

PADRÕES DE COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DE ALIMENTOS: UMA COMPARAÇÃO ENTRE BELO HORIZONTE E VIÇOSA

Adriano Provezano Gomes
Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa
Ana Paula Wendling Gomes
Mestranda em Extensão Rural na Universidade Federal de Viçosa

Resumo: Este trabalho objetivou comparar séries de preços de alimentos praticados na região metropolitana de Belo Horizonte e em Viçosa. Para a cidade de Viçosa, foram utilizados dados coletados para o cálculo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) daquela cidade e, para Belo Horizonte, utilizou-se os dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), coletados pelo IBGE. Basicamente, as comparações foram feitas em duas etapas: na primeira, buscou-se identificar padrões sazonais e proceder ao ajustamento das séries e, na segunda, verificou-se se há relações causais entre os preços das duas localidades. O procedimento analítico consistiu em, inicialmente, realizar testes para estacionariedade e identificação do modelo. A parte sazonal foi composta por cálculo dos índices sazonais e ajustamento das séries, para o qual foi utilizado o método X-12-Arima. As causalidades foram identificadas utilizando-se o teste de Granger. Os resultados encontrados indicam padrões de comportamentos diferentes entre os reajustes dos preços praticados na capital mineira e na cidade de Viçosa. A maioria das séries de Belo Horizonte encaixa-se nos padrões dos modelos multiplicativos, enquanto modelos aditivos explicam melhor a maior parte das séries de Viçosa. Além disso, as séries que possuem sazonalidade são, em sua maioria, de Belo Horizonte. Apenas duas séries de Viçosa apresentaram sazonalidade estável. Apesar das diferenças existentes nos comportamentos das séries de preços entre as duas localidades, foi possível identificar claramente a influência dos preços de alimentos praticados na capital sobre os preços em Viçosa. Justifica-se tal causalidade pela dependência de alimentos provenientes de fora do município, uma vez que a produção é insuficiente.

Palavras-chave: Preços ao consumidor; ajustamento sazonal; causalidade.

1. Introdução

Em qualquer índice que calcule a inflação em nível de consumidor, o grupo alimentos é sempre o que possui maior peso. Ressalta-se que quanto menor a renda dos consumidores, maior a participação dos gastos com alimentação. Nesse sentido, é importante conhecer o comportamento dos preços de alimentos, uma vez que exerce influência decisiva na alocação de recursos e no bem-estar do consumidor.

Considerando que cada município tem suas características próprias nos hábitos de consumo, com pesos diferentes nos gastos das famílias e, conseqüentemente, diferentes metodologias de cálculo da inflação, é de se esperar que existam diferenças entre as inflações nos diversos municípios. Entretanto, o que se pode dizer do comportamento dos preços de alimentos entre cidades distintas? Existe influência dos preços praticados na capital nos preços do interior?

Para tentar responder a questionamentos desse tipo, o objetivo deste trabalho é comparar a evolução dos preços praticados na cidade de Viçosa-MG, com a verificada na região metropolitana de Belo Horizonte. Para isso, serão analisadas séries de preços nas duas localidades, buscando evidências de comportamentos sazonais semelhantes e possíveis relações causais. Para a cidade de Viçosa, serão utilizados dados coletados para o cálculo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e, para Belo Horizonte, os dados do INPC, coletados pelo IBGE.

2. Metodologia

O procedimento empírico do trabalho consiste em duas partes. Inicialmente, as séries selecionadas de preços de Belo Horizonte e de Viçosa serão avaliadas em relação a sazonalidade. Nessa etapa, serão realizados testes para estacionariedade e identificação do modelo. Em seguida, calculam-se índices sazonais, os quais são comparados graficamente, objetivando identificar, *a priori*, alguma semelhança nos comportamentos entre as duas localidades. Para melhor compreensão dos padrões comportamentais das séries que possuem sazonalidade, serão realizados ajustamentos sazonais, utilizando-se o método X-12-Arima. A segunda etapa do trabalho consiste em verificar se existe influência dos preços da capital sobre os do interior. Para isso, serão utilizados testes de causalidade de Granger. A seguir, será feita uma breve descrição dos instrumentais analíticos utilizados.

Teste para verificar estacionariedade

No intuito de evitar regressões espúrias, é necessário checar, inicialmente, a condição de estacionariedade das séries. Segundo GUJARATI (2000), um processo estocástico é estacionário se a média e a variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos depender somente da defasagem entre os períodos, e não do tempo efetivo em que a covariância é computada. Para testar a estacionariedade das séries pode-se proceder a uma análise do correlograma da série, isto é, baseando-se na função de autocorrelação. Entretanto, o teste para estacionariedade mais utilizado nos últimos tempos tem sido a verificação da presença de raiz unitária na série. Considere o processo autorregressivo de primeira ordem:

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

em que ε_t representa o termo de erro aleatório. Se $\rho = 1$, variável Y tem uma raiz unitária, ou seja, ela é não-estacionária. A equação acima pode ser representada como:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que $\delta = \rho - 1$.

Assim, se $\delta = 0 \rightarrow \rho = 1 \rightarrow$ existência de raiz unitária $\rightarrow$ não estacionariedade.

Pode-se, ainda, adicionar intercepto e tendência, da seguinte forma:

$$\text{Modelo com intercepto: } \Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Modelo com intercepto e tendência: } \Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Para verificar a existência de raiz unitária, testa-se as hipóteses $H_0: \delta = 0$ e $H_1: \delta \neq 0$.

Caso exista autocorrelação no termo de erro aleatório, é necessário utilizar termos de diferença defasados, como, por exemplo, $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-1} - Y_{t-3})$, etc.

Assim, por exemplo, a equação (4) ficaria:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Para testar a significância do coeficiente estimado δ , utiliza-se o teste de Dickey-Fuller. Uma vez que o teste de Dickey-Fuller simples somente é aplicado a processos AR(1), para testar processos de ordens maiores que 1, deve-se utilizar o teste de Dickey-Fuller aumentado (DFA). Esse teste utiliza uma correção paramétrica para correlações de ordens superiores, assumindo que Y segue um processo AR(m) e adicionando termos de diferença defasados à variável dependente, como descrito em (5).

O procedimento consiste em comparar o valor obtido no teste ADF com valores críticos em diversos níveis de significância. Admitindo uma significância máxima de 10%, tem-se:

Se $ADF > \text{Valor crítico (10\%)} \rightarrow$ não se pode rejeitar $H_0 \rightarrow$ existência de raiz unitária

Se $ADF < \text{Valor crítico (10\%)} \rightarrow$ rejeita-se $H_0 \rightarrow$ inexistência de raiz unitária

Identificação do modelo

Segundo HOFFMAN (1998), uma série temporal é formada de valores observados em um conjunto de períodos de tempo sequencialmente observados. A análise de uma série temporal é o procedimento pelo qual são identificados e segregados os fatores relacionados com o tempo que influenciam os valores observados na série. Assim, pode-se dizer que uma série temporal é constituída de fatores que se relacionam à tendência, ao ciclo, a efeitos sazonais e a um componente irregular. O processo de combinação desses fatores pode ser aditivo ou multiplicativo, da seguinte forma:

$$Y_t = T_t + S_t + C_t + I_t \quad (6)$$

$$Y_t = T_t \times S_t \times C_t \times I_t \quad (7)$$

Em que T_t representa o componente tendência; S_t o componente sazonalidade; C_t o componente ciclo; e I_t é o componente irregular. A tendência refere-se ao movimento continuado ao longo do tempo, na mesma direção. O componente sazonalidade refere-se às flutuações regulares em um período determinado de tempo, normalmente um ano. O componente cíclico reflete os movimentos oscilatórios de médio ou longo prazo, sem periodicidade fixa, normalmente associados aos ciclos da atividade econômica. Por fim, o componente irregular ou randômico refere-se aos movimentos não recorrentes, os quais não possuem causa específica, são aleatórios e sem qualquer correlação temporal.

No modelo aditivo os componentes da série atuam isoladamente, ou seja, de modo absoluto e independente entre si. Já no modelo multiplicativo os componentes da série atuam de modo proporcional às suas respectivas forças. A escolha entre um e outro é fundamentada, basicamente, na sensibilidade das variações sazonais em relação ao próprio fenômeno. Caso ocorra aumento na amplitude das variações sazonais, sugere-se um padrão multiplicativo. Caso se verifique uma regularidade aritmética, deve-se adotar o modelo aditivo. Note que uma série que possui um padrão sazonal multiplicativo pode ser convertida em outra com padrão sazonal aditivo, mediante transformações logarítmicas.

O primeiro passo na análise de decomposição e ajustamento sazonal de séries temporais consiste em identificar a sazonalidade presente no modelo, ou seja, se

multiplicativa ou aditiva. Há, ainda, a possibilidade de um misto entre aditivo e multiplicativo. Como sugere ONGAN (2002), a escolha do modelo pode ser feita utilizando-se uma regressão entre a tendência preliminar e o valor absoluto do componente sazonal preliminar da série. A regressão possui a seguinte forma:

$$|Y_t - Y_{MA}| = \alpha + \beta Y_{MA} \quad (8)$$

em que Y_t refere-se aos valores originais da série e Y_{MA} refere-se à média móvel centrada de Y_t no período de um ano. Se os componentes não são correlacionados, isto é, o coeficiente β não difere estatisticamente de zero, o modelo aditivo será mais apropriado. Caso contrário, se β for significativo, o modelo multiplicativo (ou misto) é o melhor. Vale destacar que a presença de valores negativos ou nulos na série indica o uso do modelo aditivo, uma vez que o modelo multiplicativo é baseado no logaritmo da série a ser ajustada.

Obtenção dos índices sazonais

A decomposição clássica de séries temporais consiste em isolar o componente S_t , ou seja, são necessários retirar da série a tendência (T_t), as variáveis cíclicas (C_t) e as variações irregulares (R_t). Inicialmente, calcula-se a média móvel centrada de Y_t . Considerando-se dados mensais, tem-se:

$$MA_t = \frac{0,5Y_{t+6} + \dots + Y_t + \dots + 0,5Y_{t-6}}{12} \quad (9)$$

Em um modelo multiplicativo, para calcular os índices estacionais divide-se a série original pela média móvel:

$$k_t = \frac{Y_t}{MA_t} \quad (10)$$

O próximo passo consiste em calcular um índice (i_m) para o mês m , corresponde à média dos valores da série k_t utilizando-se somente as observações daquele mês. Os valores gerados para os índices i_m são ajustados de tal forma que a média mensal seja igual a um, obtendo-se, assim, os índices sazonais finais (s_i). Isso é feito dividindo-se pela média geométrica dos índices obtidos:

$$s_m = \frac{i_m}{\sqrt[12]{i_1 i_2 \dots i_{12}}} \quad (11)$$

No caso de modelos aditivos, toma-se a diferença entre a série original e a média móvel obtida em (9):

$$d_t = Y_t - MA_t \quad (12)$$

De forma semelhante, obtêm-se o índice i_m , tomando-se a média de d_t apenas com os dados do mês m . Os índices sazonais ajustados com média zero são obtidos da seguinte forma:

$$s_m = i_m - \left(\frac{i_1 + i_2 + \dots + i_{12}}{12} \right) \quad (13)$$

Ajustamento sazonal: o método X-12-Arima

Antes de proceder ao ajustamento sazonal da série, é necessário verificar a existência de padrões sazonais. Para isso, o método mais utilizado consiste em verificar a presença de sazonalidade estável e de sazonalidade móvel. Os testes realizados pelos softwares econométricos são: teste F para presença de sazonalidade assumindo estabilidade; teste não-paramétrico para presença de sazonalidade (teste qui-quadrado de Kruskal-Wallis); e o teste F para sazonalidade móvel¹. Segundo FIGUEIREDO e STAUB (2002), a idéia básica é que para uma melhor identificação da sazonalidade, a sazonalidade estável deve ser suficientemente grande comparativamente à sazonalidade móvel.

