (Y_P) será diferente do seu valor observado Y_t devido a fatores aleatórios (ξ_t) que ocorrem ao longo da sua trajetória. Esta informação pode ser resumida pela Equação 2. Nesta pesquisa os valores de Y_P são estimados utilizando o modelo *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA) desenvolvido por Box e Jenkins (1976) (Box *et al*, 2015).

$$Y_t - Y_P = \xi_t \quad (2)$$

Para prosseguir com o procedimento de estimação do modelo de previsão, objetivo central da pesquisa, é importante observar alguns critérios. Primeiro: a série da variável aleatória (Y_t) deve ser estacionária, ou pelo menos suscetível à estacionariedade, e o termo de erro aleatório (ξ_t), pode assumir valores positivos e negativos. Para além disso, é necessário que o termo aleatório tenha variância constante e não seja autoregressivo no tempo (Box *et al*, 2015; Gujarati & Porter, 2011; Wooldridge, 2015).

Uma série é considerada estacionária quando progride no tempo de forma aleatória em torno de uma média, a variância e a estrutura de autocorrelação não se alteram ao longo do tempo, ou seja, são constantes.



De acordo com Gujarati e Porter (2011), o teste de raiz unitária é capaz de detectar a estacionariedade da série. O ponto de partida para a análise é o processo de raiz unitária (estocástico):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

Onde:

Y_t é a série temporal analisada, e Y_{t-1} é o valor defasado em um período, e, ξ_t o termo de erro. Sabendo que ρ varia de -1 a 1.

Quando $\rho = 1$, significa que o processo estocástico é não-estacionário ou um passeio aleatório.

Subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados, obtém-se o seguinte:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \xi_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \xi_t \\ \Delta Y_{it} &= \rho Y_{it-1} + z'_{it}Y + \xi_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Em que:

ΔY_{it} é a primeira diferença dos preços;

Y_{t-1} é o preço defasado, quando $i=1,2,\dots,N$ para cada indivíduo e $t=1,2,\dots,T$ períodos, z'_{it} é a componente determinística, que pode ser zero, um, o efeito fixo ξ_{it} , ou o efeito fixo de tendência temporal (t).

Nos modelos de séries simples, testa-se a hipótese $H_0: \rho = 0$. Esta hipótese, se for aceite, sugere que existe uma raiz unitária, ou que a série temporal é não-estacionária e, portanto, consiste num passeio aleatório. A hipótese alternativa $H_1: \rho < A|1|$.

Se esta hipótese for aceite e, por conseguinte, a hipótese H_0 for rejeitada, é testado que a série cronológica é estacionária.

Se a série original não for estacionária, a busca de estacionariedade será feita através de procedimentos de diferenciação da variável aleatória Y_t em relação a períodos anteriores. Serão efetuadas tantas diferenciações (integrações) quantas as necessárias para transformar Y_t numa série



estacionária. Em geral, não são necessárias mais do que três diferenciações para conseguir a estacionarização de uma variável que era inicialmente não-estacionária (Gujarati & Porter, 2011).

Uma vez que a variável aleatória seja originalmente estacionária ou, se não for, tenha sido estacionária, pode-se aplicar o modelo Autoregressivo integrado e a média móvel para fazer suas previsões no tempo.

3.2.1 Breve visão geral do modelo ARIMA aplicável a este estudo

Este modelo tem como objetivo captar o comportamento de uma variável aleatória que tem valores distribuídos sob a forma de séries temporais. Este modelo é adequado para séries temporais que sejam estacionárias, ou variáveis cujas médias, variâncias e auto covariâncias sejam constantes ao longo do tempo (Gujarati & Porter, 2011; Wooldridge, 2015).

Uma vez efetuado o teste da raiz unitária e a análise gráfica e provado que a série não é estacionária, a sua estacionariedade deve, portanto, ser assegurada através da diferenciação da série temporal. É provável que, com um máximo de três diferenciações, seja possível transformar uma série que se demonstrou não estacionária em estacionária. Assim, nas séries cronológicas, é importante que as variáveis selecionadas sejam estacionárias ou, pelo menos, possíveis de serem estacionárias, característica essencial para a consistência da hipótese de que o futuro será explicado por acontecimentos passados, a partir da regressão destas séries cronológicas. Quando utilizadas para estimar previsões, deve-se assumir que suas características são constantes ao longo do período e, principalmente, ao longo de períodos futuros (Gujarati & Porter, 2011; Wooldridge, 2015).

Considere-se que a série temporal Y_t pode ser representada da seguinte forma:

$$Y_t = \mu + \sum \psi_k \cdot \xi_{t-k} = \mu + \psi(B) \cdot \xi_t \quad (5)$$



Em que o filtro linear ψ é definido por:

$$\psi(B) = \theta(B) / \phi(B) \quad (6)$$

Os termos da equação (6) são definidos pelos seguintes polinômios:

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B_1 - \theta_2 B_2 - \dots - \theta_q B_q \text{ e } \phi(B) = 1 - \phi_1 B_1 - \phi_2 B_2 - \dots - \phi_p B_p \quad (7)$$

Definindo: $\tilde{Y}_t = Y_t - \mu$, será possível obter a seguinte transformação:

$$\phi(B)\tilde{Y}_t = \theta(B) \xi_t \quad (8)$$

Na equação (7), ξ_t é um "ruído branco" geralmente gaussiano. Para tal, deve satisfazer as seguintes condições:

$$\text{i) } E(\xi_t) = 0; \text{ ii) } E(\xi_t^2) = \sigma^2 < \infty; \text{ e iii) } E(\xi_t, \xi_{t+k}) = 0, \text{ para } k = \pm 1, \pm 2, \dots \text{ (Box et al, 2015) } \quad (9)$$

