

VERIFICAÇÃO DA EXISTÊNCIA DA COMPONENTE SAZONAL NA SÉRIE DO CUSTO DA CESTA BÁSICA DO MUNICÍPIO DE LAVRAS, MG, UTILIZANDO O MÉTODO X-12 ARIMA

Verification of the existence of the seasonal component in the series of the cost of the basic basket in Lavras county, MG, using the method X-12 ARIMA

Pedro Luiz Costa Carvalho¹, Marcelo Inácio Ferreira Ferraz², Thelma Sáfiadi³

RESUMO

Este artigo tem por objetivo estudar o comportamento sazonal da série do custo da cesta básica para a cidade de Lavras, MG, utilizando um dos mais modernos e recentes métodos de dessazonalização, o método X-12 ARIMA, desenvolvido pelo U.S. Bureau of the Census. Caso seja identificável a presença de sazonalidade, será feito o ajuste do modelo utilizando o modo automático do programa X-12 ARIMA. A base de dados foi fornecida pelo Departamento de Administração e Economia (DAE) da Universidade Federal de Lavras (UFLA) e compreende observações mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2004. Comprovou-se a existência de sazonalidade na série do custo da cesta básica de Lavras, MG. Por meio da análise do gráfico dos efeitos sazonais, viu-se que, de outubro a março (período das chuvas), o valor da cesta básica sofre um aumento enquanto que, de abril a agosto (período da seca), o valor da cesta básica decresce. Isso pode ser explicado pela variação dos preços de alguns dos produtos que compõem a cesta básica, influenciada pela mudança climática do Brasil. Em seguida, partiu-se para o ajuste do modelo e o melhor modelo foi o SARIMA (2,1,0)(0,1,1)₁₂, representado por $(1 - f_1B - f_2B^2)(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = e_t + Q_1e_{t-12}$. A qualidade e a confiabilidade do ajuste foram comprovadas ao realizar a análise dos vários testes fornecidos pelo modo automático do programa X-12 ARIMA. Concluindo, este artigo cumpriu com seu objetivo e alerta para a importância de se fazer uma análise sazonal, não só para a série do custo da cesta básica, como para todas as outras séries econômicas.

Palavras-chaves: cesta básica, sazonalidade, série temporal, X-12 ARIMA.

ABSTRACT

This paper has the objective to studying the seasonal behavior of the series of Cost of Basic Basket (basic food) in Lavras county, MG, using one of the most modern and recent methods of seasonal adjustment, the method X-12ARIMA, developed for the U.S. Census Bureau. If seasonal is identified, one seasonal adjustment will be made using the automatic program of X-12 ARIMA. The data basis was provided by the Department of Management and Economics – DAE – of the University of Lavras – UFLA – including monthly observation from January of 1995 to December of 2004. The existence of seasonal was proved in the series of the Cost of Basic Basket of Lavras, MG. The analysis of the graph on the seasonal effects showed that from October to March (rain period) the Basic Basket Cost suffered a raise, while from April to August (drought period) the Basic Basket Cost decreased. This occurred maybe because of the prices variation of some products, which compose of the Basic Basket, was influenced by the change of the weather in Brazil. After that, we worked with the adjustment of the model and the best model was the SARIMA (2,1,0)(0,1,1)₁₂, represented by $(1 - f_1B - f_2B^2)(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = e_t + Q_1e_{t-12}$. The quality and trust of the adjustment was proved by analyzing several tests provided by the automatic model of the program X-12 ARIMA. Concluding, this paper was carried out with this objective, as well as to alert the importance of having seasonal analyze, not only in the series of the Cost of Basic Basket, but also in each of the economic series.

Key words: basket basic, seasonality, time series, X-12 ARIMA.

1 INTRODUÇÃO

As séries temporais têm se constituído como um dos principais instrumentos de análise em diversas áreas do conhecimento, como engenharia, economia, física, sociologia, história, meio ambiente, turismo e psicologia, entre outras, em que os fenômenos estão associados ao tempo.

Em economia, busca-se estudar a evolução de diversos índices ou indicadores que medem, direta ou indiretamente, o nível da atividade econômica ao longo do tempo. As séries econômicas e, em especial, as de produtos alimentícios são, na maioria, afetadas pelos eventos sazonais provocados, direta ou indiretamente, pela existência das estações do ano e pelo efeito de calendário

¹Estudante de Administração do Departamento de Administração e Economia/DAE – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Caixa Postal 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – pcostacarvalho@yahoo.com.br

²Professor da Universidade Estadual de Santa Cruz/UESC – Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária do Departamento de Ciências Exatas/DEX – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Caixa Postal 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – mfferraz@uesc.br

³Professora, Doutora, do Departamento de Ciências Exatas/DEX – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Caixa Postal 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – safadi@ufla.br

Recebido em 21/10/05 e aprovado em 05/04/06

(fatores culturais) que podem dificultar a interpretação da variável em estudo. Portanto, a identificação e a interpretação das flutuações econômicas periódicas nas séries temporais econômicas são de importância fundamental para a correta análise dos agregados econômicos.

Devido à importância do planejamento para a comercialização e consumo de produtos, o conhecimento das variações sazonais dos preços, por exemplo, fornece subsídios aos produtores para alocação temporal mais eficiente. Além disso, pode servir para orientar o consumidor sobre as melhores épocas de compra, melhorando a eficiência da utilização da renda.

