

ANÁLISE SAZONAL PARA A SÉRIE E OS COMPONENTES DO CUSTO DA CESTA BÁSICA DE LAVRAS, MG.

Seasonal Analysis for the series of Cost of the Basic Food Basket of Lavras, MG, and its components

RESUMO

Os efeitos sazonais, provocados por oscilações climáticas e variações naturais de demanda e oferta, têm influenciado o preço de diversos produtos agrícolas, fazendo com que muitas vezes a oscilação desses preços seja, erroneamente, relacionada a outros fatores. Na tentativa de conhecer melhor como funciona a influência do fator sazonal nos preços dos produtos agrícolas, objetivou-se neste trabalho analisar o comportamento sazonal da série do Custo Total da Cesta Básica para o município de Lavras, MG e de seus componentes, além de se fazer uma comparação entre o ajuste direto e indireto ao dessazonalizar a série do Custo Total da Cesta Básica. Os dados foram obtidos por meio do Departamento de Administração e Economia da UFLA e compreendem o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. A base de dados é formada pelas séries históricas dos 17 produtos que compõem a Cesta Básica de Lavras, mais a série do custo total da Cesta Básica. Pelos resultados observou-se que onze das dezoito séries analisadas apresentaram sazonalidade identificável, sendo que para cada uma delas ajustaram-se modelos Sarima. Por fim, ao comparar a forma direta e indireta de se retirar a sazonalidade da série comprovou-se que a forma direta é a mais eficaz.

Pedro Luiz Costa Carvalho
Mestrando em Administração pela Universidade Federal de Lavras
pcostacarvalho@yahoo.com.br

Thelma Sáfyadi
Professora do Departamento de Ciências Exatas da Universidade Federal de Lavras
safadi@ufla.br

Marcelo Inácio Ferreira Ferraz
Professor do Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas da Universidade Estadual de Santa Cruz
mferraz@uesc.br

Recebido em 24.4.09. Aprovado em 19.8.10
Avaliado pelo sistema blind review
Avaliador científico: Ricardo Pereira Reis

ABSTRACT

The effects of seasonal fluctuations caused by weather and natural fluctuations in demand and supply have influenced the price of various agricultural products, leading many times to an oscillation of prices to be mistakenly linked to further factors. In an attempt to better understand how the influence of the seasonal factor works for the prices of agricultural products, this paper has the objective of analyzing the seasonal behavior the Cost of Basic Basket series (basic food) in Lavras, MG, and its components, besides making a comparison between the direct and indirect form of the deseasonalize the series of Cost of Basic Basket. The data were obtained from the UFLA Department of Administration and Economics and cover the period from January 1995 to December 2005. The database consists of the time series of the 17 products that make up the Food Basket of Lavras, plus the series of the Cost of Basic Basket. The results elicited that eleven of the eighteen series analyzed presented identified seasonality, and then for each series models Sarima were adjusted. Finally, by comparing in a directly and indirectly way the removal of seasonality of the series, the research proved that the direct way is more effective.

Palavras chaves: Ajuste direto, ajuste indireto, cesta básica, sazonalidade, X-12 Arima.

Key words: Direct adjustment, indirect adjustment, basic basket, seasonality, X-12 Arima.

1 INTRODUÇÃO

A análise de série temporal tem se constituído como um dos principais instrumentos de análise em diversas áreas do conhecimento como a engenharia, economia, física, meio ambiente, turismo, psicologia, entre outras, em que os fenômenos estão associados ao tempo. De acordo com Morettin e Toloí (2004) uma série temporal é uma coleção de observações feitas sequencialmente ao longo

do tempo. A característica mais importante desse tipo de dados é que as observações vizinhas são dependentes e está-se interessado em analisar e modelar essa dependência.

Conforme Morettin e Toloí (2004), o objetivo da análise em séries temporais é constituir modelos para a série, com propósitos determinados, tais como descrever apenas o comportamento da série, investigar o mecanismo gerador da série temporal, fazer previsão de valores futuros e procurar periodicidades relevantes nos dados. A maioria

dos padrões das séries temporais pode ser descritos por duas classes básicas de componentes: tendência e sazonalidade. A primeira representa um componente geral linear ou na maioria das vezes, não linear, que altera em função do tempo e não se repete dentro da amplitude de estudo. A segunda tem natureza semelhante, no entanto, se repete por intervalos sistemáticos de tempo.

Essa repetição sazonal ocorre com mais frequência em séries econômicas, em especial as de produtos agrícolas já que são afetados por variações sazonais que ocorrem direta ou indiretamente, tais como: efeitos climáticos, fatores culturais e econômicos. Assim, essas variações podem influenciar no preço final do Custo da Cesta Básica. A Cesta Básica, também, conhecida como Cesta Básica Nacional ou ainda Ração Essencial Mínima, foi criada pelo decreto de lei 399, de 7 de maio de 1938, e determina o consumo de alimentos necessário para um adulto, durante um mês de trabalho. Entretanto essa Cesta sofre algumas diferenças de região para região dependendo da facilidade ou dificuldade de obtenção de alguns produtos. Em Lavras, por exemplo, a Cesta Básica reflete o consumo necessário para uma família de 04 pessoas. Nesse sentido, o estudo da sazonalidade tem grande relevância na medida em que mensura as distorções nos preços dos produtos e consequentemente no valor final da Cesta Básica.

Pretende-se, aqui analisar o comportamento sazonal da série do Custo Total da Cesta Básica para o município de Lavras, MG e de todos os seus componentes. Além disso, ajustar-se-á um modelo sazonal para cada série cuja sazonalidade for identificável e realizar-se-á a comparação entre a forma direta e indireta de se dessazonalizar a série do Custo Total da Cesta Básica.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Cesta Básica

Segundo o Decreto Lei 399 de 7 de maio de 1938 (BRASIL, 1938), todo trabalhador adulto tem direito a uma quantia mínima de alimentos, a chamada ração essencial mínima. Para estabelecer os itens que compõem a cesta básica (ração essencial mínima), foi realizado um estudo censitário em diferentes localidades e coletadas informações junto às empresas de várias regiões por meio das Comissões de Salários Mínimo, criadas antes da instituição do salário mínimo pela lei nº 185 de 14 de janeiro de 1936.