Identificada a presença de sazonalidade, realiza-se o ajustamento sazonal da série. No presente trabalho, optou-se por empregar o método conhecido como X-12-Arima². De forma geral, o método X-12-Arima segue o procedimento descrito na Figura 1. Para uma discussão mais detalhada, consulte o manual de referência do método, fornecido pelo U.S. CENSUS BUREAU (2002).

¹ Maiores detalhes sobre os testes podem ser obtidos nos manuais de referência dos softwares SAS, SPSS, EVIEWS e DEMETRA.

² Apesar de existirem outros métodos de ajustamento sazonal, não faz parte do objetivo deste trabalho comparar qual o melhor método. Discussões mais detalhadas e comparações dos diversos métodos já foram realizadas por diversos autores, como, por exemplo, FISCHER (1995), DOSSÉ e PLANAS (1996), HOOD e FINDLEY (2003) e NARDELLI (2003).

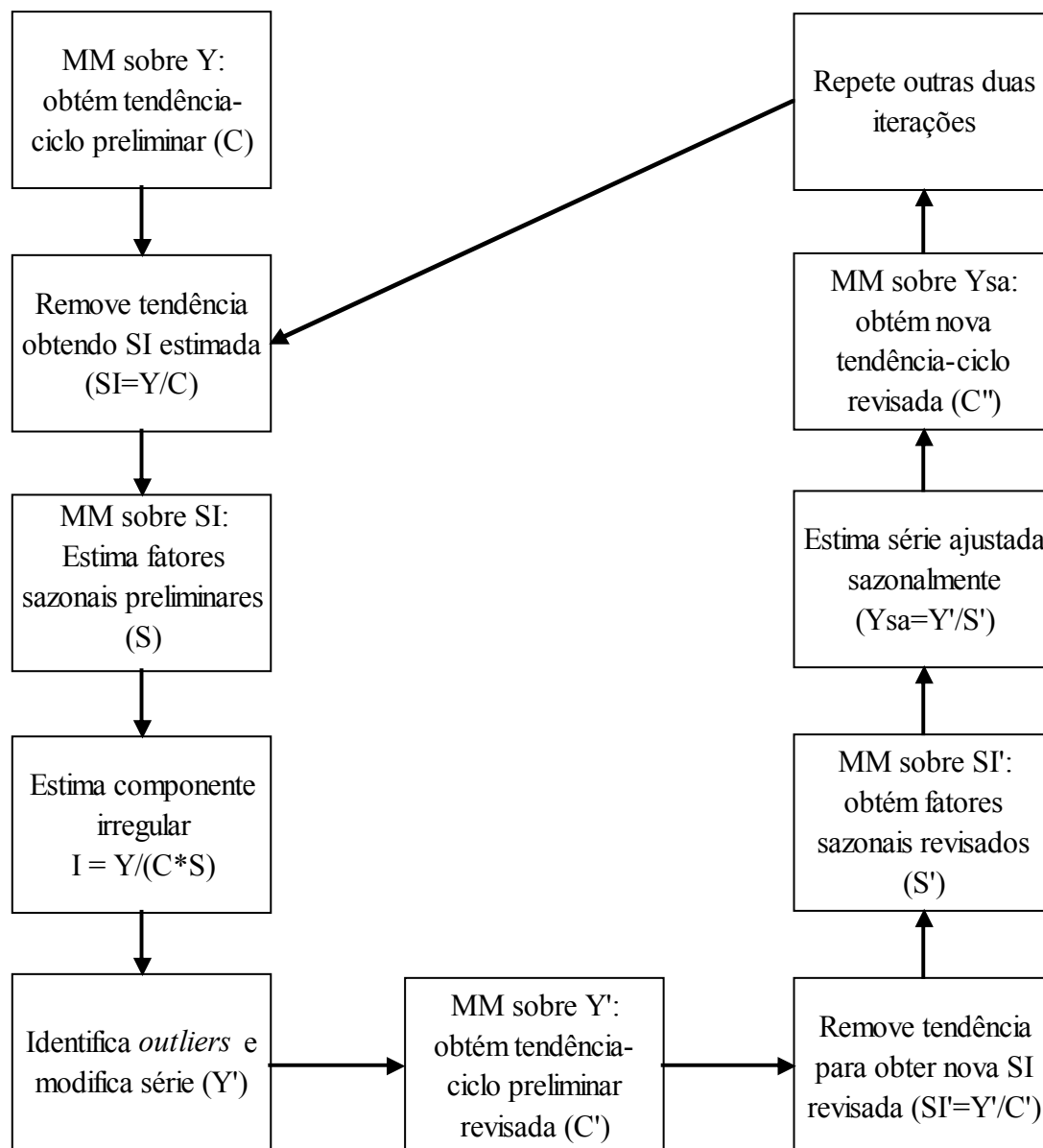


Figura 1: Rotina do processo X-12-Arima, considerando-se um modelo multiplicativo.

Em que:

MM = média móvel

Y = série original (observada)

C = série de tendência-ciclo

S = série de fatores sazonais

I = série irregular

SI = série sem tendência (sazonalidade x irregular)

Ysa = série ajustada sazonalmente

Os passos ilustrados no fluxograma anterior podem ser assim resumidos:

1. A tendência-ciclo preliminar (C) é obtida utilizando-se médias móveis ponderadas sobre a série original (Y).
2. A tendência é removida da série original obtendo uma série sem tendência (*detrended*):
 $SI = Y/C$.
3. Fatores sazonais (S) são estimados da série sem tendência tomando-se médias móveis ponderadas para cada grupo de períodos – no caso meses – separadamente.
4. Estimativa de componentes irregulares pela remoção do componente sazonal da série sem tendência: $I = Y/(C \times S)$.
5. *Outliers* são identificados da estimativa de componentes irregulares (I) e o valor original da série (Y) é temporariamente substituído por um valor imputado (Y').

Outliers são identificados e tratados por um processo que atribui pesos para cada observação, de acordo com o desvio padrão do componente irregular. Assim, atribuem-se pesos menores para observações extremas da série sem tendência. Esse procedimento não distorce a tendência estimada.

Para qualquer observação com peso inferior a um, a combinação Sazonalidade x Irregular (SI) é substituída por uma média ponderada dos valores das observações do mesmo período sazonal. Essa série modificada não possui tendência e é utilizada para obter fatores sazonais revisados. Esses fatores são aplicados à série original (Y) para produzirem uma nova série ajustada sazonalmente (Y').

6. Aplica-se média móvel centralizada sobre a série modificada (Y') para obter uma nova tendência-ciclo (C').
7. Uma nova série sem tendência é obtida removendo a tendência estimada da série modificada ($SI' = Y'/C'$).
8. Um novo conjunto de fatores sazonais (S') é obtido da série sem tendência tomando-se médias móveis ponderadas para cada grupo de períodos separadamente.
9. A série ajustada sazonalmente (Ysa) é obtida removendo-se os fatores sazonais da série modificada: $Ysa = Y'/S'$.
10. Uma nova tendência-ciclo (C'') é obtida da série sazonalmente ajustada (Ysa) usando médias móveis ponderadas.
11. Repete os passos 2 a 10 mais duas vezes para produzir um conjunto final de fatores sazonais (S_f), tendência-ciclo (C_f) e componentes irregulares ($I_f = Y/(S_f * C_f)$)

Teste de causalidade

A análise quanto ao sentido de causalidade entre as séries de preços foi conduzida empregando-se procedimento estatístico apresentado por GRANGER (1969).

Considere duas séries de tempo estacionárias X_t e Y_t . No teste de Granger, a questão de se X causa Y é identificada medindo-se quanto de Y pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e então verificar se a adição de valores defasados de X podem melhorar a explicação de Y . Diz, então, que se Y é causado por X , então X ajuda a prever Y , ou, de modo equivalente, se os coeficientes defasados de X são estatisticamente significativos.

O teste consiste em estimar as seguintes regressões:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_L X_{t-L} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_L Y_{t-L} + \mu_t \quad (14)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_L Y_{t-L} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_L X_{t-L} + \varepsilon_t \quad (15)$$

em que L corresponde ao número de defasagens e ε_t e μ_t são os termos de erro não correlacionados. A hipótese nula a ser testada é que X não causa Y em (14) e Y não causa X em (15), ou seja, $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_L$. A estatística é avaliada pelo teste F nas duas equações.

Após a estimação, pode-se obter quatro casos diferentes:

1. *Causalidade unilateral de Y para X* : quando os coeficientes estimados em (14) para a variável defasada Y são conjuntamente diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados em (15) para a variável X não for estatisticamente diferente de zero.
2. *Causalidade unilateral de X para Y* : quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável Y na equação (14) não for estatisticamente diferente de zero e o conjunto de coeficientes defasados para a variável X em (15) for estatisticamente diferente de zero.
3. *Bicausalidade ou simultaneidade*: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e de Y forem estatisticamente diferentes de zero, em ambas as regressões.
4. *Causalidade inexistente ou independência das variáveis*: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero.

Um ponto importante na análise da relação de causalidade entre duas variáveis diz respeito à escolha do número apropriado de defasagens a ser utilizado nas regressões. Como o teste é baseado na importância das informações passadas, aconselha-se utilizar um número maior de defasagens. Existem vários testes para identificar o número de defasagens. Basicamente, os testes consistem em escolher um número arbitrariamente alto de defasagens e verificar sua significância. Caso não seja significativa, usa-se a defasagem imediatamente

inferior. Os critérios mais utilizados para identificação do número de defasagens são o de Schwarz e o de Akaike. Vale ressaltar que esses testes não são específicos para a definição do número de defasagens a serem utilizados em testes de causalidade. No entanto, eles podem ser utilizados para proporcionar uma orientação sobre a duração do efeito de perturbações sofridas pelas próprias séries em tempo passado.

Contudo, como salienta MADDALA (1992), a dimensão das defasagens é, em certo sentido, arbitrária. Isso porque existe uma variedade de métodos alternativos para se determinar o tamanho ótimo de defasagens em um modelo. Não obstante essa discussão, optou-se por utilizar doze defasagens no presente trabalho, sendo esse número suficiente, cujo procedimento é largamente utilizado quando os dados são mensais.

Dados utilizados

Os dados utilizados neste trabalho referem-se às variações de preços de alguns itens e subitens do subgrupo alimentação no domicílio o qual, por sua vez, faz parte do grupo alimentação e bebidas. O período de análise é de janeiro de 1995 a dezembro de 2003.