Com isso, os métodos de ajustamento sazonal ou de dessazonalização vêm, ao longo do tempo, representando papel de grande importância nos estudos das séries temporais econômicas. A grande popularização destas técnicas se deve, em grande parte, à disponibilidade de técnicas de ajustamento informatizadas, tais como: o método X-11, desenvolvido pelo *U.S. Bureau of the Census*; o método X-11-ARIMA, desenvolvido pelo *Statistics Canada* e o método X-12 ARIMA, disponibilizado pelo *U.S. Bureau of the Census*.

Na revisão sobre preços de produtos agrícolas e alimentícios, observa-se certo consenso sobre a existência de sazonalidade, porém, são poucos os estudos sobre a questão das variações sazonais do custo da cesta básica. No município de Lavras, MG, por exemplo, o custo da cesta básica é calculado pelo Departamento de Administração e Economia (DAE) da Universidade Federal de Lavras (UFLA), desde o ano de 1992, mas não existe nenhum estudo sobre as variações sazonais presentes nessa série.

Dessa forma, este artigo tem por objetivo principal estudar o comportamento da série do custo da cesta básica do município de Lavras, MG, a fim de verificar se há sazonalidade na série. Além disso, entender o funcionamento do método X-12 ARIMA e, caso a presença de sazonalidade seja identificável, ajustar um modelo sazonal utilizando o modo automático do programa X-12 ARIMA.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Cesta básica

Segundo o Decreto Lei 399 (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. A exceção ocorreu 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 (1938) dividiu o Brasil em três regiões e instituiu, para cada uma, um tipo de ração com produtos e quantidades específicas, mas sempre considerando quantidades de elementos nutricionais aproximadamente constantes, tais como calorias, proteínas, cálcio, ferro e fósforo.

Em janeiro de 1959, o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio- Econômicos, o 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 seguintes capitais: Aracajú, Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Natal, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo e Vitória. A pesquisa permite acompanhar, para cada uma das capitais, a variação mensal dos preços de cada produto, do custo mensal de cada um deles e quantas horas um indivíduo, ganhando salário mínimo, precisa trabalhar 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, por prefeituras, associações de consumidores, universidades, etc.

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 atender às necessidades de consumo de uma família de quatro pessoas. Sendo assim, há diferenças quanto aos produtos e as respectivas quantidades, como mostrado na Tabela 1.

2.2 Séries temporais e ajuste sazonal

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

TABELA 1 – Componentes da cesta básica do município de Lavras, MG.

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

Fonte: Departamento de Administração e Economia da UFLA.

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.

O ajuste sazonal consiste em decompor a série temporal Z_t em dois componentes não observáveis: sazonal e não sazonal. A componente não sazonal pode ser decomposta em outros componentes, tais como: tendência, ciclo, variações de calendário (para o método X-11) e a componente irregular. Portanto, o ajuste sazonal consiste em isolar a componente sazonal das demais componentes da série.

No contexto dos modelos de ajuste sazonal, costuma-se classificar a sazonalidade como estável e móvel. Segundo Dagum (1974)⁴, citado por Carzola (1986), 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.

O ajuste sazonal teve seu início na década de 1920, como técnica para análise de séries econômicas sem ajustar modelos estatísticos. Nessa época, Persons (1919), ao investigar as séries econômicas, detectou e classificou os movimentos de uma série temporal segundo os quatro componentes básicos: tendência de longo-prazo, movimentos cíclicos, variações sazonais e variações irregulares. Persons propôs um método denominado Método dos Elos Relativos para separar os componentes da série e obter o ajuste sazonal.

Depois da Segunda Guerra Mundial, o advento dos computadores contribuiu fortemente para a discussão e desenvolvimento dos métodos de ajuste sazonal. Na década de 1950, o *U.S. Bureau of the Census* passou a fazer ajustes sazonais, automatizando os métodos empíricos baseados em médias móveis. No ano de 1954, o *Bureau* passou a utilizar o ajustamento sazonal em larga escala, disponibilizando o Método I e, no ano seguinte, o Método II do Censo. A partir daí, foram desenvolvidas novas versões do Método II, passando a ser denotado pela letra X e um número subsequente incorporado em cada nova versão, começando por X-3 em 1960 e, por X-9 e X-10 em 1961. A versão X-11 foi desenvolvida por Shiskin, Young e Musgrave, no ano de 1965, sendo disponibilizada ao público no ano de 1967.

A versão X-11 do Método II do Bureau do Censo tornou-se um método muito popular devido, principalmente, a sua facilidade de aplicação e aos bons resultados obtidos com o ajuste de séries econômicas. Sendo assim, passou a ser utilizado por agências governamentais e não governamentais de diversos países.

O método X-11 consiste em sucessivas filtrações pela aplicação de filtros lineares, partindo da premissa de que a série original pode ser decomposta pelas quatro componentes que a constituem:

S - componente sazonal, definido como o padrão de variação dentro do ano;

T - ciclo-tendência, referindo-se à tendência de longo prazo e aos ciclos econômicos;

TD - dias úteis, referindo-se às variações provocadas pelo efeito calendário, como sábados, domingos e feriados e, I - irregular, composta por variações irregulares, como impactos de eventos políticos, efeitos de greves, condições climáticas não sazonais, erro de levantamento amostral, etc.

⁴ DAGUM, E. B. A note on the seasonal adjustment of economic time series. **Seasonal Adjustment and Time Series Staff Statistics**, Ottawa, 1974.