Na determinação dessa ração, os alimentos foram divididos em doze grupos de acordo com suas características. Exceção apenas para os grupos do leite e do ovo; enquanto o primeiro é considerado essencial devendo

fazer parte de qualquer tipo de ração, o segundo é considerado um produto extra, podendo ser incluído, dependendo da facilidade de aquisição. Para os outros dez grupos existe a possibilidade de substituição dentro de cada grupo. O Decreto-lei 399 dividiu o Brasil em três regiões e instituiu para cada região um tipo de ração com produtos e quantidades específicas, mas sempre considerando quantidades de elementos nutricionais aproximadamente constantes como: calorias, proteínas, cálcio, ferro e fósforo.

Em janeiro de 1959, o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio Econômicos – DIEESE – passou a coletar e divulgar mensalmente os custos da ração essencial para o município de São Paulo e, com a criação dos escritórios regionais do DIEESE o acompanhamento da Ração Essencial Mínima foi sendo implantado nas principais capitais brasileiras permitindo assim o acompanhamento para cada uma das capitais, da variação mensal dos preços de cada produto, do custo mensal de cada um deles e de quantas horas um indivíduo, ganhando salário mínimo, precisa para comprá-los.

Além do DIEESE, a Ração Alimentar Mínima é atualmente calculada para diversas cidades do Brasil, por diversas instituições que calculam índices de preços ou ainda prefeituras, associações de consumidores, universidades, etc. Em algumas localidades são também calculadas cestas básicas com a incorporação de produtos buscando retratar a realidade local.

Em Lavras, o Departamento de Administração e Economia – DAE – da Universidade Federal de Lavras – UFLA – calcula o valor da Cesta Básica e dos 17 produtos que a compõem, representando o que seria necessário para manter uma família de quatro pessoas. Os 17 produtos relacionados para a região de Lavras possuem praticamente a mesma quantidade de calorias, proteínas, cálcio, ferro e fósforo das demais regiões. Entretanto, não são necessariamente os mesmos produtos das outras regiões devido à facilidade de obtenção na região, condições climáticas e as características do solo. Por essa razão, os 17 produtos componentes da Cesta Básica de Lavras representam os produtos de maior facilidade de obtenção na região, mas sem prejudicar os elementos nutricionais necessários. Outro ponto importante refere-se, a quantidade de cada produto dentro da Cesta Básica. Também podem ocorrer diferenças de região para região dependendo dos mesmos motivos já citados anteriormente. Sendo assim, há diferenças quanto aos produtos e quanto as respectivas quantidades. Na Tabela 1 estão os produtos e suas respectivas quantidades que fazem parte da Cesta Básica de Lavras, MG.

TABELA 1 – Componentes da Cesta Básica do Município de Lavras, MG.

Alimentos	Quantidade Mensal (Kg)
Açúcar	6,17
Arroz	12,86
Banana	13,89
Batata	9,44
Café	0,5
Carne Bovina	5,08
Carne de Frango	15,46
Farinha de Trigo	0,59
Feijão	4,12
Laranja	46,59
Leite	17,4
Macarrão	1,87
Manteiga	2,05
Óleo	7,07
Ovos	1,79
Pão	6,43
Tomate	10,46

Fonte: Departamento de Administração e Economia da UFLA

2.2 Séries Temporais

Uma série temporal, também chamada série cronológica ou histórica, pode ser definida como a realização de um processo estocástico, sendo esse uma sequência de variáveis aleatórias no tempo. Segundo Morettin e Tolo (2004), uma série temporal é um conjunto de observações compreendidas sequencialmente no tempo.

Uma série temporal é basicamente composta por tendência e sazonalidade. A tendência refere-se, a uma propensão de aumento ou diminuição linear, ou em alguns casos não linear, da série em estudo. Essa característica pode se alterar no decorrer no tempo, mas dificilmente se repete dentro de um período. A sazonalidade também causa um aumento ou uma diminuição na série, contudo essas alterações ocorrem com maior velocidade e se repetem dentro de um período, geralmente um ano. Esses dois componentes gerais de séries temporais coexistem em problemas reais. Sendo assim as observações de uma série temporal, podem ser decompostas em tendência (T_t), componente sazonal (St) e um erro aleatório (at), conforme observa-

se no modelo (1) para o caso dessas componentes serem independentes (aditiva):

$$Z_t = T_t + St + at \quad (1)$$

porém, quando essas três componentes são dependentes o que ocorre com frequência em séries econômicas, o modelo é expresso de forma multiplicativa, como segue:

$$Z_t = T_t \cdot St \cdot at \quad (2)$$

Os dois objetivos do estudo da sazonalidade em séries temporais, de acordo com Pierce (1980) são: a análise da sazonalidade propriamente dita e a remoção da sazonalidade da série para depois estudá-la em seus demais aspectos. No contexto dos modelos de ajuste sazonal, costuma-se classificar a sazonalidade como estável e móvel. Segundo Carzola (1986) e Dagum (1974), o movimento sazonal é dito estável quando pode ser representado por uma função estritamente periódica. Quando a periodicidade for de um ano e o modelo aditivo, os fatores sazonais serão 12 constantes que somam zero (no modelo multiplicativo essas constantes somam 12). A sazonalidade móvel ocorre quando as amplitudes sazonais mudam ao longo do tempo.

Um dos métodos mais simples e usados para a análise da sazonalidade é a decomposição espectral das séries em série de Fourier. Nessa análise, é como se colocasse a série em um prisma com a finalidade de identificar o tamanho das ondas e a importância dos componentes cíclicos. Dessa forma, flutuações sazonais de diferentes comprimentos podem ser identificadas e testadas. (JENKINS; WATTS, 1968; PRIESTLEY, 1981; SHUMWAY, 1988; WEI, 1989).

Entretanto, no decorrer dos anos e com o avanço tecnológico promovido pelos computadores cada vez mais potentes, vários outros métodos mais sofisticados e completos foram criados. Alguns dos precursores nesse avanço foram: o Método X-11 desenvolvido pelo U.S. Bureau of the Census e o Método X-11-ARIMA, desenvolvida pelo Statistics Canadá. Essas duas versões tornaram-se muito populares devido, principalmente, às facilidades de aplicações e aos bons resultados obtidos com o ajuste de séries econômicas. E, com isso, passaram a ser utilizados por agências governamentais e não governamentais de diversos países.