Para a cidade de Viçosa, foram utilizados dados coletados pelo Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa para o cálculo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC-Viçosa). Para a região metropolitana de Belo Horizonte, foram utilizadas séries fornecidas pelo IBGE para o cálculo do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Uma vez que os itens e subitens diferem em alguns produtos nas duas localidades, optou-se por calcular suas variações incluindo apenas aqueles produtos que fazem parte de ambas pesquisas. Isso foi feito respeitando-se o peso de cada produto na composição final. A descrição das variáveis utilizadas encontra-se na Tabela 1.

Tabela 1 – Variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Produtos incluídos
V01	Cereais, leguminosas e oleaginosas	Arroz, feijão milho e amendoim
V02	Farinha, féculas e massas	Macarrão, fubá de milho, amido de milho, farinha de trigo e farinha de mandioca
V03	Hortaliças	Beterraba, cebola, alface, couve, repolho, tomate, cenoura, chuchu, quiabo, jiló e batata-inglesa

Continua ...

Continuação

Variável	Descrição	Produtos incluídos
V04	Frutas	Abacaxi, banana-prata, mamão, laranja pêra, limão e maçã
V05	Carnes	Carne bovina, carne suína e carne de aves
V06	Pescado	Pescado
V07	Leite e derivados	Leite pasteurizado, iogurte e queijo-de-minas
V08	Pães	Pão francês e pão doce
V09	Biscoitos	Biscoitos
V10	Óleos e gorduras	Óleo de soja, azeite de oliva e margarina vegetal
V11	Bebidas e infusões	Café moído, refrigerante e cerveja
V12	Enlatados e conservas	Azeitona, ervilha, milho verde e sardinha
V13	Sal e condimentos	Massa de tomate, maionese, sal, alho e tempero misto

Fonte: Departamento de Economia/UFV e IBGE (Dados básicos).

Nas tabelas e figuras apresentadas nos resultados, convencionou-se chamar as variáveis relacionadas aos preços em Belo Horizonte de V#-BH e as relacionadas aos preços em Viçosa de V#-VI, em que # refere-se ao número da variável.

3. Resultados

Inicialmente, para verificar a estacionariedade das séries de preços, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado (DFA), cujos resultados encontram-se na Tabela 2.

O valor do teste de Dickey-Fuller aumentado em todas as variáveis, tanto para Belo Horizonte quanto para Viçosa, é inferior ao valor crítico, considerando o nível de significância de 1%. Assim, pode-se dizer que não existe problema de raiz unitária em nenhuma série de preço. Em outras palavras, pode-se dizer que todas as séries são estacionárias em nível, não necessitando de nenhuma transformação.

Tabela 2 – Resultados dos testes de estacionariedade

Variável	Belo Horizonte		Viçosa	
	DFA	Valor crítico a 1%	DFA	Valor crítico a 1%
V01	-7,2447	-3,49252	-7,4025	-3,49252
V02	-6,0647	-3,49252	-7,0305	-3,49252
V03	-6,7709	-3,49252	-7,6318	-3,49375
V04	-7,8032	-3,49252	-8,2621	-3,49375
V05	-6,2355	-3,49252	-6,7430	-3,49252
V06	-9,5899	-3,49252	-9,4585	-3,49252
V07	-6,4217	-3,49313	-8,8347	-3,49252
V08	-6,7652	-3,49252	-10,0867	-3,49252
V09	-6,4074	-3,49252	-9,2153	-3,49252
V10	-5,9539	-3,49252	-7,6655	-3,49252
V11	-7,1954	-3,49252	-8,1585	-3,49252
V12	-6,6894	-3,49252	-10,4481	-3,49313
V13	-8,2428	-3,49252	-10,3667	-3,49252

Fonte: Dados da Pesquisa.

O processo passo, consistiu em identificar o tipo de modelo a ser utilizado nos procedimentos, ou seja, se aditivo ou multiplicativo. Para isso, foram realizadas regressões envolvendo a tendência preliminar e o valor absoluto do componente sazonal preliminar da série. Os resultados dessas regressões estão listados na Tabela 3.

Admitindo-se o máximo de 10% de probabilidade, das 26 séries estudadas, em 14 delas verifica-se comportamento melhor descrito pelo modelo multiplicativo e, nas 12 restantes, o melhor modelo seria o aditivo. Note que apenas foram identificados modelos multiplicativos e aditivos, e nenhum modelo misto. Isso porque as especificações adotadas nas equações não permitiram tal análise, devido a grande diversidade possível de modelos mistos.

A primeira diferença a ser observada entre as localidades é que nas séries de Belo Horizonte ocorre com maior frequência o modelo multiplicativo (nove das treze), enquanto nas séries de Viçosa predomina o modelo aditivo (oito das treze). A princípio, isso significa apenas que, nas séries de Belo Horizonte, há predominância de comportamentos

proporcionais e em conjunto dos fatores explicativos tendência, sazonalidade, ciclo e irregular. Já nas séries de Viçosa, predomina a atuação isolada dos fatores.

Tabela 3 – Resultados das regressões utilizadas para identificação dos modelos

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade	Modelo
V01-BH	0,588392	0,182691	3,220695	0,0018	Multiplicativo
V01-VI	0,636311	0,158395	4,017249	0,0001	Multiplicativo
V02-BH	0,715060	0,160735	4,448688	0,0000	Multiplicativo
V02-VI	0,744738	0,140502	5,300532	0,0000	Multiplicativo
V03-BH	0,948434	0,361740	2,621865	0,0102	Multiplicativo
V03-VI	0,396556	0,451280	0,878734	0,3818	Aditivo
V04-BH	-0,012434	0,280058	-0,044396	0,9647	Aditivo
V04-VI	0,030011	0,328189	0,091444	0,9273	Aditivo
V05-BH	0,663911	0,269529	2,463226	0,0156	Multiplicativo
V05-VI	0,972309	0,203312	4,782352	0,0000	Multiplicativo
V06-BH	0,110197	0,425017	0,259278	0,7960	Aditivo
V06-VI	0,859399	0,399533	2,151011	0,0340	Multiplicativo
V07-BH	0,175864	0,330246	0,532526	0,5956	Aditivo
V07-VI	0,041622	0,400619	0,103893	0,9175	Aditivo
V08-BH	0,468697	0,147339	3,181068	0,0020	Multiplicativo
V08-VI	0,347422	0,260546	1,333439	0,1856	Aditivo
V09-BH	0,320588	0,094276	3,400537	0,0010	Multiplicativo
V09-VI	-0,111978	0,157706	-0,710043	0,4794	Aditivo
V10-BH	0,825164	0,151047	5,462962	0,0000	Multiplicativo
V10-VI	0,400806	0,156579	2,559772	0,0121	Multiplicativo
V11-BH	-0,198966	0,201854	-0,985692	0,3268	Aditivo
V11-VI	0,083884	0,172621	0,485943	0,6281	Aditivo
V12-BH	0,389639	0,159661	2,440414	0,0165	Multiplicativo
V12-VI	-0,273396	0,380406	-0,718695	0,4741	Aditivo
V13-BH	0,418532	0,194716	2,149451	0,0341	Multiplicativo
V13-VI	0,259402	0,211894	1,22421	0,2239	Aditivo

Fonte: Dados da Pesquisa.

Iniciando a comparação entre a região metropolitana de Belo Horizonte e Viçosa, foram calculados índices sazonais para as diversas séries de preços, os quais podem ser visualizados nas Figuras 2 a 14. O objetivo dessas figuras é identificar, *a priori*, algum comportamento sazonal definido e/ou alguma evidência de causalidade entre as localidades. Todas as figuras correspondem a gráficos com dois eixos verticais, sendo o da esquerda representando a variável em Belo Horizonte e o da direita a variável em Viçosa.

Note que existem figuras ilustrando dois modelos multiplicativos (ambos com média um) ou dois modelos aditivos (ambos com média zero) ou, ainda, um modelo multiplicativo e um aditivo. Nos dois primeiros casos, as escalas dos eixos verticais são as mesmas. Quando ocorre o caso de dois modelos diferentes, optou-se por considerar as mesmas variações absolutas entre os limites superior e inferior. Dessa forma, pode-se comparar entre a amplitude dos índices sazonais nos diversos meses do ano.

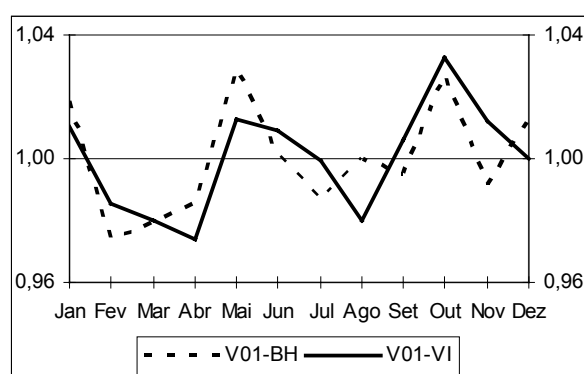


Figura 2 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de cereais, leguminosas e oleaginosas.

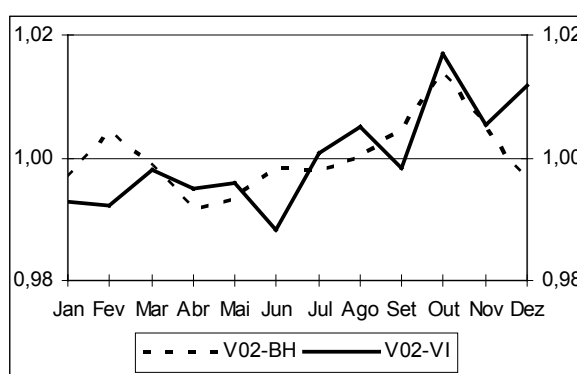


Figura 3 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de farinha, féculas e massas.