Quando essas componentes da série temporal são independentes, pode-se relacioná-las de forma aditiva:

$$Z = S_t + T_t + TD_t + I_t \quad (1)$$

Em contrapartida, quando a componente sazonal, a componente dias úteis e a componente irregular são proporcionais à componente tendência (ciclo-tendência) da série, pode-se relacioná-las de forma multiplicativa:

$$Z = S_t \cdot T_t \cdot TD_t \cdot I_t \quad (2)$$

Apesar da enorme aceitação pelas agências governamentais, o método X-11 foi muito criticado, principalmente pela falta de um modelo explícito para a série e seus componentes e pela sensibilidade das estimativas sazonais frente às revisões. Buscando sanar estas deficiências, Dagum, do Statistics Canadá, no ano de 1975, apresentou o Método X-11 ARIMA. O método ajusta a série segundo a modelagem ARIMA, obtendo valores previstos para a série original e, posteriormente, aplica o Método X-11. Dessa forma, permite-se o uso de filtros perto dos simétricos, reduzindo, assim, as revisões das estimativas do fator sazonal em relação ao Método X-11. Em função das melhorias em relação ao X-11 no ajuste das séries econômicas canadenses, o Método X-11 ARIMA passou a ser adotado por diversas agências estatísticas, como o *U.S. Federal Reserve Board* e *U.S. Bureau of Labor Statistics*.

Mais recentemente, em 1996, o Bureau do Censo dos EUA lançou uma nova versão do programa, denominada X-12 ARIMA. Essa nova versão incorpora melhorias em relação 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 pelo uso dos modelos de regressão RegARIMA, com erros ARIMA, sendo disponibilizadas variáveis regressoras predeterminadas 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, além de determinar as que têm ajustes problemáticos e 4) uma nova interface de usuário.

O núcleo do procedimento X-12 ARIMA é o procedimento de ajuste sazonal X-11 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 pelo diagrama apresentado no Quadro 1.

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

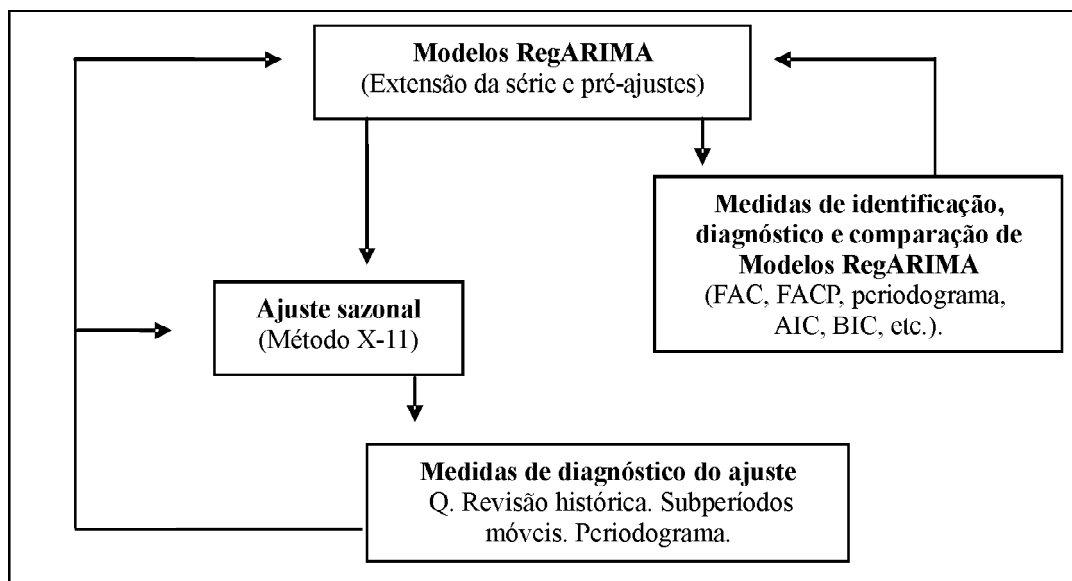
$$Y_t = \sum \beta_i X_{it} + Z_t \quad (3)$$

em que: Y_t é a série temporal dependente; X_{it} são as variáveis explicativas observadas em tempo contemporâneo com Y_t ; β_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, nível de erro absoluto em percentagem para cada um dos três últimos anos e para toda a série, periodograma para a 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 a seleção de modelos (*Akaike Information Criterion* ou AIC, *Hannan-Quinn* e *Bayesian Information Criterion* ou BIC). Já, 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-se 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 & 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 série de estatísticas para comparar os subperíodos considerados. Nas revisões históricas, são comparados os dados ajustados para um mesmo mês, quando são utilizados dois períodos de ajustes diferentes.

Na literatura, observa-se uma grande quantidade de trabalhos analisando a sazonalidade de séries de diversas áreas. Com o advento do Método X-11, o procedimento de ajuste sazonal passou a ser largamente utilizado por diversas áreas, principalmente para séries econômicas.

QUADRO 1 – Estimativa do Método X-12 ARIMA.

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

Um dos primeiros trabalhos que avaliaram o desempenho do método X-11, e do método X-11 ARIMA em relação a séries temporais brasileiras que apresentavam fortes mudanças estruturais na tendência e na sazonalidade, foi realizado por Carzola (1986). Para a avaliação dos métodos, foi considerada a série da taxa de mortalidade infantil para o município de São Paulo, no período de 1933 a 1985. Os resultados mostraram a importância do ajuste sazonal. Porém, observa-se que o uso indiscriminado da opção do procedimento automático do método mostra-se ineficiente para captar as mudanças estruturais da economia brasileira.