De acordo com Box; Jenkins (1976) a equação (8) é denominada ARMA(p,q) e pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\tilde{Y}_t = \theta(B)\phi^{-1}(B) \xi_t \quad (10)$$

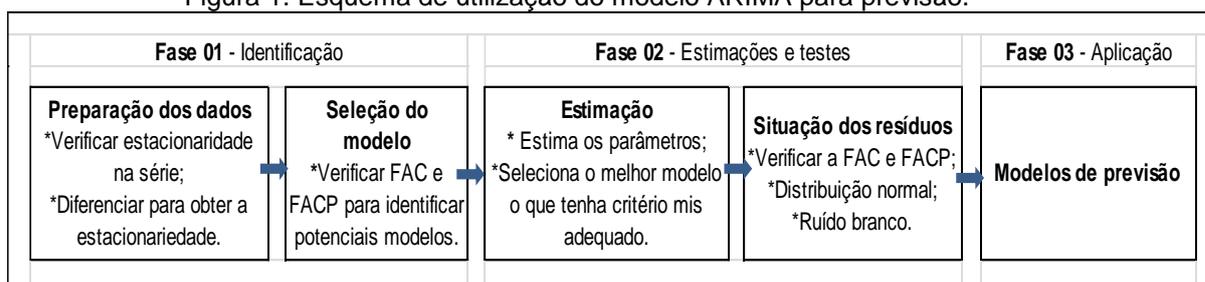
Tipos de Modelos de Box e Jenkins: 1 - Modelos autorregressivos (AR): são aqueles em que $\theta(B) = 1$ e dizem-se AR(p). Estes modelos são assim designados pelo fato de Y_t , no tempo t, ser função dos valores desta variável em tempos anteriores a t; 2 - Modelos de média móvel (MA): serão aqueles em que $\phi(B) = 1$ e dizem-se MA(q); 3 - Modelos de autorregressivos e de média móvel (ARMA), serão aqueles que têm em conjunto uma parte (AR) e outra parte MA, e terão a notação ARMA(p,q); 4 - Modelos de média móvel integrada

autorregressiva (ARIMA), serão aqueles designados por modelo ARMA integrado. Constitui-se numa extensão da classe de modelos ARMA para incluir a diferenciação "d" ARIMA (p,d,q).

É evidente que, no caso da necessidade de diferenciar uma série temporal "d" vezes para torná-la estacionária e aplicar-lhe o modelo ARMA (p,q), a série passa a ser designada como ARIMA (p,d,q). Por conseguinte, a série temporal média móvel autorregressiva integrada, em que "p" representa o número de termos autorregressivos, "d" o número de vezes que a série deve ser diferenciada antes de se tornar estacionária e "q" o número de termos da média móvel (Gujarati & Porter, 2011; Greene, 2012; Box *et al*, 2015).

Para construir o modelo ARIMA que melhor se adapta ao estudo, é necessário seguir os passos da metodologia Box-Jenkins apresentados na figura 1. São três fases: a primeira é a identificação, na qual, através da análise dos dados, seleciona-se o modelo ARIMA mais adequado. Na segunda, são estimados os parâmetros do modelo com aferição da robustez estatística. Na terceira, o modelo ajustado é utilizado para efetuar previsões. A Figura 1 mostra os passos para a aplicação do modelo ARIMA (p,d,q).

Figura 1. Esquema de utilização do modelo ARIMA para previsão.



Fonte: Baseado em Gujarati e Porter (2011).

Na etapa de preparação dos dados, foi feita uma transformação que consistiu na construção de uma série estacionária equivalente através do procedimento de diferenças sucessivas e a verificação da estacionariedade através do teste de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). São então calculadas a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação



parcial (FACP) da série, para além da análise gráfica que permitiu selecionar o modelo ARIMA (p, d, q).

Após a etapa de identificação, foram estimados os parâmetros do modelo. O parâmetro “d” refere-se ao número de vezes que a diferença entre os elementos da série foi tomada até que ela se tornasse estacionária. No presente estudo foi necessário tomar apenas a primeira diferença para tornar a série estacionária ($d = 1$). O cálculo dos parâmetros autoregressivos p e da média móvel q envolve a análise das funções FAC e FACP, respetivamente. A função FAC apresentou um pico significativos indicando $p = 1$, enquanto a função FACP apresentou três picos indicando $q = 3$. Por conseguinte, obteve-se como resultado o modelo ARIMA (1, 1, 3).

Ainda na fase 2 de estimação e teste, após a definição dos valores adequados, é realizada a análise dos resíduos (ξ), que devem ser ruído branco. Para o efeito, é utilizada a estatística de Ljung-Box (LB), que deve ser não significativa a um nível de significância de pelo menos 10%. Em seguida, analisa-se o erro percentual absoluto médio (MAPE), que considera o erro relativo de cada previsão, a fim de comparar os valores previstos pelo modelo com os valores observados da série, caracterizando a capacidade de previsão do modelo adotado.

Para aferir a adequação do modelo ajustado, além da significância estatística dos parâmetros, considera-se que o ajuste do modelo será melhor se o número de parâmetros estimados for o menor possível. Este é o critério da parcimônia associado ao número de regressores a serem estimados. Além disso utilizam-se os seguintes critérios: magnitude do coeficiente de determinação (R^2), que avalia o percentual de variação da variável analisada que é explicado pelo modelo estruturado; o coeficiente de correlação de Pearson, para aferir o nível de aderência dos valores previstos pelo modelo ajustado aos dados observados na série em análise.