Mais recentemente, em 1996, o Bureau do Censo dos EUA lança uma nova versão do programa denominada X-12-ARIMA, que incorpora melhorias aos métodos X-11

e X-11-ARIMA como maior possibilidade de escolha de modelos, mais opções de ajustamento sazonal e novos testes diagnósticos.

Segundo Findley et al. (1998), as principais melhorias introduzidas no procedimento de ajuste sazonal pelo método X-12-ARIMA são: 1) maior capacidade para modelar o efeito calendário através do uso dos modelos de regressão RegARIMA, com erros ARIMA. Para tanto, são disponibilizadas variáveis regressoras pré-determinadas ou definidas pelo usuário; 2) Inclusão de novas formas de diagnósticos para auxiliar na modelagem, na seleção e na avaliação da qualidade do ajuste sazonal; 3) capacidades adicionais para trabalhar com um grande número de séries e determinar as que têm ajustes problemáticos; 4) uma nova interface de usuário.

O núcleo do procedimento X-12-ARIMA é o procedimento de ajuste sazonal X-11, que é composto por treze passos, que são repetidos duas vezes, ao longo dos quais são aplicados diferentes tipos de filtros de médias móveis centradas para a série estendida pelos modelos RegARIMA. A estrutura básica do Método X-12-ARIMA pode ser visualizada através do diagrama a seguir:

Os modelos RegARIMA combinam as técnicas da análise de regressão e das séries temporais para produzir melhores previsões do que seria obtido por cada um separadamente. Supondo um modelo de regressão com a seguinte forma:

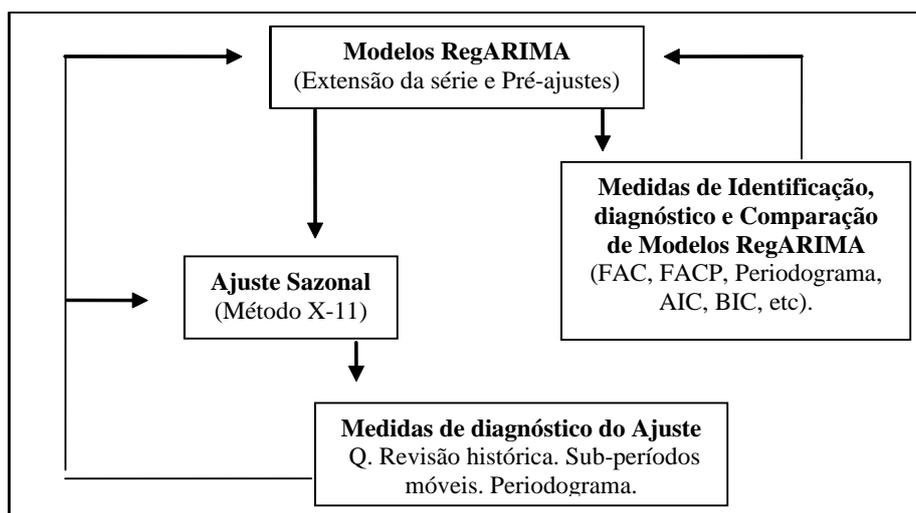
$$Y_t = \sum \beta_i X_{it} + Z_t \quad (3)$$

em que: Y_t é a série temporal dependente; X_{it} são as variáveis explicativas observadas em tempo contemporâneo com Y_t ; $\hat{\alpha}_i$ são os parâmetros das variáveis explicativas observadas em tempo contemporâneo com Y_t e, Z_t é a série de erro observado em tempo contemporâneo com Y_t .

O Método X-12 ARIMA, na identificação dos modelos RegARIMA, disponibiliza as seguintes estatísticas e medidas: Função de Autocorrelação (FAC) e Função de Autocorrelação Parcial (FACP), para os resíduos dos modelos; Estatística Q de Ljung-Box, para maior detalhes ver Box e Jenkins (1990); Nível de erro absoluto em porcentagem para cada um dos três últimos anos e para toda a série; Periodograma para detecção de sazonalidade e efeito de dias de negócios nos resíduos; Teste de normalidade para os resíduos (curtose, assimetria e autocorrelação); Critérios de informação para seleção de modelos (Akaike Information Criterion – AIC, Hannan-Quinn e Bayesian Information Criterion – BIC).

Para captar os efeitos de dias de negócios, páscoa, ano bissexto e **outlier**, o Método X-12-ARIMA disponibiliza uma série de variáveis regressoras pré-definidas. A qualidade do ajuste é avaliada considerando as estatísticas M e Q, utilizadas no Método X-11 em conjunto com duas novas medidas os Subperíodos móveis e as Revisões Históricas. Segundo Morry e Chhab (1998), os subperíodos móveis são utilizados como medidas para avaliar a estabilidade das estimativas de um ano para o outro. Esse procedimento de diagnóstico disponibiliza uma

QUADRO 1 – Estimativa do Método X-12 ARIMA.



Fonte: Adaptado de Findley et al. (1998).

série de estatísticas para comparar os sub-períodos considerados. Nas revisões históricas, são comparados os dados ajustados para um mesmo mês, quando são utilizados dois períodos de ajustes diferentes.

Na literatura existem alguns autores que têm se atentado para esse fator sazonal em séries econômicas. Dentre Carvalho et al. (2008), usaram as técnicas do Método X-12 ARIMA para ajustar as séries do Índice de Preços Recebidos (IPR) e do Índice de Preços Pagos (IPC) pelos produtores rurais de Lavras, MG, no período de 1996 a 2005, comprovaram a existência de sazonalidade significativa no Índice de Preço Recebido e em alguns de seus componentes.

Ferraz e Safadi (2007) estudaram a sazonalidade do Custo da Ração Essencial Mínima na região metropolitana de quatro capitais brasileiras: Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre. A análise foi realizada em dois períodos diferentes sendo que o primeiro período foi antes do plano real e o segundo após o plano real.