A sazonalidade dos preços dos produtos alimentícios, principalmente os de origem agrícola, vem sendo estudada por diversos pesquisadores. Nogueira et al. (1985) analisaram a estacionariedade dos preços e das quantidades das frutas de clima tropical comercializadas no mercado atacadista de São Paulo, para o período 1977 a 1981. Identificaram-se as épocas de maior oferta e os preços máximos e mínimos para as seguintes frutas: abacate, abacaxi, banana, laranja, limão, mexerica, tangerina, goiaba, mamão, manga e maracujá.

Camargo Filho & Mazzei (1992) analisaram o comportamento dos preços de alguns legumes e verduras, no período de 1983 a 1988, 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, utilizaram um

procedimento baseado em médias móveis centradas e o método X-11.

Sueyosh 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 a 1990 em relação aos subperíodos 1974 a 1978 e 1980 a 1984. Apurou-se também diminuição no dispêndio da ordem de 0,2 salários mínimo do último subperíodo em relação aos demais. Também se ajustaram modelos ARIMA aos dados sazonalmente ajustados em cada subperíodo da série, permitindo prever o comportamento da tendência do dispêndio para 1991.

Margarido et al. (2003) utilizaram o método X-12 ARIMA para analisar a sazonalidade dos índices da cesta de mercado (total, vegetal e animal), levantados pelo Instituto de Economia Agrícola de São Paulo. O período analisado vai de janeiro de 1995 a dezembro de 2002. Os resultados mostram que as séries de índices de preços total e vegetal são sazonais, dadas as dificuldades da utilização de tecnologias para armazenamento e conservação desses produtos. A série de índice de preços de produtos animais apresenta menor amplitude sazonal, provavelmente, em função de dois fatores: a utilização de tecnologias que permitem sua armazenagem e a constituição do MERCOSUL que diminui a oscilação de preços.

3 METODOLOGIA

A série de dados foi obtida no DAE/UFLA e foi formada por observações mensais da série do custo total da cesta básica.

Apesar de se ter observações desde 1992, o período de estudo foi de janeiro de 1995 a dezembro de 2004, tendo em vista a quebra estrutural ocorrida nos preços decorrentes do Plano Real para o período anterior a 1995. O período de janeiro a dezembro de 2005 não foi considerado no ajuste, pois foi utilizado para avaliar o desempenho do procedimento.

Como procedimento de ajuste sazonal, adotou-se o X-12 ARIMA e, como suporte computacional, utilizaram-se os softwares R e X-12 ARIMA do U.S. Bureau of Census. Estes softwares são disponibilizados gratuitamente na internet nos seguintes endereços: <http://cran.rproject.org/> e <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>.

O procedimento de ajuste sazonal X-12 ARIMA pode ser dividido em quatro etapas, conforme descrito a seguir.

A Etapa 1 pode ser dividida da seguinte forma:

- a) análise preliminar da série por meio da construção de gráficos, buscando, com isso, identificar mudanças abruptas no tempo, necessidade de transformação logarítmica e se há presença de outliers;
- b) testes para presença de sazonalidade, tais como: teste F para sazonalidade estável, teste de Kruskal-Wallis para sazonalidade estável, teste para sazonalidade móvel e teste para sazonalidade identificável;
- c) determinação do tipo de decomposição, ou seja, se o modelo é aditivo ou multiplicativo;
- d) finalmente, se há presença de outliers. Os métodos automáticos para identificar outliers e mudança de nível são os procedimentos de regressão stepwise baseados no trabalho de Chang & Tiao (1983). Os valores da estatística t dos regressores de outliers são comparados contra um valor crítico especificado. O valor crítico padrão é 3,8.

Caso se tenha identificado presença de sazonalidade estável parte-se para a Etapa 2, ou seja, aplica-se o procedimento X-12 ARIMA para a obtenção da série sazonalmente ajustada conforme descrito a seguir:

- a) ajuste dos fatores de regressão correspondendo aos dias de negócios, feriados e ano bissexto, além de testar outras variáveis disponíveis no programa X-12 ARIMA;
- b) ajuste de modelos SARIMA de Box e Jenkins, considerando, além dos modelos padrões disponíveis no X-12 ARIMA, outros modelos potencialmente possíveis;
- c) extensão da série um ano à frente e,
- d) aplicação do Método X-11 para a série estendida para a obtenção dos fatores sazonais e da série sazonalmente ajustada.

A Etapa 3 consiste em avaliar o ajuste obtido na etapa 2 da seguinte forma:

- a) observação da aleatoriedade dos resíduos, ou seja, a ausência de periodicidade, ausência de normalidade - teste Jarque-Bera, ver Gujarati (2000) e autocorrelação serão avaliadas e a análise da FAC (função de autocorrelação);
- b) análise das estatísticas M e Q visto a grande importância para se decidir o tipo de ajuste sazonal e qualidade do modelo. São 11 as estatísticas M e cada uma delas tem uma função específica. É importante ressaltar que o valor das estatísticas M não pode exceder a unidade, mas, de acordo com a literatura, aceitam-se até três estatísticas M com valor maior do que 1. Ao combinar as estatísticas M, sem considerar o valor da estatística M2, tem-se o valor da estatística Q, uma importante informação para avaliar a qualidade do modelo. Para maiores informações ver Carzola (1986).