Na fase de verificação, a análise do modelo consiste em verificar os menores valores para os critérios AIC e BIC (*Akaike Information Criterion* e *Bayesian Information Criterion*, respetivamente), tendo em vista que, estes



critérios tem por objetivo indicar o modelo mais parcimonioso, isto é, com menor número de parâmetros, uma vez que são construídos com base na variância estimada (σ) e no tamanho da amostra (n). O modelo que apresentar o menor valor de AIC e BIC será o que melhor se ajustará aos dados (Brockwell; Davis, 1991). Após o ajuste do modelo mais adequado, avalia-se as previsões obtidas quanto a sua acuracidade por meio do valor do “*Mean Absolute Percentage Error*” (MAPE), na qual, segundo melhores serão as previsões fornecidas pelo modelo proposto quanto menor for o valor do MAPE (Camelo *et al*, 2018; Box *et al*, 2015; Wooldridge, 2015).

Uma vez concluídas todas estas etapas, o modelo de previsão é utilizado e explorado.

3.3 RELAÇÃO ENTRE O MODELO DE PREVISÃO E A PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA NO CEARÁ (OBJETIVO "E")

A pesquisa buscou avaliar se os valores mensais da cesta básica foram influenciados pela variável exógena: a precipitação pluviométrica (C_t) mensal em Fortaleza. Para fazer essa verificação, utilizou-se duas estratégias. Como no Ceará as precipitações de chuvas se concentram nos primeiros semestres de cada ano, avaliou-se se houve diferença dos preços médios da cesta básica entre os dois semestres. Caso os valores da cesta básica fossem diferentes, a segunda etapa consistiu em fazer uma regressão simples.

3.3.1 Teste estatístico para avaliação da diferença semestral dos preços da cesta básica

Para avaliar se os valores das cestas básicas são diferentes, tomam-se os valores médios corrigidos das cestas básicas em cada semestre e aplica-se o teste de comparação entre médias (Bisquerra *et al.*, 2007). Os pares de comparação são os preços pelas cestas básicas nos primeiro semestres vis a vis aqueles pagos nos segundos semestres. Para isso, define-se m_1 (média dos



primeiros semestres, e m_2 como o preço média da cesta básica no segundo semestre. A hipótese nula (H_0) é que a diferença entre as médias dos dois semestres em confronto assume valor θ definida na equação (9):

$$H_0: m_1 - m_2 = \theta \quad (11)$$

Um caso interessante é quando se supõe que $\theta = 0$. Nesse caso, as médias dos dois grupos (os dois semestres) que compõem o contraste a ser testado são iguais. Neste estudo, em que os contrastes são construídos pelos valores médios corrigidos das cestas básicas em Fortaleza, espera-se que as médias sejam diferentes, ou $\theta \neq 0$. O teste de comparação das médias dos grupos, neste caso, é feito com o desconhecimento dos respectivos desvios padrões, mas com a possibilidade de eles serem estimados. Seguindo-se com o teste, define-se a variável \bar{d} , como a diferença estimada entre as duas médias (médias dos valores das cestas básicas nos primeiros semestres, subtraída das médias dessa variável nos segundos semestres). Estima-se o desvio padrão para as diferenças entre os pares do contraste que é definido por DP. A equação seguinte testa se as diferenças entre as médias dos grupos que contem “n” pares de contrastes que estão sendo testados se são iguais (cestas básicas nos primeiros semestres – cestas básicas nos segundos semestres), conforme está mostrado na equação (10):

$$t_{(n-1)} = (d - \theta)/(DP/n^{0,5}) \quad (10)$$

Lembrando que a hipótese a ser testada: é $\theta = 0$. Substituindo esse valor na equação (9), encontra-se o resultado para a estatística $t_{(n-1)}$. Na equação (9), a expressão $[t_{(n-1)}]$ se refere à distribuição estatística de “Student” com $(n - 1)$ graus de liberdades. A regra de decisão é: caso o valor calculado de $t_{(n-1)}$ seja menor do que o valor tabelado, aceita-se a hipótese de que as médias das duas variáveis são iguais, ou que a diferença entre elas é estatisticamente nula. Caso o valor calculado de $t_{(n-1)}$ seja maior do que o valor tabelado, rejeita-se a hipótese



nula e aceita-se a hipótese alternativa que as duas médias são estatisticamente diferentes ao nível de probabilidade do erro estabelecido, neste caso, de no máximo 5% ((Bisquerra, Sarriera, Martinez, 2007; Costa Neto, 2009; Fávero *et al.*, 2017; Monteiro, Lemos, 2019).

3.3.2 Teste estatístico para avaliar se as pluviometrias interferem nos preços da cesta básica

Tendo sido comprovado que os valores semestrais da cesta básicas são estatisticamente diferentes, a pesquisa testou se essa diferença se deveu à interferência das pluviometrias semestrais. Para tanto, se utiliza a equação (11) em que CB_t é o valor médio semestral da cesta básica em Fortaleza em cada semestre “t”; e CH_t tanto pode ser a média semestral das chuvas acumuladas em cada semestre, ou mesmo a pluviometria média semestral em cada ano em Fortaleza. A estimativa do parâmetro linear “ λ_0 ”, sendo estatisticamente diferente de zero, afere o valor médio da cesta básica, se não houver chuva no semestre “t” ou se o estimador do parâmetro angular “ λ_1 ” não for estatisticamente diferente de zero. Caso a estimativa para “ λ_1 ” seja estatisticamente diferente de zero, significa que as pluviometrias semestrais afetam os valores semestrais da cesta básica, e esse parâmetro pode ser entendido como elasticidade. A constante “e” se constitui na base dos logaritmos naturais. O termo aleatório “ ξ_t ”, por hipótese é ruído branco. Isso assegura que os coeficientes e podem ser estimados utilizando o método de mínimos quadrados ordinários (Gujarati & Porter 2011; Wooldridge, 2015).