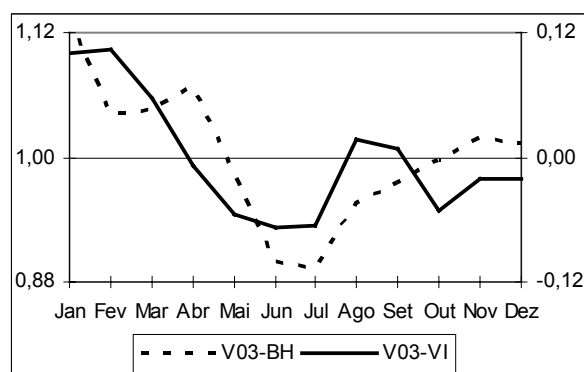


Figura 4 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de hortaliças

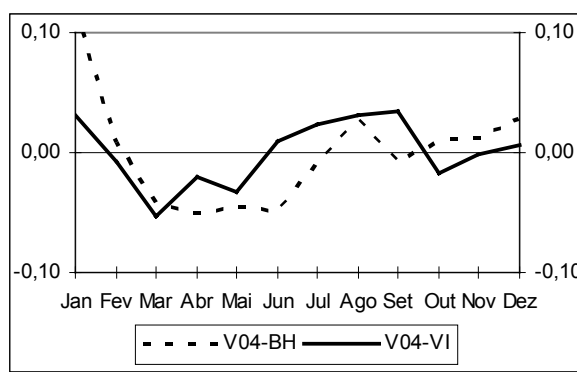


Figura 5 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de frutas

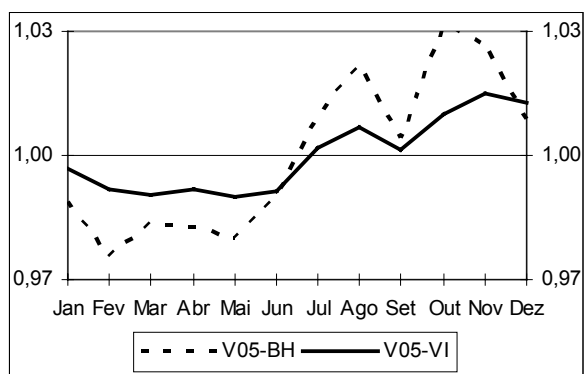


Figura 6 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de carnes

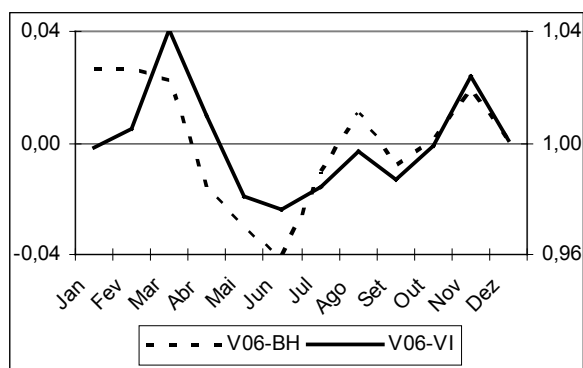


Figura 7 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de pescado

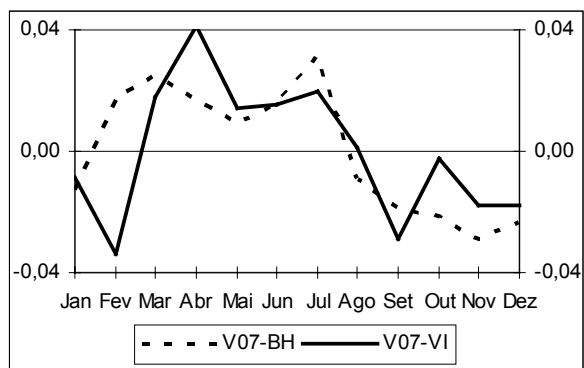


Figura 8 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de leite e derivados

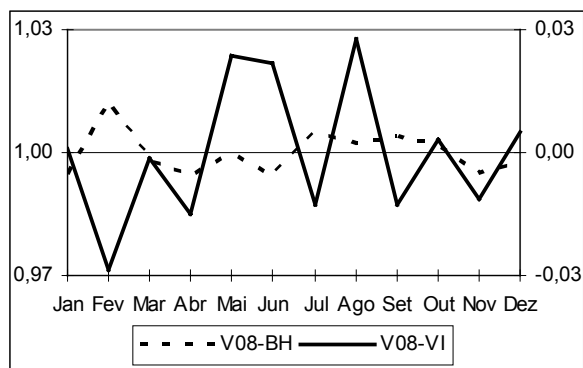


Figura 9 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de pães

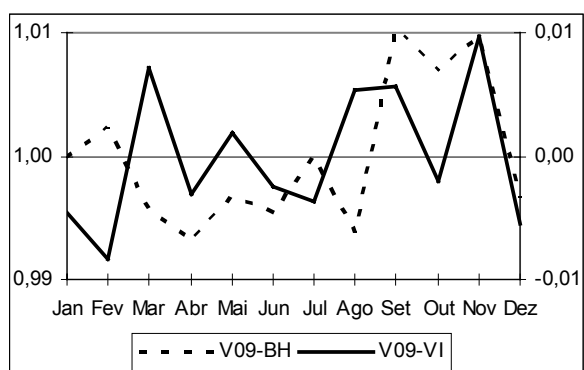


Figura 10 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de biscoitos

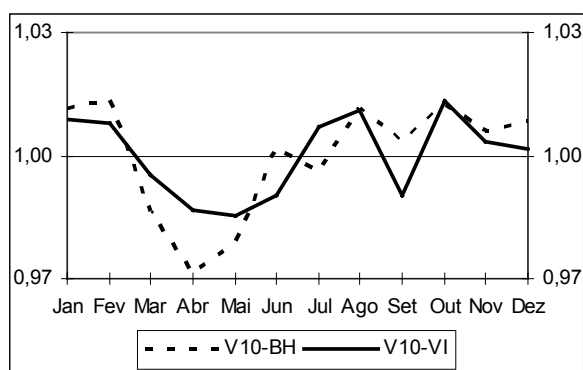


Figura 11 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de óleos e gorduras

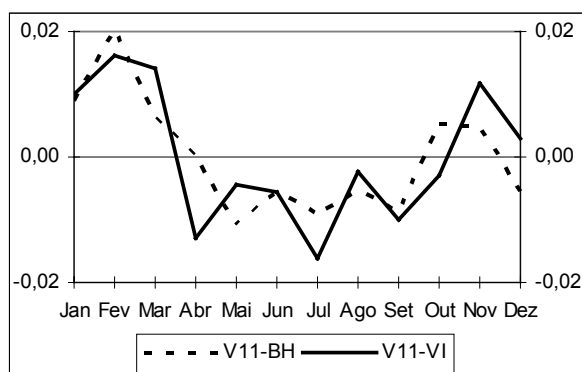


Figura 12 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de Bebidas e infusões

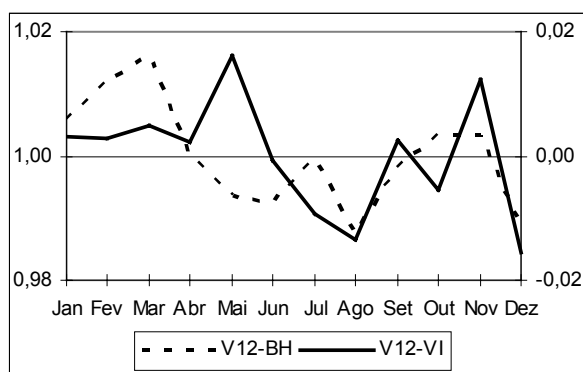


Figura 13 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de Enlatados e conservas

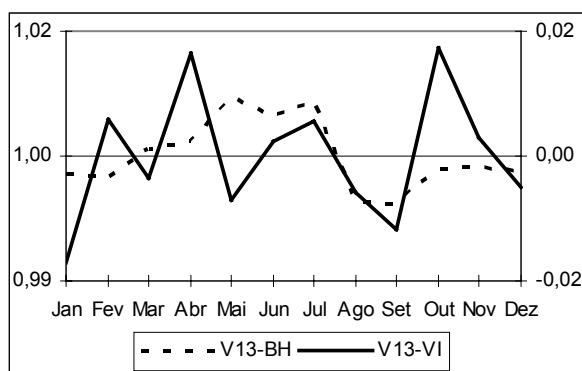


Figura 14 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de sal e condimentos

Observando-se as figuras, percebe-se que existem semelhanças nos comportamentos da maioria das variáveis. Exceções claras encontram-se nas variáveis 8 (pães) e 13 (sal e condimentos).

Entretanto, percebe-se, também, que existem diferenças mensais no valor dos componentes sazonais, isto é, os comportamentos são parecidos, mas não necessariamente ocorrem no mesmo mês. Em outras palavras, não há sobreposição das curvas, o que pode estar indicando que um movimento em uma localidade precede o da outra.

Outro ponto a ser observado é a existência de poucas séries que apresentam comportamentos sazonais bem definidos. Por exemplo, a variável 1 (cereais, leguminosas e oleaginosas) não apresenta comportamento sazonal claro, embora seja formada por produtos que tipicamente apresentam sazonalidade na produção e, conseqüentemente, no preço. Isso ocorre porque os padrões sazonais desses produtos são diferentes entre si. Observando-se os

comportamentos dos preços no CEASA de Belo Horizonte³, percebe-se que os menores preços para o arroz ocorrem de abril a setembro; para o feijão entre fevereiro e março; para o milho nos meses de abril, maio e julho; e para o amendoim entre junho e outubro. Assim, mesmo que individualmente haja sazonalidade, em conjunto isso pode não ocorrer, uma vez que um efeito pode anular outro⁴.

Por outro lado, percebem-se, *a priori*, padrões sazonais mais claros como, por exemplo, nas variáveis 3 (hortaliças) e 5 (carnes). Nas hortaliças, parece existir um comportamento típico de queda nos preços no meio do ano, enquanto há elevações no começo e no fim do ano. De fato, os dados dos últimos anos do CEASA indicam que os produtos batata-inglesa, cenoura, alface, couve, chuchu e tomate têm nos meses de junho ou julho ou agosto os menores preços. Para o município de Viçosa, GOMES e GOMES (2001) elaboraram um calendário de compras de alguns hortifrutigrangeiros em função da sazonalidade em seus preços e também concluíram que a maioria das hortaliças apresentou preços mais elevados no começo ou no fim do ano.

Quanto às carnes, nota-se que os preços estão mais baixos no início do ano (até maio), passando a subir sistematicamente até novembro, quando novamente entram em queda. Note que esses períodos coincidem com as épocas das águas e da seca no estado de Minas Gerais. A justificativa para tal comportamento está no custo de produção desses produtos. Nos meses de seca, os custos operacionais são significativamente maiores que os verificados no período das águas. Isso ocorre, principalmente, devido à disponibilidade de alimentos. Tal fato é mais evidente na criação bovina. Como a alimentação dos animais representa parcela significativa dos gastos operacionais dos produtores, a falta de pastos na seca força o produtor a oferecer ração aos animais, o que aumenta sobremaneira o custo.

Se a argumentação anterior é verdadeira, por que não se verifica comportamento semelhante na variável 7 (leite e derivados) que também é de origem animal? Uma possível explicação está na participação das indústrias na formação do preço final. Os produtos que fazem parte dessa variável são mais processados e vendidos por empresas de características similares aos oligopólios. Com isso, mesmo que o preço de aquisição da matéria-prima (no caso o leite) varie devido a flutuações na oferta, há certa estabilidade no preço final. Pode ser, ainda, que as empresas não aumentem imediatamente os preços dos produtos quando ocorrem aumentos no preço da matéria-prima, pois tais empresas normalmente trabalham com

³ Os dados podem ser obtidos no endereço <http://www.ceasa.mg.gov.br>

estoques reguladores. Isso significa que pode haver certa defasagem entre o aumento do custo de aquisição do insumo e sua transmissão ao preço final do produto.

Em síntese, a análise gráfica preliminar dos componentes sazonais permitiu apenas algumas sinalizações, no sentido de poucas séries com sazonalidade clara e alguma evidência de causalidade.

Aprofundando a análise, foram realizados testes para verificar a presença de sazonalidade nas séries. Os resultados dos testes aplicados às séries de preços estão descritos na Tabela 4.