Também Camargo Filho e Mazzei (1992) analisaram o comportamento dos preços de alguns legumes e verduras no período de 1983-88, usando como deflator o dólar médio mensal. Foram analisados os preços da alface, abobrinha, cenoura, pepino, pimentão, repolho, tomate e vagem. Para estimar a variação sazonal, utilizou-se um procedimento baseado em médias móveis centradas e o método X-11.

Ainda Sueyoshi et al. (1992) estudaram a tendência e a sazonalidade do dispêndio com alimentação no domicílio (Cesta de Mercado), expresso em salários mínimos. Utilizando o Método X-11, verificou-se redução da amplitude sazonal no subperíodo de 1986-90 em relação aos subperíodos 1974-78 e 1980-84. Apurou-se também diminuição no dispêndio, da ordem de 0,2 salário mínimo, do último subperíodo em relação aos demais. Também ajustaram-se modelos ARIMA aos dados sazonalmente ajustados, em cada subperíodo da série, que permitiram prever o comportamento da tendência do dispêndio para 1991.

3 METODOLOGIA

Os dados utilizados para essa pesquisa foram obtidos através do Departamento de Administração e Economia – DAE – da Universidade Federal de Lavras – UFLA. A base de dados adotada representa observações mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 e é formada por 17 séries que compõem o Custo da Cesta Básica para o município de Lavras, MG, mais a própria série do Custo da Cesta, totalizando, então, 18 séries.

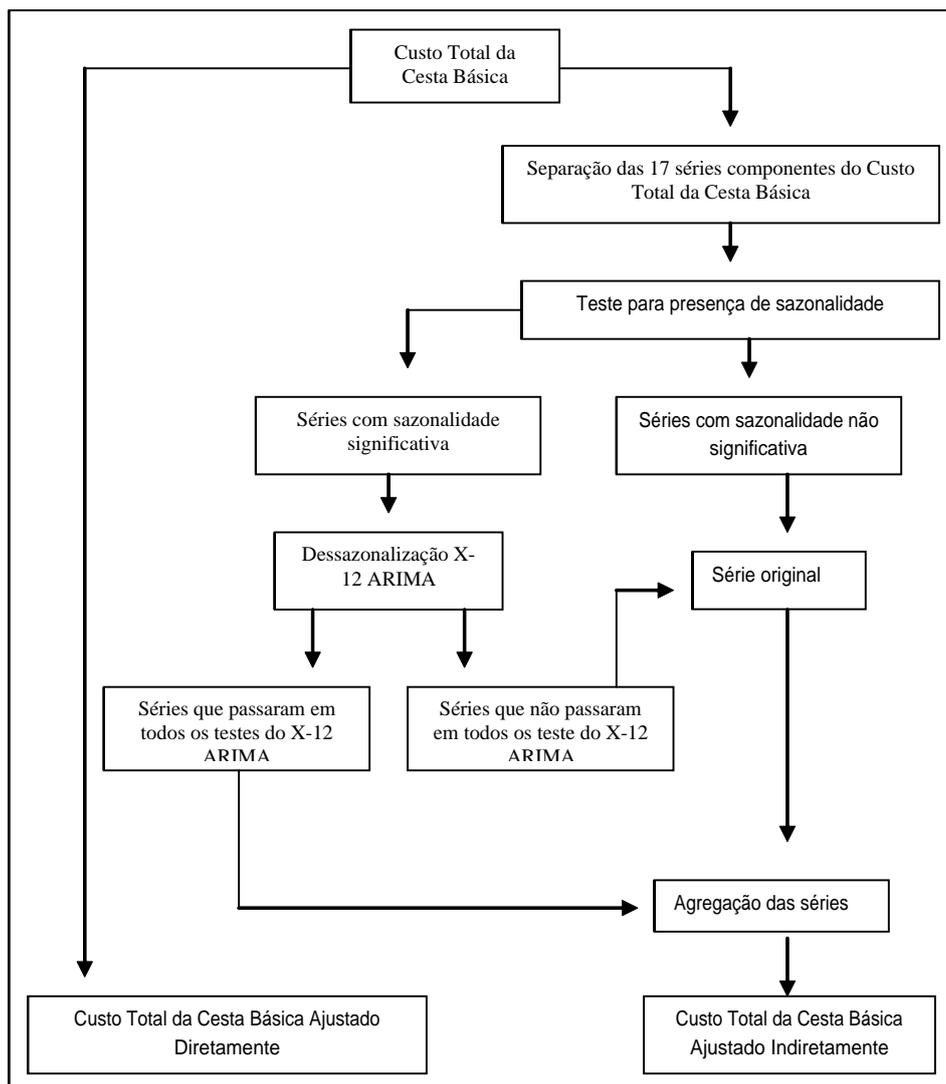
Para realização da análise utilizou-se do software gratuito R e Demetra. O Demetra contém a metodologia do Método X-12 ARIMA. Esses dois softwares podem ser baixados gratuitamente na internet, respectivamente, nos seguintes endereços: <http://cran.rproject.org/> e <http://forum.europa.eu.int/irc/dsis/eurosam/info/data/demetra.htm>.

Conforme proposto por Carvalho et al. (2008), as séries sofreram duas formas de ajustamento sazonal (direto e indireto), visando verificar se existem diferenças significativas em dessazonalizar diretamente a série do Custo da Cesta Básica ou somente as séries componentes para, em seguida, formar novamente a série do Custo da Cesta já sem sazonalidade.

Para realizar o ajustamento direto, submete-se somente a série do Custo da Cesta Básica à metodologia de dessazonalização. Essa metodologia consiste em realizar uma análise preliminar na série através da construção de gráficos, buscando com isso identificar mudanças abruptas no tempo, tipo de decomposição e se há presença de **outliers**. Além disso, fazem-se os testes para presença de sazonalidade, tais como: Teste F e Teste de *Kruskal-Wallis* para sazonalidade estável, Teste para sazonalidade móvel e Teste para sazonalidade identificável. O Teste para sazonalidade identificável combina os dois testes para sazonalidade estável com o teste para sazonalidade móvel e, tem por objetivo determinar se a sazonalidade é identificável ou não. Para maiores detalhes de como funcionam esses testes ver Lothian e Morry (1978). Ao final, obtém-se a série ajustada sazonalmente e, em seguida, realiza-se a avaliação do ajuste, através do teste de Ljung-Box sobre os resíduos, teste para Curtoses, erro de previsão, porcentagem de **outliers**, teste das estatísticas combinadas de M e Q e o gráfico da função de autocorrelação dos resíduos.