Caso não sejam encontrados problemas, o modelo é aceito e o processo de ajuste é encerrado, caso contrário, realiza-se a etapa 4.

A Etapa 4 consiste em fazer a correção de problemas da seguinte forma:

- a) revisão do modelo escolhido para decomposição e o tipo de transformação escolhida;
- b) revisão do modelo ARIMA selecionado pelo programa (pode ocorrer de rejeitar todos os modelos e para fins de ajuste adotar o modelo padrão). Verificação das estatísticas de ajustamento (FAC e AIC);
- c) verificar se os modelos podem ser melhorados por meio de ajuste de modelos incompletos;
- d) verificar se é significativa ou não a regressão para dias de negócios. Analisar o periodograma para a série ajustada e para o resíduo, a fim de verificar se ainda existem efeitos dos dias de negócios. Testar a eliminação de coeficientes não significativos. Testar novas combinações de variáveis repressoras;
- e) revisão dos outliers. Verificar observações abaixo do valor crítico, mas com magnitude muito grande. Rever limite de valor crítico;
- f) modelo revisado final. Concluídos os passos anteriores, ajusta-se o novo modelo proposto;
- g) revisão das opções do X-11 por meio da verificação das sucessivas filtrações realizadas pelo X-11.

4 RESULTADOS

Ao se observar a série histórica do custo da cesta básica para o município de Lavras (Figura 1), nota-se que, além de possuir uma tendência crescente, ela pode ser dividida em três fases bem específicas. A primeira fase está situada antes do último trimestre de 2002, sendo

caracterizada por um aumento aparentemente linear da série do custo da cesta básica, sem sofrer grandes oscilações ou interferências de fatores econômicos. A segunda fase corresponde ao último trimestre de 2002 e início de 2003. Este período representa a época das eleições presidenciais em que ocorreram grandes turbulências econômicas, causando uma enorme elevação no valor da cesta básica. A partir, aproximadamente, do mês de março de 2003, tem início a fase 3. Ela começa um pouco instável, ainda sofrendo os últimos efeitos das eleições presidenciais, mas torna-se estável e com alguns decréscimos no valor da cesta básica.

Com relação à sazonalidade, ainda não se pode afirmar, com certeza, sua existência, pois o efeito da tendência pode estar camuflando-a. Para que este efeito fosse eliminado fez-se o gráfico da primeira diferença da série (Figura 2). Por meio dele, percebe-se uma elevação mais acentuada de ano para ano, acusando uma possível periodicidade de 12 em 12 meses. Em seguida, a série sofre transformação logarítmica, pois a reta ajustada ao gráfico da amplitude sazonal (Figura 3) teve inclinação diferente de zero em relação ao eixo das abscissas, indicando uma dependência da sazonalidade sobre a tendência e confirmando a adequabilidade de um modelo multiplicativo.

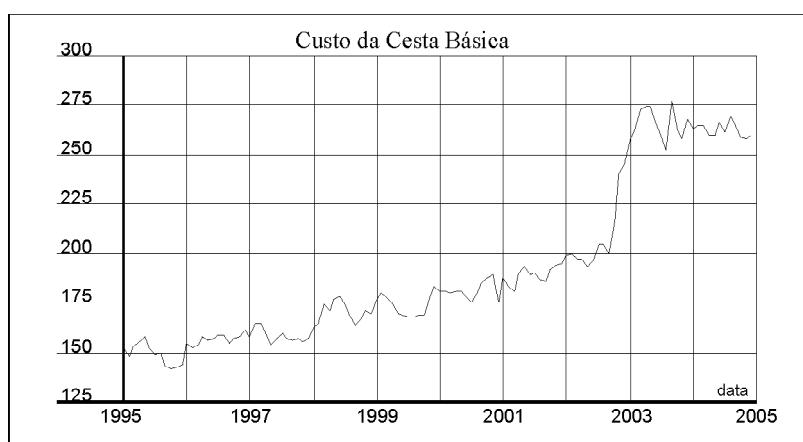


FIGURA 1 – Série original do custo da cesta básica para o município de Lavras, MG, no período de janeiro a dezembro de 2005.