$$CB_t = CH_t^{\lambda_1} e^{(\lambda_0 + \xi_t)} \quad (11)$$

3.4 METODOLOGIA DESENHADA PARA AFERIR O OBJETIVO “F”

Para aferir o nível de estabilidade/instabilidade das médias pluviométricas e das médias das cestas básicas, foi utilizado o coeficiente de variação (CV). Por



definição, o CV é medido por meio da relação percentual entre o desvio padrão (DP) e a média da variável aleatória observada. O CV pode ser utilizado para comparações entre variáveis de diferentes naturezas (GOMES, 1985; GARCIA, 1989). Desse modo, quanto maior o valor encontrado no CV, mais heterogênea ou mais instável será a variável estudada. Por outro lado, quanto menor o CV, mais homogênea ou estável será a ocorrência das chuvas no período sob investigação. O nível de estabilidade/instabilidade será medido conforme os parâmetros definidos por Gomes (1985) para experimentos agrícolas, apresentados no Quadro 2.

Quadro 2. Classificação do coeficiente de variação (CV)

Classificação do CV	Amplitude do CV (%)
Baixo	$CV < 10\%$
Médio	$10\% \leq CV < 20\%$
Alto	$20\% \leq CV < 30\%$
Muito alto	$CV \geq 30\%$

Fonte: Gomes, 1985

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A discussão dos resultados será feita na sequência em que são apresentados os objetivos da investigação.

4.1 RESULTADOS QUE SATISFAZEM OS OBJETIVOS "A" E "B"

Salienta-se que a pesquisa obteve o valor do salário mínimo real por mês, uma vez que o indexador utilizado foi o INPC mensal. Logo, os resultados encontrados para atender aos objetivos "a" e "b" são apresentados na Tabela 1. Onde verifica-se que o salário mínimo variou entre R\$ 390,55 em janeiro de 1995 a R\$ 1.335,79 em janeiro de 2023, com uma média de R\$ 962,06 e um $CV=30,09\%$, "muito elevado" na definição de Gomes (1985).

O valor médio da cesta básica no período estudado foi de R\$ 453,97. Em torno dessa média gravitaram valores que variaram de R\$ 316,58 em setembro de 1997 a R\$ 687,45 em janeiro de 2023, o que proporcionou um $CV= 20,73$,



considerado médio, aproximando-se de ser "alto" na escala traçada por Gomes (1985). A taxa de crescimento da cesta básica foi de 0,2% no período, inferior ao registada na variável do salário mínimo (0,03%). Provando enfim que ao longo dos quase 30 anos a relação cesta básica/salário mínimo se manteve praticamente estável.

De fato, o valor médio do rácio foi de 0,5, com valores mínimos e máximos de, respetivamente: 0,34 observado nos períodos de julho de 2007, janeiro de 2010 e fevereiro e março de 2012. Já a participação máxima da cesta básica no valor do salário mínimo foi de 1,12 em abril de 1995. Nessa época o salário mínimo do período (R\$ 70,00 a valores nominais) não era capaz de suprir a compra de ao menos uma cesta básica (R\$ 72,25 a valores nominais). O $CV=21,30$ da relação cesta básica/salário mínimo é classificado como "alto" na escala construída por Gomes (1985).

A precipitação média para o período foi de 65,19 mm com um coeficiente de variação de 119,93%, considerado "muito alto" na classificação de Gomes. Portanto, a pluviosidade teve uma instabilidade muito alta que fez com que os preços da cesta básica também oscilassem muito no período analisado.

Tabela 1. Estimativas das estatísticas descritivas e das taxas anuais de crescimento geométrico (TGC) da cesta básica de alimentos (CB), salário mínimo (SM) e da razão (CB/SM) em Fortaleza entre julho de 1994 a 2023

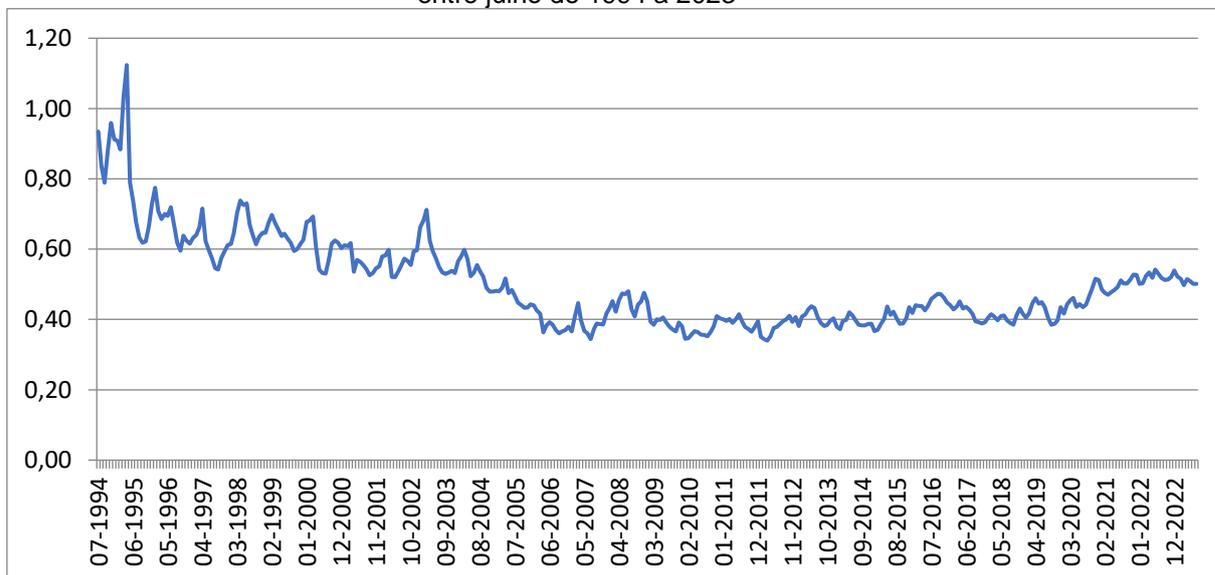
Estatísticas Descritivas					
Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	DP	CV
CB	316,58	697,45	453,97	94,09	20,73
SM	390,55	1.335,79	962,06	289,44	30,09
CB/SM	0,34	1,12	0,50	0,13	25,36
Estimativa de TGC					
	Constante			Coeficiente de Regressão	
Variáveis	Adj. R²	Valor	Sign.	Valor	Sign.
CB	0,712	4,231	0,000	0,002	0,000
SM	0,914	4,691	0,000	0,003	0,000
CB/SM	0,427	-0.460	0,000	-0,001	0,000