A forma indireta é obtida em quatro etapas: 1º) verificar quais das 17 séries componentes do Custo Total da Cesta apresentaram sazonalidade identificável nos mesmos moldes do ajustamento direto; 2º) retirar a sazonalidade das séries que a apresentaram, incluindo as séries cuja sazonalidade foi provavelmente não identificável ou provavelmente identificável; 3º) verificar as quais séries, cuja sazonalidade foi retirada, passaram em todos os testes do método X-12 ARIMA; 4º) fazer o somatório das séries sem sazonalidade e que passaram em todos os testes, mais as séries restantes.

Os dois tipos de ajustamento são mais bem visualizam-se no Quadro 2:

QUADRO 2 – Resumo para obtenção do ajuste direto e indireto.

Fonte: elaborado pelos autores

Por fim, compara-se qual ajustamento sazonal foi melhor, através do Teste da Sazonalidade Constante. O melhor ajustamento será aquele que apresentar menor porcentual de sazonalidade constante, na série sazonalmente ajustada e um maior grau de suavização.

$$V_{TX} = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m (TXA_t - TXM)^2 \quad (4)$$

em que:

V_{TX} = Variância da taxa de mudança da série ajustada,

$TXM = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m TXA_t$ = Taxa de mudança média da série ajustada,

m = número de taxas de mudanças,

$TXA_t = \frac{(VAA_t - VAA_{t-1})}{VAA_{t-1}} \cdot 100$ = Taxa de mudança,

VAA_t = Valor Ajustado Atual do período t .

Portanto, quanto menor for o valor de V_{TX} , maior será o grau de suavização da série ajustada sazonalmente.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

a. Obtenção da Forma Direta

Para verificação da existência da sazonalidade e, posteriormente, ajuste do modelo fez-se a decomposição e

análise da tendência das 17 séries componentes da Cesta Básica do Município de Lavras, MG, mais a série do Custo Total da Cesta Básica. Os gráficos originais, para as 18 séries em estudo, visualizam-se na pela Figura 1. Através do gráfico da amplitude sazonal versus o da tendência anual verificou-

se que 16 produtos possuem inclinação diferente de zero, ou seja, apresentaram modelo multiplicativo. Somente as séries da carne bovina e do ovo apresentaram inclinação igual a zero, caracterizando, assim, um modelo aditivo. Com relação à tendência, apenas a série do tomate não a apresentou.