Em geral, considera-se estatisticamente significativo os níveis de probabilidade de 0,1%, 1% e 5%, respectivamente para o teste F para sazonalidade estável, teste Kruskal-Wallis de sazonalidade estável e teste F para sazonalidade móvel. Considerando-se tais probabilidades, somente nas variáveis 3 (BH e VI), 4 (BH), 5 (BH), 7 (BH) e 12 (BH) foram encontrados padrões sazonais estáveis. Entretanto, observando-se as variáveis 5 (VI) e 10 (BH), percebe-se que, além da significância do teste Kruskal-Wallis, as probabilidades encontradas no teste F para sazonalidade estável são inferiores a 1%. Com isso, optou-se por considerar a existência de sazonalidade também nessas séries. Note que em todas as séries consideradas com sazonalidade, não houve significância para a sazonalidade móvel.

Considerando-se tais critérios, das oito séries que apresentam sazonalidade, seis são de Belo Horizonte e apenas duas são de Viçosa. Com isso, cerca de 46% das séries de preço analisadas para a região metropolitana da capital mineira apresentam comportamento sazonal estável e definido, enquanto que em apenas 15% das séries de Viçosa foi identificada tal característica. Isso significa que há maior influência de fatores irregulares nas séries de Viçosa, cujos padrões sazonais são menos identificáveis.

⁴ FIGUEIREDO e STAUB (2002) e BRYAN e CECCHETTI (1995) analisaram a questão idiossincrática das variações sazonais nos preços, em que, a despeito da existência de padrões sazonais nos itens, o índice agregado pode não apresentar tal evidência.

Tabela 4 – Resultados dos testes para presença de sazonalidade

Variável	Teste F para sazonalidade estável		Teste Kruskal-Wallis sazonalidade estável		Teste F para sazonalidade móvel		Sazonalidade
	Estatística	Probab.	Estatística	Probab.	Estatística	Probab.	
V01-BH	1,780	6,80	20,361	4,06	2,854	0,72	NÃO
V01-VI	1,921	4,58	33,517	0,04	1,984	5,76	NÃO
V02-BH	0,988	46,24	9,371	58,77	3,738	0,08	NÃO
V02-VI	1,194	30,19	13,797	24,44	2,203	3,46	NÃO
V03-BH	8,805	0,00	52,162	0,00	1,477	17,71	SIM
V03-VI	8,127	0,00	50,687	0,00	0,863	55,05	SIM
V04-BH	7,927	0,00	46,423	0,00	0,604	77,22	SIM
V04-VI	1,857	5,49	21,187	3,15	1,679	11,46	NÃO
V05-BH	6,090	0,00	57,126	0,00	0,938	48,96	SIM
V05-VI	2,656	0,56	28,854	0,24	1,830	8,20	SIM
V06-BH	1,518	13,76	17,212	10,18	1,356	22,72	NÃO
V06-VI	1,857	5,49	17,799	8,64	1,724	10,39	NÃO
V07-BH	7,046	0,00	73,339	0,00	0,843	56,78	SIM
V07-VI	2,374	1,21	25,226	0,84	1,868	7,51	NÃO
V08-BH	1,229	27,86	12,379	33,58	0,890	52,86	NÃO
V08-VI	1,847	5,64	21,744	2,64	2,678	1,11	NÃO
V09-BH	1,819	6,10	20,508	3,88	0,825	58,27	NÃO
V09-VI	0,704	73,21	7,499	75,73	1,679	11,48	NÃO
V10-BH	2,636	0,55	42,440	0,00	0,654	73,05	SIM
V10-VI	1,407	18,21	21,438	2,91	1,499	16,91	NÃO
V11-BH	2,415	1,07	19,511	5,25	3,543	0,13	NÃO
V11-VI	2,111	2,64	26,252	0,60	1,268	27,03	NÃO
V12-BH	4,085	0,01	32,633	0,06	1,763	9,53	SIM
V12-VI	0,599	82,56	8,765	64,36	3,170	0,33	NÃO
V13-BH	1,061	40,04	10,992	44,39	3,047	0,45	NÃO
V13-VI	1,698	8,52	15,967	14,24	1,498	16,93	NÃO

Fonte: Dados da Pesquisa.

Apenas para ilustrar, os dados apresentados na Tabela 5 confirmam a existência de sazonalidade nas séries, ao se realizar alguns testes e identificar o modelo ARIMA mais adequado.

Uma breve descrição das estatísticas de diagnóstico ajudará na compreensão. 1) A estatística de Ljung-Box refere-se aos resíduos do modelo ARIMA, cujo intervalo de confiança varia de 0 a 51,2. Um valor fora do intervalo de confiança significa que há evidências de autocorrelação entre os resíduos do modelo ARIMA ajustado. 2) O erro de previsão mede a dispersão das previsões em relação aos valores reais. Admite-se um máximo de 15% de erro. 3) Quanto aos *outliers*, a existência de um percentual elevado indica que há problemas relacionados a estabilidade fraca do processo ou que existe um problema de confiabilidade dos dados. Em outras palavras, não se consegue ajustar um modelo ARIMA a todas observações. Admite-se um máximo de 5% de *outliers*. 4) O índice de qualidade sazonal, variando de zero a dez, refere-se à qualidade como um todo do processo de ajustamento sazonal.

Tabela 5 – Estatísticas do ajustamento sazonal

Variável	Ljung-Box	Erro de previsão	Percentual de <i>outliers</i>	Índice de qualidade	Modelo ARIMA
V03-BH	38,04	5,62%	0,00%	5,702	(0,0,0) (0,1,1)
V03-VI	30,79	5,62%	0,00%	5,448	(0,0,0) (0,1,1)
V04-BH	46,85	4,03%	1,03%	6,325	(2,1,0) (0,1,1)
V05-BH	36,39	2,79%	2,91%	5,771	(2,1,0) (0,1,1)
V05-VI	49,73	2,34%	0,00%	6,913	(0,0,2) (0,1,1)
V07-BH	34,27	1,21%	2,78%	5,927	(0,0,2) (0,1,1)
V10-BH	17,7	5,31%	3,70%	5,597	(2,1,2) (0,1,1)
V12-BH	25,49	1,89%	1,89%	5,530	(2,1,0) (0,1,1)

Fonte: Dados da Pesquisa.

Os dados apresentados na última coluna da Tabela 5 descrevem o melhor modelo ARIMA estimado para a série. Seu formato padrão é (p,d,q) (P,D,Q), sendo “p” e “q” as ordens dos fatores auto-regressivo e média móvel, respectivamente; “P” e “Q” as ordens dos fatores sazonais auto-regressivo e média móvel; e “d” e “D” representam as diferenças realizadas, regulares e sazonais. Note que os ajustamentos sazonais priorizam modelos de

ordens menores (critério da parcimônia). Isso porque modelos de ordens maiores podem levar a estimativas de coeficientes altamente correlacionados, reduzindo a precisão das previsões.

Todas as séries previamente selecionadas por apresentarem sazonalidade apresentaram bons resultados nos testes, mesmo as variáveis 5 (VI) e 10 (BH). Isso reforça a idéia de que as séries de preços de Belo Horizonte possuem um comportamento sazonal melhor definido do que as séries de Viçosa.

A última etapa do trabalho consiste em verificar se há causalidade entre as séries, embora os comportamentos sazonais nas duas localidades sejam diferentes. Os resultados estão descritos na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados da análise de causalidade de Granger

Variável	H ₀ : Preço em BH não causa preço em Viçosa		H ₀ : Preço em Viçosa não causa preço em BH		Causalidade
	Teste F	Significância	Teste F	Significância	
V01	1,98649	0,03815	0,57477	0,85527	BH ➡ Viçosa
V02	2,93958	0,00230	0,98208	0,47423	BH ➡ Viçosa
V03	3,76782	0,00020	1,50982	0,14099	BH ➡ Viçosa
V04	1,80391	0,06385	0,90348	0,54779	BH ➡ Viçosa
V05	2,92690	0,00239	1,35747	0,20710	BH ➡ Viçosa
V06	1,91025	0,04738	0,71813	0,72899	BH ➡ Viçosa
V07	1,55767	0,12444	0,63222	0,80784	Inexistente
V08	0,38238	0,96572	0,67602	0,76859	Inexistente
V09	2,47816	0,00908	0,82379	0,62562	BH ➡ Viçosa
V10	0,92919	0,52327	0,54523	0,87744	Inexistente
V11	1,56931	0,12068	1,53455	0,13221	Inexistente
V12	1,74214	0,07574	1,55591	0,12502	BH ➡ Viçosa
V13	0,34844	0,97642	0,88978	0,56100	Inexistente

Fonte: Dados da Pesquisa.

Conforme mencionada, a hipótese nula testada é de que o preço em Belo Horizonte (Viçosa) não causa o preço em Viçosa (Belo Horizonte). Caso haja significância conjunta nos parâmetros (teste F), rejeita-se tal hipótese.

Admitindo-se o máximo de 10% de significância, nota-se que não existe causalidade unidirecional, no sentido de Viçosa para Belo Horizonte, em nenhuma dupla de preços. Aliás, em nenhuma equação neste sentido obteve-se significância do teste F, significando que não existe sequer bicausalidade ou causalidade bidirecional.

Das treze relações entre variáveis testadas, em cinco delas não foi detectado nenhum tipo de influência, ou seja, inexistência de causalidade. Por outro lado, oito relações apresentaram causalidade no sentido de Belo Horizonte para Viçosa. As causalidades encontradas evidenciam a significativa influência que os preços da capital exercem sobre os do interior, ao menos em cidades como Viçosa.

É interessante notar que existe causalidade em todos os produtos consumidos *in natura* (ou pelo menos pouco processados). Entre os produtos que sofrem alguma industrialização, há causalidade apenas nas variáveis 9 (biscoitos) e 12 (enlatados e conservas). Entretanto, pode-se justificar a correlação de preços desses produtos, na medida em que, normalmente, os depósitos desses produtos situam-se na capital, ou próximo dela. Assim, o posterior transporte para o interior eleva seu preço de forma defasada.

Quanto às causalidades nos produtos menos processados, algumas explicações podem ser levantadas. Segundo VIEIRA (2000), em artigo sobre as diferenças entre os comportamentos dos preços no interior de Minas Gerais e em Belo Horizonte, uma possível explicação é que a produção agrícola no interior é deslocada para os galpões de armazenamento na região metropolitana da capital, retornando depois aos locais de origem para ser comercializada. Nesse sentido, o custo de armazenagem torna-se crescente com o decorrer do tempo, justificando a alta retardatária nos preços praticados no interior.

Outra explicação é a dependência do município de Viçosa de produtos alimentícios provenientes de outras regiões. Isso porque a produção agrícola do município é relativamente inferior à média do Estado. Segundo dados da Fundação João Pinheiro, o PIB agrícola por habitante no Estado de Minas Gerais no ano de 2000 foi de R\$ 466,29. Nesse mesmo ano, o PIB agrícola por habitante em Viçosa foi de apenas R\$ 121,26, ou seja, quase quatro vezes menor. Uma possível justificativa para esse desempenho é a topografia acidentada da microrregião de Viçosa, impossibilitando, muitas vezes, o uso de tecnologias mecânicas. Tal fato limita as opções de plantio, uma vez que muitas culturas exigem tais tecnologias para se tornarem rentáveis.