Fonte: Elaborado com base nos dados do DIEESE (2023)

A Figura 2 ilustra a trajetória da relação entre os preços anuais das cestas básicas e o salário mínimo em Fortaleza entre julho de 1994 e julho de 2023.



Figura 2. Trajetória da relação entre preço da cesta básica de Fortaleza e salário mínimo real entre julho de 1994 a 2023



Fonte: Elaborado com base em dados do DIEESE

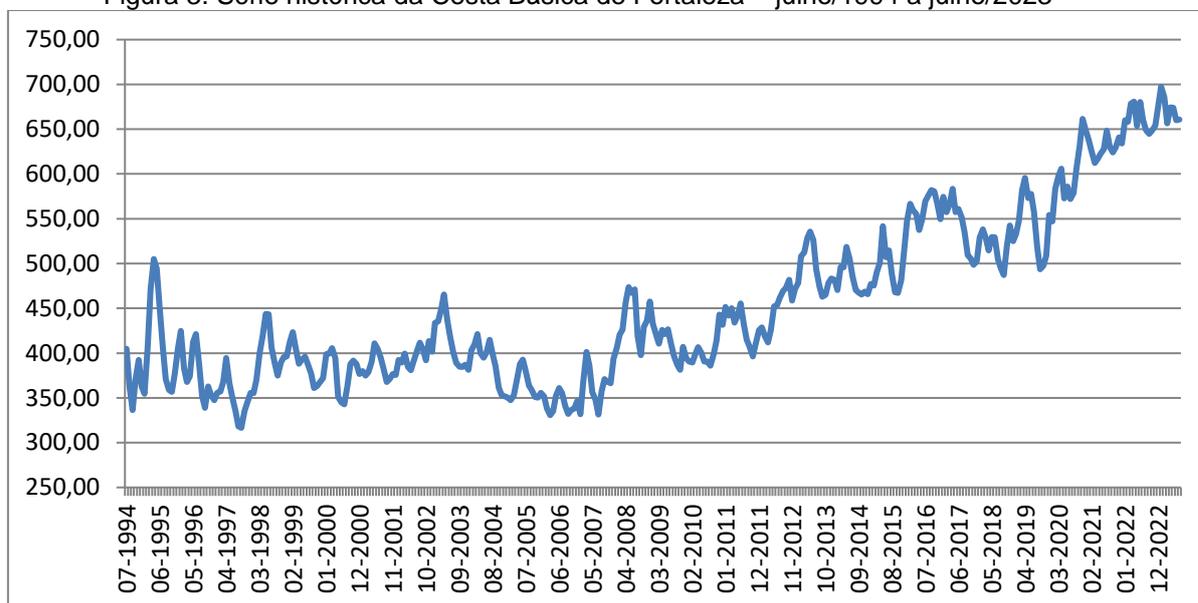
Nota: Valores atualizados pelo INPC mensal.

4.2 RESULTADOS ENCONTRADOS PARA ATINGIR OS OBJETIVOS "C" E "D".

A análise visual da série de preços da cesta básica mostrada na Figura 2 sugere que ela não era estacionária e necessitava de procedimentos de estacionarização para ser acionada. Esta característica foi confirmada quando foi realizado o teste de raiz unitária utilizando o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).