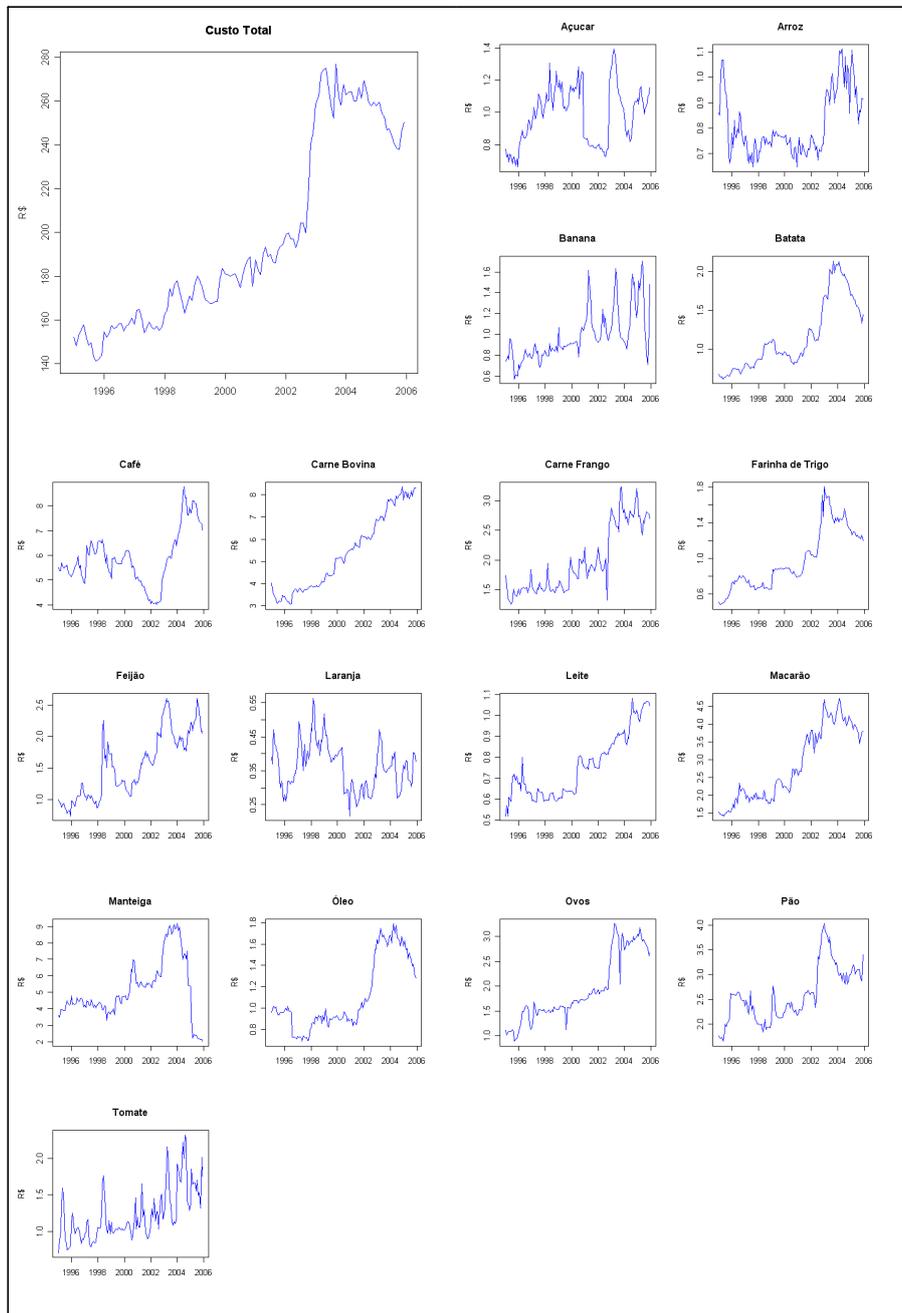


FIGURA 1 – Gráficos originais das 18 séries em estudo

Em seguida, realizou-se a análise da sazonalidade através dos seguintes testes: Teste F para sazonalidade estável, Teste de Kruskal-Wallis para sazonalidade estável, Teste para sazonalidade móvel e Teste para sazonalidade identificável. Os valores desses testes estão resumidos na Tabela 2, sendo que as séries que apresentaram sazonalidade identificável ou provavelmente não identificável foram: açúcar, arroz, café, carne bovina, carne de frango, farinha de trigo, laranja, leite, ovos, tomate e custo total da cesta.

Finalmente, fez-se o ajuste de um modelo SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) para as séries que apresentaram sazonalidade identificável, utilizando-se o modo padrão do X-12 ARIMA (Tabela3). Para isso, todas as séries sofreram correção da média para que os resíduos dos modelos tivessem uma distribuição aproximadamente normal, em torno de uma média constante. Além disso, todas as séries, exceto a da carne bovina e a do ovo,

sofreram transformação logarítmica. Por fim, eliminou-se o efeito de calendário como dias de negócio, feriados e ano bissexto, pois, na maioria das vezes, influenciam as séries econômicas e quando eliminados tendem a melhorar o ajuste (Tabela 4).

As estatísticas de diagnóstico são de grande importância para comprovar a qualidade e a representatividade do modelo escolhido. Seus valores estão na Tabela 4, e será feita uma análise conjunta para todas as séries que apresentaram sazonalidade identificável ou provavelmente não identificável.

Conforme informações da Tabela 4, pode-se analisar os modelos sazonais ajustados para os componentes da Cesta Básica de Lavras. A seguir será feita uma análise dos principais pontos das estatísticas de diagnóstico.

Os fatores de regressão como dias de negócio, feriados e ano bissexto não foram encontrados para a série do café, da carne de frango, do leite, do tomate e do custo total.

TABELA 2 – Testes para verificação da sazonalidade.

	Teste F Sazonalidade Estável	Teste Sazonalidade Estável Kruskal Wallis	Teste Sazonalidade Móvel	Teste Combinado Sazonalidade Identificável
	p-valor	p-valor	p-valor	
Açúcar	0.0000	0.0001	0.8697	Identificável
Arroz	0.0000	0.0000	0.0288	Identificável
Banana	0.0001	0.0000	0.0217	Não Identificável
Batata	0.0000	0.0000	0.0000	Não Identificável
Café	0.0000	0.0000	0.0039	Identificável
Carne Bovina	0.0000	0.0000	0.0022	Identificável
Carne de Frango	0.0000	0.0000	0.3823	Identificável
Farinha de Trigo	0.0001	0.0000	0.1932	Identificável
Feijão	0.0104	0.0082	0.2088	Não Identificável
Laranja	0.0000	0.0000	0.2330	Identificável
Leite	0.0000	0.0000	0.1188	Identificável
Macarrão	0.0570	0.0752	0.5169	Não Identificável
Manteiga	0.0131	0.0015	0.0000	Não Identificável
Óleo	0.2037	0.3231	0.3213	Não Identificável
Ovos	0.0000	0.0000	0.0134	Identificável
Pão	0.0012	0.0039	0,1009	Não identificável
Tomate	0.0000	0.0000	0.1470	Identificável
Custo Total	0.0000	0.0000	0.7185	Identificável

Nota: Significâncias adotadas: sazonalidade estável 0,1% (0,001); Kruskal Wallis 1%(0,01); sazonalidade móvel 5%(0,05).

Fonte: elaborado pelos autores

TABELA 3 – Ajuste dos modelos SARIMA(p,d,q)(P,D,Q).

	Diferença		P		q			Q
	d	D	1	2	1	2	3	1
Açúcar	1	1	-0,0796	0,0483	-	-	-	0,8330
Arroz	1	1	0,3025	0,4841	0,0959	0,5008	-	0,8900
Café	1	1	0,1602	-0,0427	-	-	-	1,0000
Carne Bovina	1	1	-0,0113	-0,0907	-	-	-	0,9994
Carne de Frango	1	1	-	-	0,1292	0,4343	-	0,9996
Farinha de Trigo	1	1	-	-	-0,2765	-0,3482	-	0,9984
Laranja	1	1	-	-	0,1664	-0,0123	-	0,9977
Leite	1	1	-	-	0,4063	-0,0292	0,2923	0,8368
Ovos	1	1	-1,1226	-0,4907	-1,6316	-1,0000	-	0,9992
Tomate	0	0	0,8561	-0,1726	-	-	-	-
Custo	1	1	-	-	-0,1492	-	-	1,0000

Notas: p: coeficiente do operador autoregressivo; q: coeficiente do operador da médias móveis; d: diferença; D: diferença sazonal; Q: coeficiente do operador de médias móveis sazonais

Fonte: elaborado pelos autores

TABELA 4 – Resumo das estatísticas de diagnóstico.

Produtos	DCP	TFM	F.R.	A. B.	Páscoa	Ljung-Box	Curtoses	Erro Previsão	M	Q
						[0 ; 51,20]	[1,59 ; 4,41]	[0;15]%		
Açúcar	Mult	Log	7	Sim	-	25,20	3,30	4,39%	0,77	0,83
Arroz	Mult	Log	7	Sim	-	20,63	4,32	8,81%	0,50	0,55
Café	Mult	Log	-	Não	-	29,63	4,40	14,99%	0,45	0,50
Carne de Bovina	Adit	-	7	sim	6 dias	32,61	3,89	7,35%	0,44	0,47
Carne de Frango	Mult	Log	-	Não	-	27,39	3,92	11,11%	1,09	0,82
Farinha de Trigo	Mult	Log	6	Não	-	26,58	3,66	3,92%	0,60	0,68
Laranja	Mult	Log	7	Sim	-	24,22	4,38	6,55%	0,46	0,48
Leite	Mult	Log	-	Não	6 dias	32,60	3,65	5,08%	0,57	0,61
Ovos	Adit	-	7	Sim	-	28,37	3,45	7,66%	0,66	0,71
Tomate	Mult	Log	-	Não	-	32,85	3,22	8,96%	1,32	1,08
Custo	Mult	Log	-	Sim	-	26,32	3,63	8,87%	0,49	0,52

Nota: F.R. fatores de regressão; A.B. ano bissexto; DCP decomposição; TFM transformação.