Em síntese, o trabalho evidenciou alguns pontos interessantes: em primeiro lugar, a maior parte das séries de Belo Horizonte encaixa-se nos padrões dos modelos multiplicativos, enquanto modelos aditivos explicam melhor a maioria das séries de Viçosa. Em segundo

lugar, percebe-se que as séries que possuem sazonalidade são, em sua maioria, de Belo Horizonte. Apenas duas séries de Viçosa apresentaram sazonalidade estável. Apesar das diferenças existentes nos comportamentos das séries de preços entre as duas localidades, foi possível identificar claramente a influência dos preços de alimentos praticados na capital sobre os preços em Viçosa. Justifica-se tal causalidade pela dependência de alimentos provenientes de fora do município, uma vez que a produção é insuficiente.

4. Conclusão

O objetivo do trabalho foi comparar séries de preços de alimentos praticados na região metropolitana de Belo Horizonte e de Viçosa. Para isso, procedeu-se a dois tipos de análise: na primeira etapa, procurou-se identificar padrões sazonais nas séries, os quais poderiam possibilitar a identificação prévia de algumas semelhanças. Também nessa etapa foram realizados ajustamentos nas séries nas quais em que foi identificada sazonalidade estável. Na etapa seguinte, buscou-se evidenciar relações de causa entre as localidades, ou seja, verificar se os preços praticados em um local ajudam a predizer os preços do outro local.

Os resultados encontrados permitiram concluir que existem várias diferenças na composição das séries de preços entre as regiões estudadas. Por exemplo, grande parte das séries temporais de Belo é explicada por modelos multiplicativos e possuem sazonalidade estável. Por outro lado, o modelo que melhor explica a maioria das séries de Viçosa é o aditivo; além disso, somente em duas séries foi detectada sazonalidade.

Com tantas diferenças, era de se esperar que não houvesse relações entre os preços das duas localidades. Contudo, os testes de causalidade provaram o contrário. Das treze análises de causalidade, oito apresentaram causalidade no sentido de Belo Horizonte para Viçosa e cinco não apresentaram causalidade.

Tais resultados comprovam a influência da capital sobre o interior ou, de modo equivalente, a dependência do interior dos padrões da capital. Justifica-se tal causalidade na insuficiência da oferta de alimentos no município de Viçosa, forçando a aquisição em outros locais. Uma vez que o CEASA em Belo Horizonte armazena a produção de vários lugares, grande parte dos alimentos consumidos em Viçosa tem esse local como origem.

Não obstante fugir um pouco dos objetivos deste trabalho, não se pode deixar de extrapolar os resultados encontrados. O município de Viçosa possui duas características relacionadas ao problema ora discutido: a primeira é a reduzida produção per capita de alimentos; e, a segunda, é o baixo nível de renda da população. Para se ter uma idéia, a renda

per capita do município de Viçosa é cerca de 50% inferior à média do Estado de Minas Gerais.

É sabido, ainda, que a proporção de gastos do consumidor com alimentos é tanto maior quanto menor sua renda. De fato, os gastos com alimentação da população que recebe entre um e seis salários-mínimos em Viçosa correspondem a 44,8% do total. Aliado a tudo isso, adiciona-se o fato de que o município de Viçosa tem uma das maiores taxas de crescimento da população do Estado de Minas Gerais.

Com isso, é fácil perceber a complexidade da questão, embora de difícil solução: aumento da população e dependência de alimentos de outros locais.

5. Referências bibliográficas

BRYAN, M.F., CECCHETTI, S.G. **The seasonality of consumer prices**. Cambridge: National Bureaus of Economic Research, 1995. 24 p.

DOSSÉ, J., PLANAS, C. **Pre-adjustment in Seasonal Adjustment Methods: A Comparison of REGARIMA and TRAMO**. Luxemburg: Eurostat, 1996. 31 p.

FIGUEIREDO, F.M.R., STAUB, R.B. Algumas considerações sobre a sazonalidade no IPCA. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, 2(2), 2002. 36 p.

FISCHER, B. **Decomposition of Time Series: Comparing Different Methods in Theory and Practice**. Luxemburg: Eurostat. 1995. 69 p.

GOMES, A.P.W; GOMES, A.P., O comportamento dos preços em uma cidade do interior: o caso de Viçosa-MG, In: V Congresso de Ciências Humanas, Letras e Artes, **Anais...** Ouro Preto: UFOP, 2001. 13p.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, 37 (3), 1969. P. 424 - 438.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. São Paulo: Pioneira, 1998. 430 p.

- HOOD, C.C., FINDLEY, D.F. Comparing direct and indirect seasonal adjustment of aggregate series. In: MANNA, M., PERONACI, R. (Eds). **Seasonal Adjustment**. Frankfurt: European Central Bank, 2003. P. 9-22.
- MADDALA, G. S. **Introduction to Econometrics**. : New York: Macmillam Publishing Company, 1992. 631 p.
- NARDELI, S. Seasonal adjustment quality reports. In: MANNA, M., PERONACI, R. (Eds). **Seasonal Adjustment**. Frankfurt: European Central Bank, 2003. P. 127-148.
- ONGAN, M.G. **The seasonal adjustment of the consumer and wholesale prices: a comparison of Census X-11, X-12 ARIMA and TRAMO/SEATS**. Ankara: Central Bank of the Republic of Turkey, 2002. 34 p.
- U.S. CENSUS BUREAU. **X-12-Arima reference manual**. (<http://www.census.gov>). 2002. 191 p.
- VIEIRA, M. Inflação pesa mais no interior. **Estado de Minas**, Belo Horizonte, 10 setembro 2000. Suplemento Economia, p. 5.

1. Introdução

Em qualquer índice que calcule a inflação em nível de consumidor, o grupo alimentos é sempre o que possui maior peso. Ressalta-se que quanto menor a renda dos consumidores, maior a participação dos gastos com alimentação. Nesse sentido, é importante conhecer o comportamento dos preços de alimentos, uma vez que exerce influência decisiva na alocação de recursos e no bem-estar do consumidor.

Considerando que cada município tem suas características próprias nos hábitos de consumo, com pesos diferentes nos gastos das famílias e, conseqüentemente, diferentes metodologias de cálculo da inflação, é de se esperar que existam diferenças entre as inflações nos diversos municípios. Entretanto, o que se pode dizer do comportamento dos preços de alimentos entre cidades distintas? Existe influência dos preços praticados na capital nos preços do interior?

Para tentar responder a questionamentos desse tipo, o objetivo deste trabalho é comparar a evolução dos preços praticados na cidade de Viçosa-MG, com a verificada na região metropolitana de Belo Horizonte. Para isso, serão analisadas séries de preços nas duas localidades, buscando evidências de comportamentos sazonais semelhantes e possíveis relações causais. Para a cidade de Viçosa, serão utilizados dados coletados para o cálculo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e, para Belo Horizonte, os dados do INPC, coletados pelo IBGE.

2. Metodologia

O procedimento empírico do trabalho consiste em duas partes. Inicialmente, as séries selecionadas de preços de Belo Horizonte e de Viçosa serão avaliadas em relação a sazonalidade. Nessa etapa, serão realizados testes para estacionariedade e identificação do modelo. Em seguida, calculam-se índices sazonais, os quais são comparados graficamente, objetivando identificar, *a priori*, alguma semelhança nos comportamentos entre as duas localidades. Para melhor compreensão dos padrões comportamentais das séries que possuem sazonalidade, serão realizados ajustamentos sazonais, utilizando-se o método X-12-Arima. A segunda etapa do trabalho consiste em verificar se existe influência dos preços da capital sobre os do interior. Para isso, serão utilizados testes de causalidade de Granger. A seguir, será feita uma breve descrição dos instrumentais analíticos utilizados.

Teste para verificar estacionariedade

No intuito de evitar regressões espúrias, é necessário checar, inicialmente, a condição de estacionariedade das séries. Segundo GUJARATI (2000), um processo estocástico é estacionário se a média e a variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos depender somente da defasagem entre os períodos, e não do tempo efetivo em que a covariância é computada. Para testar a estacionariedade das séries pode-se proceder a uma análise do correlograma da série, isto é, baseando-se na função de autocorrelação. Entretanto, o teste para estacionariedade mais utilizado nos últimos tempos tem sido a verificação da presença de raiz unitária na série. Considere o processo autorregressivo de primeira ordem:

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

em que ε_t representa o termo de erro aleatório. Se $\rho = 1$, variável Y tem uma raiz unitária, ou seja, ela é não-estacionária. A equação acima pode ser representada como:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que $\delta = \rho - 1$.

Assim, se $\delta = 0 \rightarrow \rho = 1 \rightarrow$ existência de raiz unitária $\rightarrow$ não estacionariedade.

Pode-se, ainda, adicionar intercepto e tendência, da seguinte forma:

$$\text{Modelo com intercepto: } \Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Modelo com intercepto e tendência: } \Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Para verificar a existência de raiz unitária, testa-se as hipóteses $H_0: \delta = 0$ e $H_1: \delta \neq 0$.

Caso exista autocorrelação no termo de erro aleatório, é necessário utilizar termos de diferença defasados, como, por exemplo, $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-1} - Y_{t-3})$, etc.

Assim, por exemplo, a equação (4) ficaria:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Para testar a significância do coeficiente estimado δ , utiliza-se o teste de Dickey-Fuller. Uma vez que o teste de Dickey-Fuller simples somente é aplicado a processos AR(1), para testar processos de ordens maiores que 1, deve-se utilizar o teste de Dickey-Fuller aumentado (DFA). Esse teste utiliza uma correção paramétrica para correlações de ordens superiores, assumindo que Y segue um processo AR(m) e adicionando termos de diferença defasados à variável dependente, como descrito em (5).

O procedimento consiste em comparar o valor obtido no teste ADF com valores críticos em diversos níveis de significância. Admitindo uma significância máxima de 10%, tem-se:

Se $ADF > \text{Valor crítico (10\%)} \rightarrow$ não se pode rejeitar $H_0 \rightarrow$ existência de raiz unitária

Se $ADF < \text{Valor crítico (10\%)} \rightarrow$ rejeita-se $H_0 \rightarrow$ inexistência de raiz unitária

Identificação do modelo

Segundo HOFFMAN (1998), uma série temporal é formada de valores observados em um conjunto de períodos de tempo sequencialmente observados. A análise de uma série temporal é o procedimento pelo qual são identificados e segregados os fatores relacionados com o tempo que influenciam os valores observados na série. Assim, pode-se dizer que uma série temporal é constituída de fatores que se relacionam à tendência, ao ciclo, a efeitos sazonais e a um componente irregular. O processo de combinação desses fatores pode ser aditivo ou multiplicativo, da seguinte forma:

$$Y_t = T_t + S_t + C_t + I_t \quad (6)$$

$$Y_t = T_t \times S_t \times C_t \times I_t \quad (7)$$

Em que T_t representa o componente tendência; S_t o componente sazonalidade; C_t o componente ciclo; e I_t é o componente irregular. A tendência refere-se ao movimento continuado ao longo do tempo, na mesma direção. O componente sazonalidade refere-se às flutuações regulares em um período determinado de tempo, normalmente um ano. O componente cíclico reflete os movimentos oscilatórios de médio ou longo prazo, sem periodicidade fixa, normalmente associados aos ciclos da atividade econômica. Por fim, o componente irregular ou randômico refere-se aos movimentos não recorrentes, os quais não possuem causa específica, são aleatórios e sem qualquer correlação temporal.