Figura 3. Série histórica da Cesta Básica de Fortaleza – julho/1994 a julho/2023

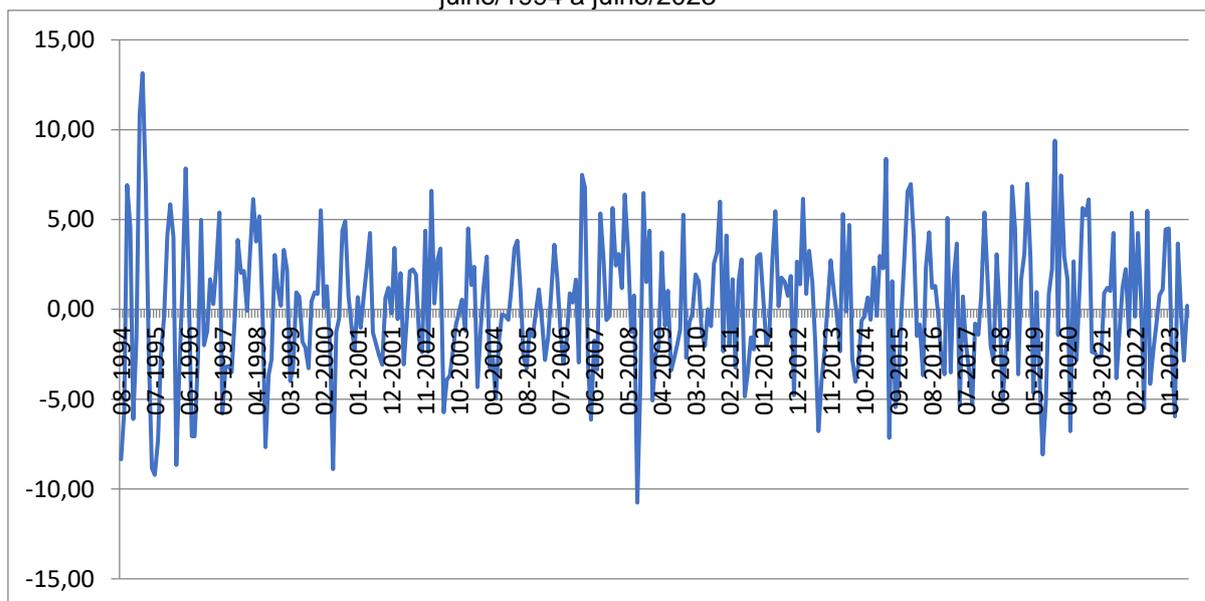


Fonte: Elaborado com base em dados do DIEESE

Nota: Valores atualizados pelo INPC mensal.

A estacionariedade da série ocorreu na primeira diferença, como ilustrado na Figura 4.

Figura 4. Série temporal da Cesta Básica de Alimentos de Fortaleza com primeira diferença – julho/1994 a julho/2023



Fonte: Elaborado com base em dados do DIEESE



Após a estacionarização das séries, os resultados encontrados nas estimações dos parâmetros dos modelos de previsão, bem como as estatísticas relevantes que garantem a robustez e parcimônia dos resultados encontrados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Modelos ajustados para as previsões da Cesta Básica de Fortaleza entre julho de 1994 a julho de 2023

Modelo Ajustado	Estatísticas
AR lag 1	0,542*
MA lag 1	0,368*
MA lag 2	0,134*
MA lag 3	0,259*
R ² Estacionario	0,142
R-quadrado	0,969
Ljung Box	11,0 ^{NS}
MAPE	2,919
MAE	2,692
MaxAE	13,324
BIC normalizado	2,533
R Pearson	0,984

Fonte: Elaborado com base em dados do DIEESE

Nota 01 *: significância 1%,

Nota 02 ^{NS}: não significante

Os resultados mostrados na Tabela 2 mostram que os ajustes, além de parcimoniosos, apresentaram resultados robustos do ponto de vista estatístico, requisitos importantes para a utilização do modelo na previsão do preço da cesta básica em Fortaleza. Observa-se também que, de acordo com o teste de Ljung Box, os resíduos resultantes do ajuste foram aleatórios (ruído branco), indo ao encontro do que prevê a literatura, como pode ser visto nas estatísticas geradas pelo teste de Ljung-Box que se mostraram não significativas.

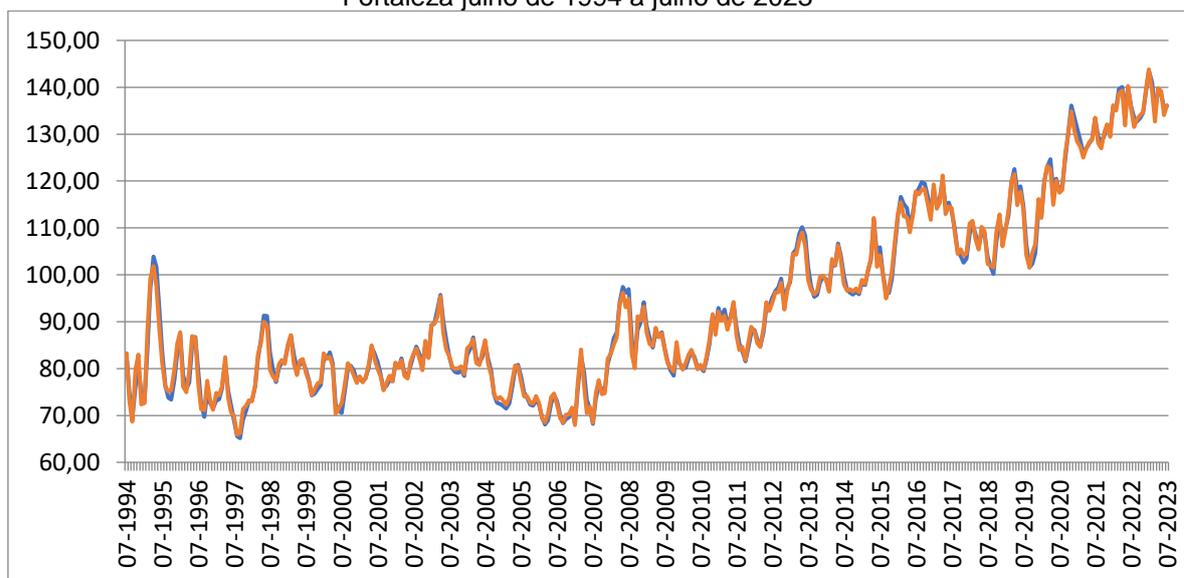
O MAPE apresentou valor de 2,919, de baixa magnitude. O coeficiente de determinação ($R^2 = 0,969$), a estatística BIC = 2,533, bem como a estimativa do coeficiente de correlação de Pearson entre os valores observados da série e os preditos pelo modelo da ordem de 0,984, complementam a informação de que o modelo ajustado é adequado para ser utilizado para previsão (Tabela 2).