Fonte: elaborado pelos autores

Já para as outras seis séries que apresentaram sazonalidade identificável ou provavelmente não identificável, detectou-se que todas apresentaram um fator de regressão para cada dia da semana, ou seja, 7 fatores de regressão, exceto a série da farinha de trigo que apresentou 6 fatores de regressão. Vale ressaltar a série da carne bovina e do leite, pois foram as únicas a serem influenciadas, até seis dias antes, pelo efeito da Páscoa. No caso da série da carne bovina, esse efeito pode ser explicado pela grande diminuição no consumo dessa carne nesta época devido a

fatores religiosos. Enquanto que a série do ovo pode ser influenciada pelo grande aumento de consumo de chocolate que também ocorre nessa época.

O Teste Ljung-Box sobre os resíduos, mostrou-se significativo para todas as séries, permanecendo dentro do intervalo de confiança [0; 51,20] e confirmando, assim, a presença de ruído branco nas séries.

O Teste para Curtoses permaneceu dentro do intervalo de confiança, ao nível de 1%, para todas as dez séries que apresentaram sazonalidade identificável ou

provavelmente não identificável. Isso significa que para essas séries não existe a presença de curtoses no resíduo.

O erro de previsão esteve dentro do intervalo de confiança para todas as onze séries.

Pela alta porcentagem de **outlier** pode-se observar que existe um problema com a confiança dos dados, pois quanto maior a quantidade de **outlier** maior será o número de observações que não foram explicadas pelo modelo ARIMA definido. Contudo, nenhuma das dez séries extrapolou o limite máximo de 5% de **outlier**. Além disso, a série do arroz foi à única a apresentar 0% de **outlier**.

O teste das estatísticas combinadas de M e Q é de grande importância para analisar a qualidade e a confiabilidade do modelo. É importante ressaltar que o valor das estatísticas M e Q não pode exceder a unidade, conforme propõe Carzola (1986). Nesse teste, apenas a série do tomate extrapolou o valor limite de uma unidade. Dessa forma, conclui-se que o modelo ajustado para a série do tomate não é capaz de modelar a componente sazonal de forma satisfatória. Assim, não se recomenda sua utilização para possíveis estudos sobre a sazonalidade desse produto.

4.2 Obtenção e comparação da forma indireta

Pelas Tabelas 2, 3 e 4 todas as 18 séries que englobam o conjunto da Cesta Básica de Lavras foram analisadas e para aquelas cuja sazonalidade foi identificável

ajustaram-se modelos. Em seguida, esses modelos foram avaliados e aquelas séries cujo modelo passou em todos os testes, substituíram as séries originais, na construção da série ajustada indiretamente. São elas: açúcar, arroz, café, carne bovina, carne de frango, farinha de trigo laranja, leite e ovos.

Na Figura 2, comprova-se a diferença entre esses dois tipos de procedimento de ajuste sazonal. Percebe-se que há uma diferença mínima entre as duas dessazonalizações, sendo que a série ajustada indiretamente apresentou menor variabilidade do que a direta. Os desvios padrões de 41,85 e 42,02, respectivamente para a indireta e direta, comprovam a diferença mínima entre as duas.

Sendo assim, aplicaram-se novamente os testes para verificação da sazonalidade na série ajustada indiretamente e na série ajustada diretamente, a fim de confirmar-se a completa eliminação da sazonalidade em ambas as séries. Pela Tabela 5, através do teste combinado comprovou-se os dois tipos de ajuste cumpriram com seu objetivo de retirar a sazonalidade da série. É interessante ressaltar que, mesmo após a dessazonalização, a forma indireta ainda apresentou algum resquício de sazonalidade detectada pelo Teste de Kruskal Wallis e pelo teste F para sazonalidade estável, ainda que, no conjunto, a sazonalidade fosse não identificável. Já o ajuste direto não registrou sazonalidade significativa em nenhum dos testes.

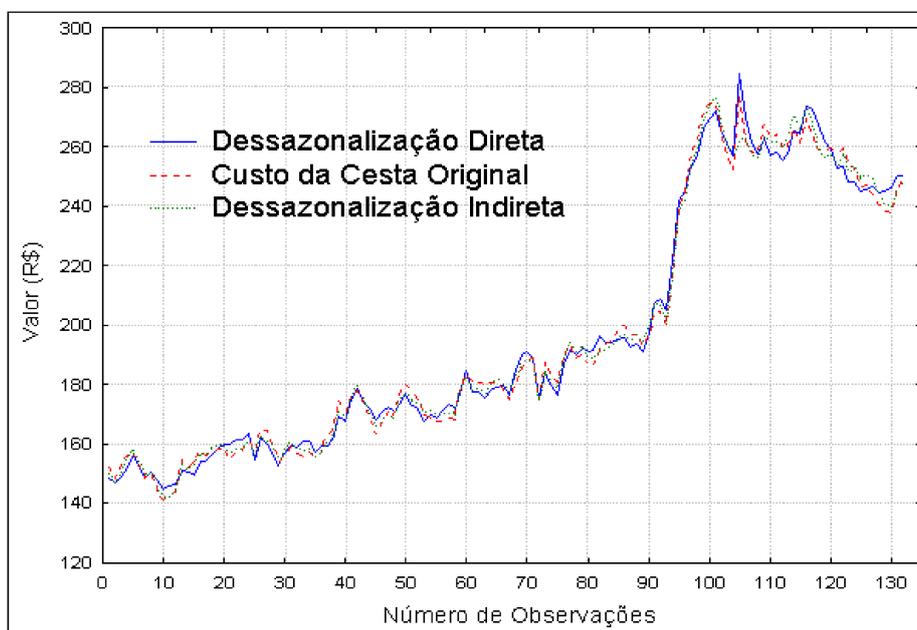


FIGURA 2 – Comparação das dessazonalizações direta e indireta com a série original

TABELA 5 – Testes para verificação de sazonalidade após a dessazonalização.