No modelo aditivo os componentes da série atuam isoladamente, ou seja, de modo absoluto e independente entre si. Já no modelo multiplicativo os componentes da série atuam de modo proporcional às suas respectivas forças. A escolha entre um e outro é fundamentada, basicamente, na sensibilidade das variações sazonais em relação ao próprio fenômeno. Caso ocorra aumento na amplitude das variações sazonais, sugere-se um padrão multiplicativo. Caso se verifique uma regularidade aritmética, deve-se adotar o modelo aditivo. Note que uma série que possui um padrão sazonal multiplicativo pode ser convertida em outra com padrão sazonal aditivo, mediante transformações logarítmicas.

O primeiro passo na análise de decomposição e ajustamento sazonal de séries temporais consiste em identificar a sazonalidade presente no modelo, ou seja, se

multiplicativa ou aditiva. Há, ainda, a possibilidade de um misto entre aditivo e multiplicativo. Como sugere ONGAN (2002), a escolha do modelo pode ser feita utilizando-se uma regressão entre a tendência preliminar e o valor absoluto do componente sazonal preliminar da série. A regressão possui a seguinte forma:

$$|Y_t - Y_{MA}| = \alpha + \beta Y_{MA} \quad (8)$$

em que Y_t refere-se aos valores originais da série e Y_{MA} refere-se à média móvel centrada de Y_t no período de um ano. Se os componentes não são correlacionados, isto é, o coeficiente β não difere estatisticamente de zero, o modelo aditivo será mais apropriado. Caso contrário, se β for significativo, o modelo multiplicativo (ou misto) é o melhor. Vale destacar que a presença de valores negativos ou nulos na série indica o uso do modelo aditivo, uma vez que o modelo multiplicativo é baseado no logaritmo da série a ser ajustada.

Obtenção dos índices sazonais

A decomposição clássica de séries temporais consiste em isolar o componente S_t , ou seja, são necessários retirar da série a tendência (T_t), as variáveis cíclicas (C_t) e as variações irregulares (R_t). Inicialmente, calcula-se a média móvel centrada de Y_t . Considerando-se dados mensais, tem-se:

$$MA_t = \frac{0,5Y_{t+6} + \dots + Y_t + \dots + 0,5Y_{t-6}}{12} \quad (9)$$

Em um modelo multiplicativo, para calcular os índices estacionais divide-se a série original pela média móvel:

$$k_t = \frac{Y_t}{MA_t} \quad (10)$$

O próximo passo consiste em calcular um índice (i_m) para o mês m , corresponde à média dos valores da série k_t utilizando-se somente as observações daquele mês. Os valores gerados para os índices i_m são ajustados de tal forma que a média mensal seja igual a um, obtendo-se, assim, os índices sazonais finais (s_i). Isso é feito dividindo-se pela média geométrica dos índices obtidos:

$$s_m = \frac{i_m}{\sqrt[12]{i_1 i_2 \dots i_{12}}} \quad (11)$$

No caso de modelos aditivos, toma-se a diferença entre a série original e a média móvel obtida em (9):

$$d_t = Y_t - MA_t \quad (12)$$

De forma semelhante, obtêm-se o índice i_m , tomando-se a média de d_t apenas com os dados do mês m . Os índices sazonais ajustados com média zero são obtidos da seguinte forma:

$$s_m = i_m - \left(\frac{i_1 + i_2 + \dots + i_{12}}{12} \right) \quad (13)$$

Ajustamento sazonal: o método X-12-Arima

Antes de proceder ao ajustamento sazonal da série, é necessário verificar a existência de padrões sazonais. Para isso, o método mais utilizado consiste em verificar a presença de sazonalidade estável e de sazonalidade móvel. Os testes realizados pelos softwares econométricos são: teste F para presença de sazonalidade assumindo estabilidade; teste não-paramétrico para presença de sazonalidade (teste qui-quadrado de Kruskal-Wallis); e o teste F para sazonalidade móvel¹. Segundo FIGUEIREDO e STAUB (2002), a idéia básica é que para uma melhor identificação da sazonalidade, a sazonalidade estável deve ser suficientemente grande comparativamente à sazonalidade móvel.

Identificada a presença de sazonalidade, realiza-se o ajustamento sazonal da série. No presente trabalho, optou-se por empregar o método conhecido como X-12-Arima². De forma geral, o método X-12-Arima segue o procedimento descrito na Figura 1. Para uma discussão mais detalhada, consulte o manual de referência do método, fornecido pelo U.S. CENSUS BUREAU (2002).

¹ Maiores detalhes sobre os testes podem ser obtidos nos manuais de referência dos softwares SAS, SPSS, EVIEWS e DEMETRA.

² Apesar de existirem outros métodos de ajustamento sazonal, não faz parte do objetivo deste trabalho comparar qual o melhor método. Discussões mais detalhadas e comparações dos diversos métodos já foram realizadas por diversos autores, como, por exemplo, FISCHER (1995), DOSSÉ e PLANAS (1996), HOOD e FINDLEY (2003) e NARDELLI (2003).

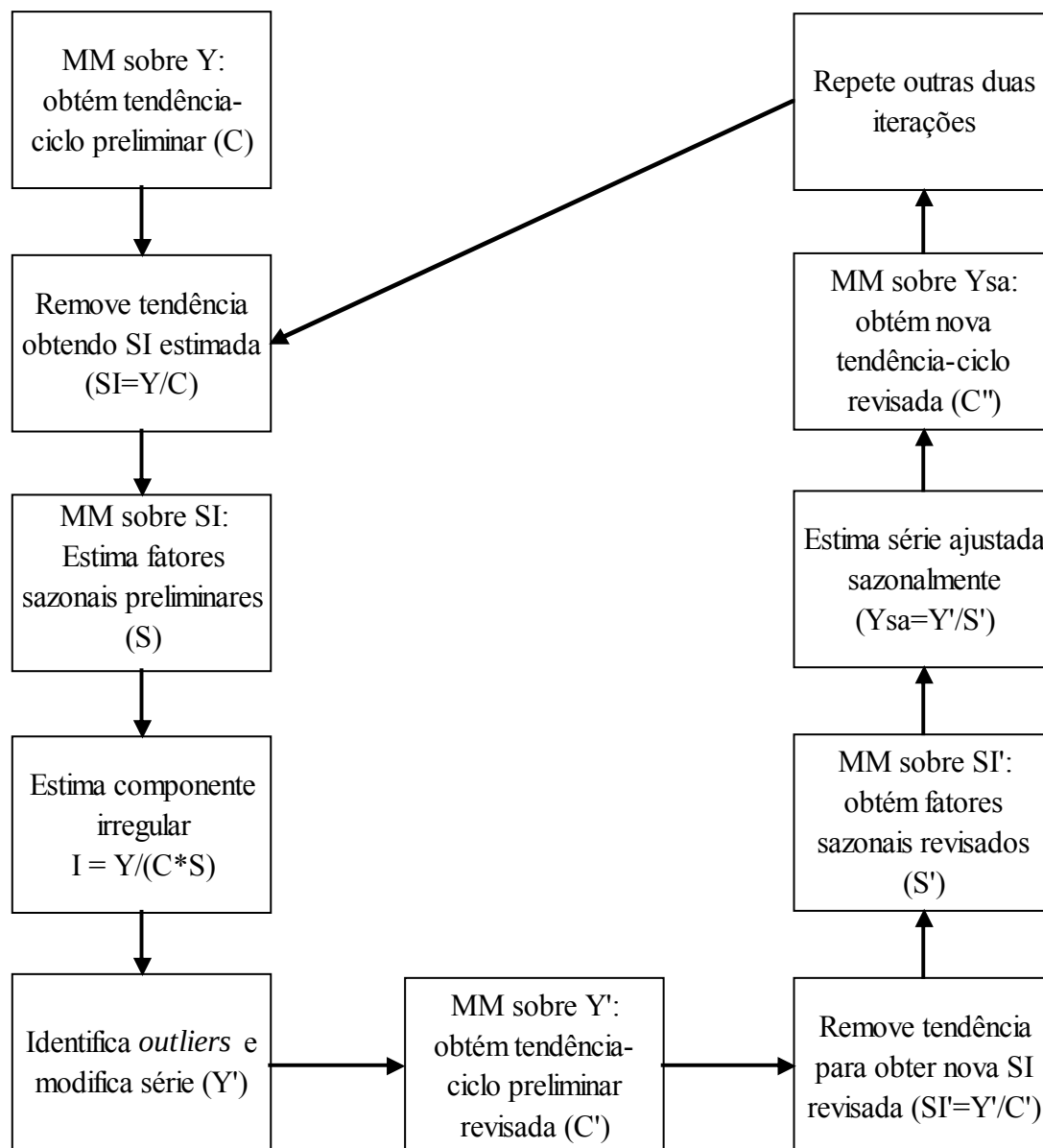


Figura 1: Rotina do processo X-12-Arima, considerando-se um modelo multiplicativo.

Em que:

MM = média móvel

Y = série original (observada)

C = série de tendência-ciclo

S = série de fatores sazonais

I = série irregular

SI = série sem tendência (sazonalidade x irregular)

Ysa = série ajustada sazonalmente

Os passos ilustrados no fluxograma anterior podem ser assim resumidos:

1. A tendência-ciclo preliminar (C) é obtida utilizando-se médias móveis ponderadas sobre a série original (Y).
2. A tendência é removida da série original obtendo uma série sem tendência (*detrended*):
 $SI = Y/C$.
3. Fatores sazonais (S) são estimados da série sem tendência tomando-se médias móveis ponderadas para cada grupo de períodos – no caso meses – separadamente.
4. Estimativa de componentes irregulares pela remoção do componente sazonal da série sem tendência: $I = Y/(C \times S)$.
5. *Outliers* são identificados da estimativa de componentes irregulares (I) e o valor original da série (Y) é temporariamente substituído por um valor imputado (Y').

Outliers são identificados e tratados por um processo que atribui pesos para cada observação, de acordo com o desvio padrão do componente irregular. Assim, atribuem-se pesos menores para observações extremas da série sem tendência. Esse procedimento não distorce a tendência estimada.

Para qualquer observação com peso inferior a um, a combinação Sazonalidade x Irregular (SI) é substituída por uma média ponderada dos valores das observações do mesmo período sazonal. Essa série modificada não possui tendência e é utilizada para obter fatores sazonais revisados. Esses fatores são aplicados à série original (Y) para produzirem uma nova série ajustada sazonalmente (Y').