As trajetórias dos valores observados e os valores previstos pelo modelo ajustado para a cesta básica são apresentados visualmente na Figura 3. Conforme apresentado na Tabela 1 em figuras e agora em termos de figuras, os



ajustes encontrados e que geraram os valores previstos apresentaram grande aderência.

Figura 5. Trajetórias das séries observadas e previstas no modelo para a cesta básica de Fortaleza julho de 1994 a julho de 2023



Fonte: Elaborado com base em dados do DIEESE

4.3 A RELAÇÃO ENTRE OS VALORES DA CESTA BÁSICA EM FORTALEZA E A PLUVIOSIDADE RESULTADOS QUE CONTEMPLAM O OBJETIVO “E”

Foram realizados dois testes, buscando avaliar se as pluviometrias semestrais eram iguais, que é a hipótese nula. No primeiro avaliou-se se as medias das pluviometrias semestrais eram iguais. No segundo teste foram feitas as comparações entre as médias das chuvas semestrais acumuladas em cada ano em Fortaleza. Os resultados mostraram que as pluviometrias médias e médias acumuladas nos primeiros semestres são numérica e estatisticamente maiores do que as observadas nos segundos semestres. Portanto, a hipótese nula foi rejeitada nesses dois casos, como se depreende das evidencias mostradas na Tabela 3;



Tabela 3. Diferenças entre os contrastes (semestre 1 – semestre 2) das pluviometrias acumuladas e médias, bem como dos preços das cestas básicas (CB)

Contrastes:	Semestres 1		Semestres 2		Dif. médias	Estatística t	GL	Sig.
	Médias	CV (%)	Médias	CV (%)				
Semestre1 – Semestre2								
Chuva	661,32	36,93	66,82	62,09	594,50	12,86	30	0,000
Acumulada								
Chuva Media	127,68	24,58	10,20	52,56	117,48	20,81	30	0,000
CB média	460,56	19,58	450,29	21,20	10,28	2,44	30	0,021

Fontes: Elaborado com base em dados do DIEESE e da FUNCEME

Nota: 95% de probabilidade fiducial, teste bilateral com 30 graus de liberdade

Tendo sido rejeitada a hipótese de que as pluviometrias semestrais foram iguais, testou-se se as pluviometrias semestrais, avaliadas em suas médias simples ou em suas medias acumuladas, afetaram os valores das cestas básicas. Os resultados desta etapa da pesquisa estão mostrados na Tabela 4.

Dos resultados mostrados na Tabela 4 depreende-se que os diferenciais de valores das cestas básicas nos dois semestres em Fortaleza, não guardam relação de causalidade com as médias semestrais ou com as chuvas médias acumuladas nos semestres, ao contrário das expectativas que nortearam a elaboração dessa pesquisa. Provavelmente porque boa parte dos itens que fazem parte da cesta básica não são produzidos na capital do Ceará.

Tabela 4. Relação entre os valores das cestas básicas e as médias das pluviometrias acumuladas por semestre em Fortaleza, entre julho de 1994 e julho de 2023

Variáveis	Constantes		Elasticidades		R ² Ajustados
	Valor	Sign.	Valor	Sign.	Valor
Ln(Chu. Acumulada)	6,079	0,000	0,005	0,811	-0,016
Ln(Chu. Média)	6,073	0,000	0,008	0,638	-0,013

Fonte: Elaborado com base em dados do DIEESE e da FUNCEME

O que os resultados mostraram é que tanto as pluviometrias semestrais, como as acumuladas semestrais são bastantes heterogêneas, como se depreende das magnitudes dos coeficientes de variação (CV) que é muito alto, no caso das pluviometrias acumuladas (CV = 36,93%) ou alta, no caso das médias das chuvas semestrais (CV = 24,58%). Os valores médios semestrais das cestas básicas, também apresentaram heterogeneidade elevada



(CV=19,58%), que é considerada média, com tendência a ser alta na escala proposta por Gomes (1985) (Tabela 4).

5 CONCLUSÕES

A pesquisa conseguiu captar um modelo parcimonioso para prever a projeção do preço da cesta básica a partir do período analisado. Conseguiu analisar a evolução da cesta básica do período, como também verificar que as precipitações pluviométricas influenciaram o preço dos alimentos que compõem a cesta básica. Foi verificado ainda a evolução da relação cesta básica em termos de salário mínimo. Contudo o estudo respondeu os questionamentos e atendeu os objetivos ora propostos.

A relação entre cesta básica e salário mínimo se manteve praticamente estável ao longo da trajetória, exibindo assim uma taxa de crescimento negativa de 0,1% de julho de 1994 a julho de 2023. A evolução dos preços da cesta básica ao longo dos anos é definida pelas oscilações do mercado. Boa parte dos itens que compõem a cesta básica de quem mora em Fortaleza é importada de fora do Estado e, para chegar às residências, encontra muitos obstáculos, como problemas nas áreas de produção, transporte, logística. Os produtos que fazem parte da cesta básica dos moradores desta cidade que não são importados (alimentos, principalmente) sofrem com as frequentes instabilidades pluviométricas do Nordeste onde se localiza a capital cearense.

Não obstante, a oscilação aferida pela TGC nos preços da cesta básica em Fortaleza ao longo do período analisado foi de 0,02%, observou-se crescimento do salário mínimo em torno de 0,03% sinalizando então que o salário mínimo, apesar de quase irrisório em termos percentuais, mas cresceu mais que a cesta básica. Logo, a evolução cesta básica/salário mínimo apresentou retração de 0,01%.