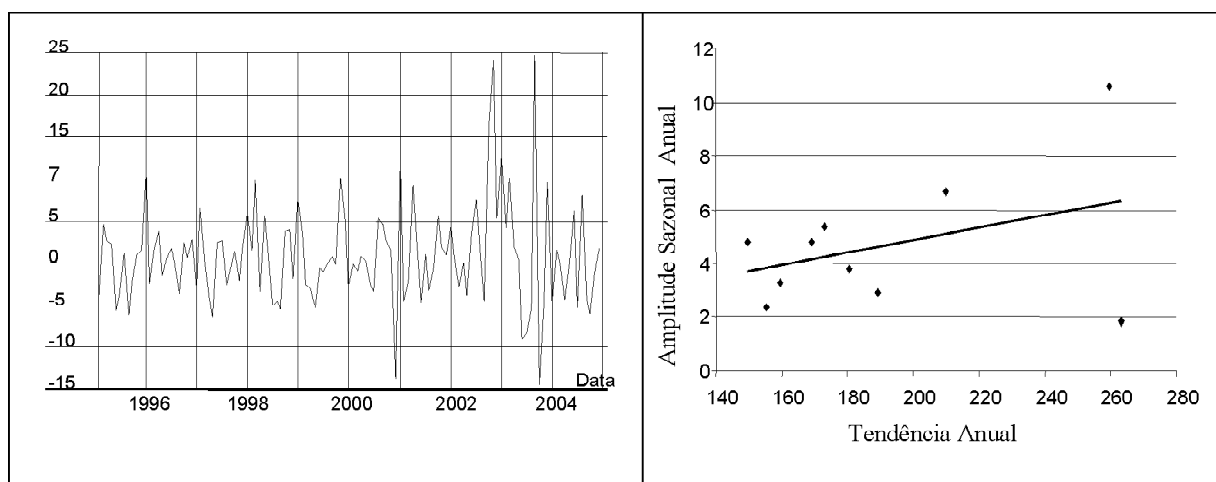


FIGURA 2 – Primeira diferença da série do custo da cesta básica.

FIGURA 3 – Amplitude sazonal em função da tendência.

Apesar das evidências, ainda não se pode afirmar a existência de sazonalidade sem antes comprová-la por meio de um estudo estatístico. Para isso, utilizou-se o programa X-12 ARIMA, pois, além de ser um dos mais novos recursos computacionais de análise de sazonalidade, ele possui um modo automático que facilita o manuseio e realiza pré-testes, tornando o modelo escolhido mais confiável.

4.1 Sazonalidade

Para a identificação da presença de sazonalidade realizaram-se os seguintes testes adotando-se os níveis de significância sugeridos por Findley et al. (1998):

- 1) teste F para sazonalidade estável. É um teste paramétrico, feito com base em uma análise de variância de um fator (mês) sobre a série livre de tendência por meio da estatística F. A hipótese nula testada foi a ausência de sazonalidade na série e adotou-se um mínimo de significância de 0,1%.
- 2) teste de Kruskal-Wallis para sazonalidade estável. É um teste não paramétrico, usado para testar a diferença entre meses, baseado no posto médio de cada mês dos postos assinalados a cada estimativa final da série livre de tendência. A hipótese nula foi a de não existência de sazonalidade estável significativa e adotou-se significância de 1%;
- 3) teste para sazonalidade móvel. É baseado na análise de variância de dois fatores (meses e anos) para a série livre de tendência. A variância dos meses mede a magnitude da sazonalidade, enquanto a variância entre os anos mede o movimento ano a ano da sazonalidade. A hipótese nula foi a de que existem diferenças significativas entre as médias anuais e adotou-se significância de 5%;
- 4) teste para sazonalidade identificável. Este teste 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. A sazonalidade será identificável se o erro associado à estimativa do fator sazonal não for suficientemente grande para camuflar o

padrão subjacente. Segundo Lothian & Morry (1978), o teste consiste, basicamente, em combinar os valores dos testes anteriores da seguinte forma:

a) se o p-valor associado ao F do teste para sazonalidade estável for maior que 0,1%, então H_0 (sazonalidade não é identificável) será aceita. Se for menor que 0,1%, a série passará no teste para sazonalidade estável;

b) se a série passar no teste para sazonalidade estável e o teste F para a sazonalidade móvel mostrar significância a 5%, então, calculam-se T_1 e T_2 da seguinte

$$\text{forma: } T_1 = \frac{7}{F_{(\text{sazonalidade estavel})}}, T_2 = \frac{3F_{(\text{sazonalidade movel})}}{F_{(\text{sazonalidade estavel})}}$$

se T_1 ou T_2 forem maiores que 1, então H_0 (sazonalidade não identificável) será aceito. Porém, se o p-valor associado ao teste F para a sazonalidade móvel for maior que 5%, então, os dois testes, T_1 e T_2 , serão combinados

da seguinte forma: $T = \frac{T_1 + T_2}{2}$. Se T for maior ou igual a 1,

então H_0 (sazonalidade não identificável) será aceito;

c) se o teste F para sazonalidade móvel for significativo, ou se T for menor que 1, então; serão verificados os valores de T_1 e T_2 . Se nenhum deles exceder 1, a sazonalidade identificável, provavelmente, estará presente e a confirmação é feita pelo teste de Kruskal-Wallis. Se o p-valor for maior que 1%, a hipótese de sazonalidade não identificável é aceita. Caso contrário, p-valor menor que 1%, a sazonalidade será identificável.

De acordo com os valores destes testes, resumidos pela Tabela 2, observa-se a presença de sazonalidade estável, tanto para o Teste F quanto para o Teste Kruskal Wallis e que não há sazonalidade móvel a 5%. Por fim, o teste combinado comprovou que a sazonalidade é identificável para a série do custo da cesta básica. Sendo assim, ela é passível de ajuste sazonal.

TABELA 2 – Resumo dos testes para verificar se há sazonalidade.

	Teste F		Teste Sazonalidade		Teste sazonalidade móvel		Teste combinado
	Sazonalidade		Estável Kruskal Wallis				Sazonalidade
	estável						identificável
Custo da	F	p-valor	T_1	p-valor	F	p-valor	Identificável
cesta	11,03	0,000	66,71	0,000	0,65	0,75	

4.2 Ajuste do modelo

Como a série apresentou sazonalidade identificável, iniciou-se o ajuste de um modelo por meio do X-12 ARIMA. Para isso, a série sofreu transformação logarítmica, pois a reta ajustada ao gráfico da amplitude sazonal teve inclinação diferente de zero, ou seja, é uma série multiplicativa que pode ser representada da seguinte forma:

Cesta básica = tendência.efeito sazonal.fatores de regressão.irregular.