	Teste F Sazonalidade Estável	Teste Sazonalidade Estável Kruskal Wallis	Teste Sazonalidade Móvel	Teste Combinado Sazonalidade Identificável
	p-valor	p-valor	p-valor	
Ajuste Direto	0.9088	0.4683	0.0053	Não Identificável
Ajuste Indireto	0.0000	0.0000	0.4493	Não Identificável

Fonte: elaborado pelos autores

Por fim, fez-se o Teste para sazonalidade constante, conforme equação (4). De acordo com o teste, o melhor modelo será aquele que apresentar o menor percentual de sazonalidade constante na série e, conseqüentemente, maior grau de suavização. Os percentuais de sazonalidade constante foram 6,64 e 7,57, respectivamente, para o ajuste direto e para o ajuste indireto. Isso demonstra a maior capacidade do ajuste direto de retirar a sazonalidade da série e de explicar mudanças no tempo.

5 CONCLUSÃO

Com o presente trabalho, pôde-se entender melhor o funcionamento de um dos mais recentes métodos de dessazonalização, o método X-12 ARIMA. Seu modo automático aliado aos inúmeros testes estatísticos proporcionados pelo programa possibilitou uma análise completa da série do Custo da Cesta Básica do Município de Lavras, MG e de seus componentes.

Comprovou-se a existência de sazonalidade identificável em onze das dezoito séries que englobam o conjunto da Cesta Básica de Lavras. Foram elas: açúcar, arroz, café, carne bovina, carne de frango, farinha de trigo, laranja, leite, ovos, tomate e a própria série do Custo Total da Cesta. Para todas essas séries ajustou-se um modelo sazonal, sendo que a única série que apresentou problemas de ajuste foi a do tomate.

Por fim, com a comparação entre a forma direta e a forma indireta de se dessazonalizar a série do Custo Total mostrou-se que ambas cumpriram com seu objetivo. Entretanto, os dois modos apresentaram algumas diferenças. A primeira delas é que, após a reaplicação dos testes para verificação da sazonalidade na série dessazonalizada direta e indiretamente, não foi detectado nenhum tipo de sazonalidade em nenhum dos testes para a forma direta. Contudo, a forma indireta ainda apresentou algum resquício de sazonalidade detectada pelo Teste de Kruskal Wallis e pelo teste F para sazonalidade estável,

ainda que, no conjunto, a sazonalidade fosse não identificável. A segunda diferença é que a dessazonalização direta apresentou menor percentual de sazonalidade constante do que a forma indireta, evidenciando novamente, que o ajuste direto é mais eficaz do que o ajuste indireto.

Comprovou-se, com, este trabalho, principalmente que, além da importância de se considerar os efeitos sazonais das séries cuja sazonalidade foi identificável, não há necessidade de se analisar cada série individualmente para se descobrir o comportamento da série do Custo Total da Cesta Básica para o Município de Lavras, MG, pois as características individuais de cada série foram captadas pelo ajuste direto. Portanto, recomenda-se a utilização dos modelos ajustados para uma análise futura do Custo da Cesta Básica e seus componentes e, recomenda-se também a utilização do ajuste direto visto sua maior facilidade de manuseio e seu maior grau de suavização após, a dessazonalização.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1990.
- BRASIL. Decreto-Lei n. 399. **Diário Oficial da União**, Brasília, 7 maio 1938.
- CAMARGO FILHO, W. P.de; MAZZEI, A. R. Variação estacional de preços de hortaliças e perspectivas no mercado. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 22, n. 9, set. 1992.
- CARVALHO, P. L. C. et al. Sazonalidade nos índices setoriais agrícolas no município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Biometria**, Jaboticabal, v. 26, n. 4, p. 83-101, out./dez. 2008.

- CARZOLA, I. M. **Ajuste sazonal de séries temporais: o método X-11 e suas aplicações às séries brasileiras.** 1986. 121 f. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1986.
- DAGUM, E. B. **Anote on the seasonal adjustment of economic time series:** seasonal adjustment and time series staff. Ottawa: Statistics Canada, 1974.
- FERRAZ, M. I. F.; SÁFADI, T. Sazonalidade do custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, antes e após o Plano Real. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 37, p. 41-52, 2007.
- FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R.; OTTO, M. C. Y.; CHEN, B. New capabilities and methods of the X12ARIMA seasonal adjustment program. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 16, n. 2, p. 127-152, 1998.
- JENKINS, G. M.; WATTS, D. G. **Spectral analysis and its applications.** San Francisco: Holden-Day, 1968.
- LOTHIAN, J.; MORRY, M. **A set of quality control statistics for the X-11 ARIMA seasonal adjustment method.** Ottawa: Statistics Canada, 1978. (Research Paper, 78-10-005).
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais.** São Paulo: E. Blucher, 2004. 535 p.
- MORRY, M.; CHHAB, N. Comment to “New Capabilities and Methods of the X12ARIMA Seasonal Adjustment Program”. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 16, n. 2, Apr. 1998.
- PIERCE, D. A. A survey of recent developments in seasonal adjustment. **The American Statistician**, Chicago, v. 34, n. 3, p. 125-134, 1980.
- PRIESTLEY, M. B. **Spectral analysis and time series.** London: Academic, 1981. 890 p.
- SHUMWAY, R. H. **Applied statistical time series analysis.** Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1988.
- SUEYOSH, M. L. S.; PINO, F. A.; FRANCISCO, V. L. S.; CEZAR, S. A. G. Ajustamento sazonal e modelagem de dispêndio com alimentação na cidade de São Paulo, 1974-90. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 29-42, 1992.
- WEI, W. W. **Time series analysis:** univariate and multivariate methods. New York: A. Wesley, 1989.