Ao contrário do que seria esperado, inclusive pelo senso comum, as oscilações das pluviometrias semestrais não afetaram as oscilações dos valores da cesta básica. As pluviometrias dos primeiros semestres, como esperado, são



bem superiores àquelas observadas nos segundos semestres. Os preços da cesta básica nos primeiros semestres, em média, são superiores aos observados nos segundos semestres. Desse resultado depreende-se que o fato dos itens que compõem a cesta básica não serem produzidos em Fortaleza, não poderiam receber as influencias das pluviometrias observadas nesta cidade. Este, não deixa de ser um resultado alentador, tendo em vistas que a instabilidade pluviométrica é a regra no Ceará. A conclusão de que essas instabilidades não afetam os valores da cesta básica é interessante, porque deve-se buscar em outras causas as variações dos preços desses itens essenciais.



REFERÊNCIAS

ANDRADE, Sarah Farias; DE MOURA PIRES, Mônica; FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. SEGURANÇA ALIMENTAR: UMA ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DOS ITENS DA CESTA BÁSICA. **Revista Desen. Bahia nº**, p. 31, 2011.

BOX, G. E., JENKINS, G. M., REINSEL, G. C., & LJUNG, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. John Wiley & Sons. 2015.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time Series Analysis, Forecasting and Control**. San Francisco: Holden-Day, 1976.

BRASIL. CONSELHO DELIBERATIVO DA SUDENE. **Delimitação do semiárido-2021**. Recife (PE). Relatório Final (Versão Preliminar). 2021. Disponível em: www.gov.br/sudene/pt-br/centrais-de-conteudo/02semiaridorelatorionv.pdf. Acesso em: 20 fev. 2023.

BROCKWELL, Peter J. et al. Multivariate Time Series. **Time Series: Theory and Methods**, p. 401-462, 1991.

CAMELO, Henrique Nascimento; LUCIO, Paulo Sérgio; LEAL JUNIOR, João Bosco Verçosa; CARVALHO, Paulo Cesar Marques. Proposta para previsão de velocidade do vento através de modelagem híbrida elaborada a partir dos modelos ARIMAX e RNA. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 33, p. 115-129, 2018.

DA SILVA, Darcio R. et al. Método híbrido de redes neurais e modelo ARIMA na previsão do custo da cesta básica na cidade de Ilhéus. **Revista Mundi Engenharia, Tecnologia e Gestão (ISSN: 2525-4782)**, v. 4, n. 3, 2019. DIEESE, Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. **Cesta básica nacional metodologia**. 2021.

FUNCEME, Fundação Cearense de Meteorologia. Plataforma de coleta de dados. 2023.

GARCIA, C. H. Tabelas para classificação do coeficiente de variação. Piracicaba: IPEF. 12p. (Circular técnica, 171). 1989. Disponível em: <https://www.ipef.br/publicacoes/ctecnica/171.pdf>

GOMES, Frederico Pimentel. **Curso de estatística experimental**. 1985.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 71. ed. New York: Stern School of Business, New York University. 2012.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica-5**. Amgh Editora, 2011.



IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Brasília, DF. Disponível em: http://www.ibge.org.br/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca.

HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; JUDGE, G.G.. **Econometria**. São Paulo, SP. Editora Saraiva. 5ª Edição, 2003.

LEMOS, José de Jesus Sousa. **Vulnerabilidades induzidas no semiárido**. 2020.

LEMOS, J. J.; BEZERRA, F. N. R. Interferência da instabilidade pluviométrica na previsão da produção de grãos no semiárido do Ceará, Brasil. **Braz. J. of Develop**. Curitiba, v. 5, n. 9, p. 15632-15652, sep. 2020.

MELO, R. F. de, SIMOES, W. L., PEREIRA, L. A., BRITO, L. D. L., FERREIRA, E. P., de BARROS, L. C., & RIBEIRO, P. D. A. Água para o fortalecimento dos sistemas agrícolas dependentes de chuva. In: Melo, R.F., Voltolini, T.F. Agricultura familiar dependente de chuva no semiárido. EMBRAPA Semiárido. p.188 – 228. 2019.

MOHAMMED, Ruqayah; SCHOLZ, Miklas. Climate change and water resources in arid regions: uncertainty of the baseline time period. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 137, n. 1-2, p. 1365-1376, 2019.

MONTEIRO, A. P.; LEMOS, J.J.S. Desigualdades na distribuição dos recursos do Pronaf entre as regiões brasileiras. **Revista de Política Agrícola**. Ano XXVIII – No 1 – Jan./Fev./Mar. 2019.

PAIVA, E. C. de, Araujo, J. A., Barbosa, G. dos S., & Costa, E. M. C. Convergência dos preços: uma análise para as cestas básicas nas capitais do Brasil. **Revista Econômica Do Nordeste**, 48(4), 91–105. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/ren/article/view/> Acesso em 12 set. 2023.

SALVIANO, Jamile Ingrid de Almeida; PRAXEDES, Antônia Luana Fernandes; LEMOS, José de Jesus Sousa. **Sinergias entre as instabilidades pluviométricas e a produção de lavouras de sequeiro no semiárido cearense**. 2020.

SILVA, Michele Dreger Vasconcelos; DE MOURA PIRES, Mônica; FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. Análise da interdependência entre os preços da cesta básica das capitais do nordeste. **Reflexões Econômicas**, v. 1, n. 1, p. 219-247, 2015.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory econometrics: A modern approach**. Cengage learning, 2015.