Os fatores de regressão citados são os efeitos de calendário como os dias de negócios, feriados e anos bissextos que, na maioria das vezes, influenciam as séries econômicas e devem ser eliminados a fim de melhorar o ajuste. Além disso, fez-se a correção da média para que os resíduos do modelo tenham uma distribuição aproximadamente normal em torno de uma média constante.

Nesse caso, o melhor modelo identificado pelo modo automático do X-12 ARIMA é o SARIMA (2,1,0)(0,1,1)₁₂, dado por $(1 - f_1 B - f_2 B^2)(1 - B^{12})(1 - B)Y_t = e_t + Q_1 e_{t-12}$, haja vista que os efeitos de calendário não foram significativos a 5%, como mostrado pela Tabela 3. Portanto, não existem efeitos significativos para os dias de negócios e nem para o ano bissexto sobre a série do custo da cesta básica de Lavras.

4.3 Estatísticas de diagnóstico

Estas estatísticas são de grande importância para comprovar a qualidade e a representatividade do modelo escolhido. Elas são descritas a seguir:

- teste Ljung-Box sobre os resíduos mostrou que o modelo foi significativo, a 0,1%, apresentando o valor de 20,39,

com intervalo de confiança de 0 a 51,20. Isso significa que não há autocorrelação dos resíduos;

- teste Ljung-Box sobre o quadrado dos resíduos foi significativo, a 0,1%, mostrando que não existe autocorrelação no quadrado dos resíduos;

- teste Curtoses apresentou significância de 0,1%, com o valor de 3,57 no intervalo de confiança que varia de 1,50 a 4,50, provando, assim, a não existência de Curtoses no resíduo;

- o erro de previsão foi de apenas 4,19% em relação à série original;

- uma alta porcentagem de outlier pode mostrar que existe um problema com a confiança dos dados. Contudo, o modelo apresentou apenas 1,72% de outlier, sendo aceitável até 5%. Isso significa que 1,72% das observações da série foram irregulares, ou seja, não seguem o modelo ARIMA definido. Os outliers detectados na série são do tipo “LS” e “TC”, em que LS representa o mês de novembro de 2002, quando ocorreu uma mudança permanente no nível da série devido à mudança de governo, enquanto que TC representa o mês de setembro de 2003, quando ocorreu uma mudança transitória na série devido ao fim da influência da mudança de governo. Estes efeitos podem ser observados no gráfico original da série (Figura 1);

- com base no teste de normalidade de Jarque-Bera, aceita-se a hipótese de normalidade dos resíduos (Jarque-Bera = 1,075609; p-valor 0,5840);

- o valor das estatísticas combinadas de M e Q foram, respectivamente, 0,59 e 0,63, comprovando a confiabilidade e a qualidade do modelo.

Ao verificar o gráfico da função de autocorrelação dos resíduos (Figura 4), observa-se que ele representa um ruído branco, pois, apenas uma autocorrelação excedeu o limite crítico. Sendo assim, o modelo foi bem ajustado. Em seguida, fez-se o gráfico da série sazonalmente ajustada junto com o gráfico original da série (Figura 5). Por meio dele percebemos a pequena diferença da série original em relação à série sazonalmente ajustada, comprovando a confiabilidade do modelo.

Por fim, fez-se o gráfico dos fatores sazonais (Figura 6), mostrando em que períodos a série do custo da cesta básica sofre a influência da sazonalidade. De acordo com o gráfico, observa-se que sempre, no final do ano e início do ano seguinte, acontece um aumento no valor da cesta básica, enquanto que, sempre por volta do segundo trimestre de cada ano, o valor da cesta decresce. O período de elevação do custo da cesta básica coincide com a época de chuvas no Brasil, quando ocorre um aumento natural de alguns produtos que a compõem, conseqüentemente, comprometendo seu valor total. Em contrapartida, o período de baixa do valor da cesta básica representa o inverno seco.

TABELA 3 – Correção para os dias de negócio e ano bissexto.

Variável	Estimativa	Erro	p-valor
Ano bissexto	0,0002	0,117	0,9841
Dias de negócio			
Segunda	0,0047	0,0038	0,2128
Terça	0,0061	0,0038	0,1112
Quarta	-0,0010	0,0038	0,7951
Quinta	-0,0003	0,0038	0,9284
Sexta	-0,0015	0,0039	0,6970
Sábado	-0,0027	0,0038	0,4785
Domingo	-0,0052	0,0037	0,1631

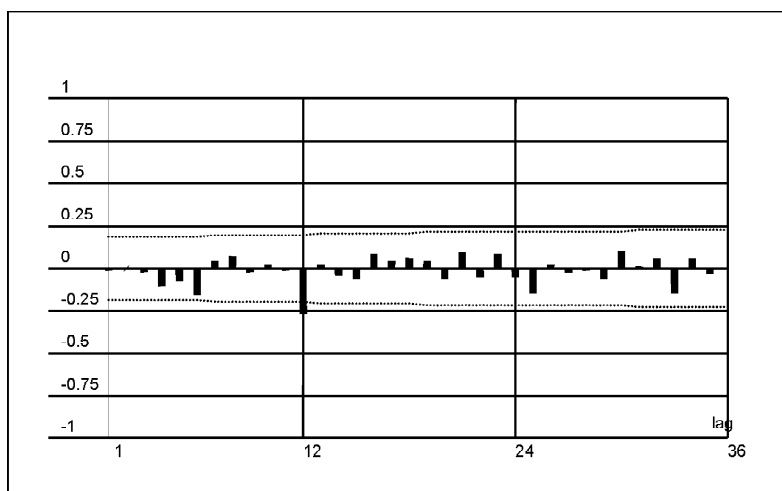


FIGURA 4 – Função de autocorrelação dos resíduos da série sazonalmente ajustada.

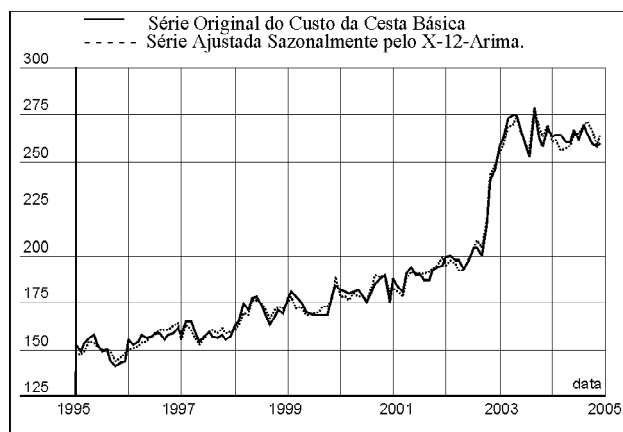


FIGURA 5 – Comparação entre a série original e a série ajustada sazonalmente.

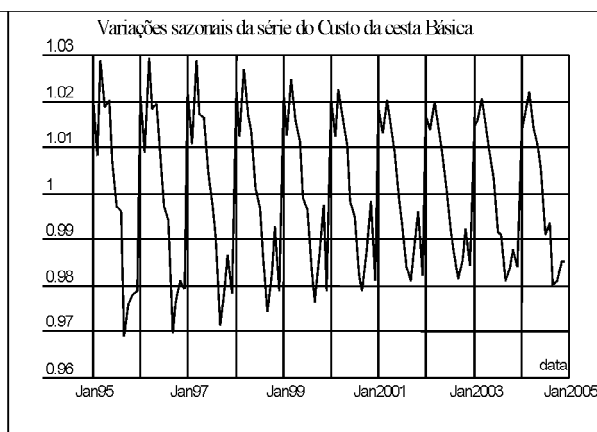


FIGURA 6 – Fatores sazonais do custo da cesta básica do município de Lavras, MG.

5 CONCLUSÃO

Com o presente trabalho pode-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.

Comprovou-se a existência de sazonalidade identificável na série, levando a várias discussões. Dessa forma, sugere-se considerar os efeitos sazonais ao divulgar o custo da cesta básica para a cidade de Lavras e, ainda,

um estudo para verificar até que ponto um aumento no custo da cesta pode ser explicado pela inflação ou outros fatores econômicos.

O valor da cesta básica sofre uma elevação na época das chuvas que vai de outubro a março e um decréscimo na época das secas, representada pelos meses de abril a agosto. Essa variação é exclusivamente da sazonalidade. É importante lembrar que a sazonalidade é apenas um fator, dentre os vários existentes, que fazem com que o custo da cesta básica aumente ou diminua. O que não deve ser feito é responsabilizar somente a inflação ou outros fatores externos pela variação no valor da cesta em um determinado

mês, mesmo porque isso significaria superestimá-los ou subestimá-los.

Além de comprovar a existência de sazonalidade, ajustou-se o modelo SARIMA $(2,1,0)(0,1,1)_{12}$, como representação matemática da série histórica do custo da cesta básica para a cidade de Lavras, MG. Com este modelo, é possível fazer previsões sobre o valor do custo da cesta básica bem próximo ao da realidade, já que o gráfico da série sazonalmente ajustada acompanhou a trajetória da série original com bastante fidelidade.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

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.

CHANG, L.; TIAO, G. **Estimation of time series parameters in presence of outliers**. Chicago: University of Chicago, 1983. (Technical report, 8).

DECRETO-lei 399. **Diário Oficial da União**, Brasília, 7 maio 1938.

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**, Chicago, v. 16, n. 2, p. 127-152, 1998.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Makron Book, 2000. 846 p.

LOTHIAN, J.; MORRY, M. A set of quality control statistics for the X-11 ARIMA seasonal adjustment method. **Research Paper**, [S.l.], n. 78, 1978.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MATINS, V. A. Sazonalidade da cesta de mercado paulistana pós-plano real. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 33, n. 12, dez. 2003.

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" by Findley, D. F.; Monsell, B. C.; Bell, W. R; Otto, M. C. y Chen, B. **Journal of Business and Economic Statistics**, Chicago, v. 16, n. 2, Apr. 1998.

NOGUEIRA, E. A.; PACKER, M. F.; CAMARGO FILHO, W. P. Frutas de clima tropical: estacionalidade de preços e de quantidades no mercado atacadista de São Paulo. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 15, n. 5, p. 35-60, maio 1985.

PERSONS, W. M. Indices of business conditions. **Review of Economic Statistics**, [S.l.], v. 1, p. 5-107, 1919.

PIERCE, D. A. A survey of recent developments in seasonal adjustment. **The American Statistician**, Washington, v. 34, n. 3, p. 125-134, 1980.

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: 1974-1990. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 29-42, 1992.