6. Aplica-se média móvel centralizada sobre a série modificada (Y') para obter uma nova tendência-ciclo (C').
7. Uma nova série sem tendência é obtida removendo a tendência estimada da série modificada ($SI' = Y'/C'$).
8. Um novo conjunto de fatores sazonais (S') é obtido da série sem tendência tomando-se médias móveis ponderadas para cada grupo de períodos separadamente.
9. A série ajustada sazonalmente (Ysa) é obtida removendo-se os fatores sazonais da série modificada: $Ysa = Y'/S'$.
10. Uma nova tendência-ciclo (C'') é obtida da série sazonalmente ajustada (Ysa) usando médias móveis ponderadas.
11. Repete os passos 2 a 10 mais duas vezes para produzir um conjunto final de fatores sazonais (S_f), tendência-ciclo (C_f) e componentes irregulares ($I_f = Y/(S_f * C_f)$)

Teste de causalidade

A análise quanto ao sentido de causalidade entre as séries de preços foi conduzida empregando-se procedimento estatístico apresentado por GRANGER (1969).

Considere duas séries de tempo estacionárias X_t e Y_t . No teste de Granger, a questão de se X causa Y é identificada medindo-se quanto de Y pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e então verificar se a adição de valores defasados de X podem melhorar a explicação de Y . Diz, então, que se Y é causado por X , então X ajuda a prever Y , ou, de modo equivalente, se os coeficientes defasados de X são estatisticamente significativos.

O teste consiste em estimar as seguintes regressões:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_L X_{t-L} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_L Y_{t-L} + \mu_t \quad (14)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_L Y_{t-L} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_L X_{t-L} + \varepsilon_t \quad (15)$$

em que L corresponde ao número de defasagens e ε_t e μ_t são os termos de erro não correlacionados. A hipótese nula a ser testada é que X não causa Y em (14) e Y não causa X em (15), ou seja, $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_L$. A estatística é avaliada pelo teste F nas duas equações.

Após a estimação, pode-se obter quatro casos diferentes:

1. *Causalidade unilateral de Y para X* : quando os coeficientes estimados em (14) para a variável defasada Y são conjuntamente diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados em (15) para a variável X não for estatisticamente diferente de zero.
2. *Causalidade unilateral de X para Y* : quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável Y na equação (14) não for estatisticamente diferente de zero e o conjunto de coeficientes defasados para a variável X em (15) for estatisticamente diferente de zero.
3. *Bicausalidade ou simultaneidade*: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e de Y forem estatisticamente diferentes de zero, em ambas as regressões.
4. *Causalidade inexistente ou independência das variáveis*: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero.

Um ponto importante na análise da relação de causalidade entre duas variáveis diz respeito à escolha do número apropriado de defasagens a ser utilizado nas regressões. Como o teste é baseado na importância das informações passadas, aconselha-se utilizar um número maior de defasagens. Existem vários testes para identificar o número de defasagens. Basicamente, os testes consistem em escolher um número arbitrariamente alto de defasagens e verificar sua significância. Caso não seja significativa, usa-se a defasagem imediatamente

inferior. Os critérios mais utilizados para identificação do número de defasagens são o de Schwarz e o de Akaike. Vale ressaltar que esses testes não são específicos para a definição do número de defasagens a serem utilizados em testes de causalidade. No entanto, eles podem ser utilizados para proporcionar uma orientação sobre a duração do efeito de perturbações sofridas pelas próprias séries em tempo passado.

Contudo, como salienta MADDALA (1992), a dimensão das defasagens é, em certo sentido, arbitrária. Isso porque existe uma variedade de métodos alternativos para se determinar o tamanho ótimo de defasagens em um modelo. Não obstante essa discussão, optou-se por utilizar doze defasagens no presente trabalho, sendo esse número suficiente, cujo procedimento é largamente utilizado quando os dados são mensais.

Dados utilizados

Os dados utilizados neste trabalho referem-se às variações de preços de alguns itens e subitens do subgrupo alimentação no domicílio o qual, por sua vez, faz parte do grupo alimentação e bebidas. O período de análise é de janeiro de 1995 a dezembro de 2003.

Para a cidade de Viçosa, foram utilizados dados coletados pelo Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa para o cálculo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC-Viçosa). Para a região metropolitana de Belo Horizonte, foram utilizadas séries fornecidas pelo IBGE para o cálculo do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Uma vez que os itens e subitens diferem em alguns produtos nas duas localidades, optou-se por calcular suas variações incluindo apenas aqueles produtos que fazem parte de ambas pesquisas. Isso foi feito respeitando-se o peso de cada produto na composição final. A descrição das variáveis utilizadas encontra-se na Tabela 1.

Tabela 1 – Variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Produtos incluídos
V01	Cereais, leguminosas e oleaginosas	Arroz, feijão milho e amendoim
V02	Farinha, féculas e massas	Macarrão, fubá de milho, amido de milho, farinha de trigo e farinha de mandioca
V03	Hortaliças	Beterraba, cebola, alface, couve, repolho, tomate, cenoura, chuchu, quiabo, jiló e batata-inglesa

Continua ...

Continuação

Variável	Descrição	Produtos incluídos
V04	Frutas	Abacaxi, banana-prata, mamão, laranja pêra, limão e maçã
V05	Carnes	Carne bovina, carne suína e carne de aves
V06	Pescado	Pescado
V07	Leite e derivados	Leite pasteurizado, iogurte e queijo-de-minas
V08	Pães	Pão francês e pão doce
V09	Biscoitos	Biscoitos
V10	Óleos e gorduras	Óleo de soja, azeite de oliva e margarina vegetal
V11	Bebidas e infusões	Café moído, refrigerante e cerveja
V12	Enlatados e conservas	Azeitona, ervilha, milho verde e sardinha
V13	Sal e condimentos	Massa de tomate, maionese, sal, alho e tempero misto

Fonte: Departamento de Economia/UFV e IBGE (Dados básicos).

Nas tabelas e figuras apresentadas nos resultados, convencionou-se chamar as variáveis relacionadas aos preços em Belo Horizonte de V#-BH e as relacionadas aos preços em Viçosa de V#-VI, em que # refere-se ao número da variável.

3. Resultados

Inicialmente, para verificar a estacionariedade das séries de preços, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado (DFA), cujos resultados encontram-se na Tabela 2.

O valor do teste de Dickey-Fuller aumentado em todas as variáveis, tanto para Belo Horizonte quanto para Viçosa, é inferior ao valor crítico, considerando o nível de significância de 1%. Assim, pode-se dizer que não existe problema de raiz unitária em nenhuma série de preço. Em outras palavras, pode-se dizer que todas as séries são estacionárias em nível, não necessitando de nenhuma transformação.

Tabela 2 – Resultados dos testes de estacionariedade

Variável	Belo Horizonte		Viçosa	
	DFA	Valor crítico a 1%	DFA	Valor crítico a 1%
V01	-7,2447	-3,49252	-7,4025	-3,49252
V02	-6,0647	-3,49252	-7,0305	-3,49252
V03	-6,7709	-3,49252	-7,6318	-3,49375
V04	-7,8032	-3,49252	-8,2621	-3,49375
V05	-6,2355	-3,49252	-6,7430	-3,49252
V06	-9,5899	-3,49252	-9,4585	-3,49252
V07	-6,4217	-3,49313	-8,8347	-3,49252
V08	-6,7652	-3,49252	-10,0867	-3,49252
V09	-6,4074	-3,49252	-9,2153	-3,49252
V10	-5,9539	-3,49252	-7,6655	-3,49252
V11	-7,1954	-3,49252	-8,1585	-3,49252
V12	-6,6894	-3,49252	-10,4481	-3,49313
V13	-8,2428	-3,49252	-10,3667	-3,49252

Fonte: Dados da Pesquisa.

O processo passo, consistiu em identificar o tipo de modelo a ser utilizado nos procedimentos, ou seja, se aditivo ou multiplicativo. Para isso, foram realizadas regressões envolvendo a tendência preliminar e o valor absoluto do componente sazonal preliminar da série. Os resultados dessas regressões estão listados na Tabela 3.

Admitindo-se o máximo de 10% de probabilidade, das 26 séries estudadas, em 14 delas verifica-se comportamento melhor descrito pelo modelo multiplicativo e, nas 12 restantes, o melhor modelo seria o aditivo. Note que apenas foram identificados modelos multiplicativos e aditivos, e nenhum modelo misto. Isso porque as especificações adotadas nas equações não permitiram tal análise, devido a grande diversidade possível de modelos mistos.

A primeira diferença a ser observada entre as localidades é que nas séries de Belo Horizonte ocorre com maior frequência o modelo multiplicativo (nove das treze), enquanto nas séries de Viçosa predomina o modelo aditivo (oito das treze). A princípio, isso significa apenas que, nas séries de Belo Horizonte, há predominância de comportamentos

proporcionais e em conjunto dos fatores explicativos tendência, sazonalidade, ciclo e irregular. Já nas séries de Viçosa, predomina a atuação isolada dos fatores.

Tabela 3 – Resultados das regressões utilizadas para identificação dos modelos

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade	Modelo
V01-BH	0,588392	0,182691	3,220695	0,0018	Multiplicativo
V01-VI	0,636311	0,158395	4,017249	0,0001	Multiplicativo
V02-BH	0,715060	0,160735	4,448688	0,0000	Multiplicativo
V02-VI	0,744738	0,140502	5,300532	0,0000	Multiplicativo
V03-BH	0,948434	0,361740	2,621865	0,0102	Multiplicativo
V03-VI	0,396556	0,451280	0,878734	0,3818	Aditivo
V04-BH	-0,012434	0,280058	-0,044396	0,9647	Aditivo
V04-VI	0,030011	0,328189	0,091444	0,9273	Aditivo
V05-BH	0,663911	0,269529	2,463226	0,0156	Multiplicativo
V05-VI	0,972309	0,203312	4,782352	0,0000	Multiplicativo
V06-BH	0,110197	0,425017	0,259278	0,7960	Aditivo
V06-VI	0,859399	0,399533	2,151011	0,0340	Multiplicativo
V07-BH	0,175864	0,330246	0,532526	0,5956	Aditivo
V07-VI	0,041622	0,400619	0,103893	0,9175	Aditivo
V08-BH	0,468697	0,147339	3,181068	0,0020	Multiplicativo
V08-VI	0,347422	0,260546	1,333439	0,1856	Aditivo
V09-BH	0,320588	0,094276	3,400537	0,0010	Multiplicativo
V09-VI	-0,111978	0,157706	-0,710043	0,4794	Aditivo
V10-BH	0,825164	0,151047	5,462962	0,0000	Multiplicativo
V10-VI	0,400806	0,156579	2,559772	0,0121	Multiplicativo
V11-BH	-0,198966	0,201854	-0,985692	0,3268	Aditivo
V11-VI	0,083884	0,172621	0,485943	0,6281	Aditivo
V12-BH	0,389639	0,159661	2,440414	0,0165	Multiplicativo
V12-VI	-0,273396	0,380406	-0,718695	0,4741	Aditivo
V13-BH	0,418532	0,194716	2,149451	0,0341	Multiplicativo
V13-VI	0,259402	0,211894	1,22421	0,2239	Aditivo

Fonte: Dados da Pesquisa.

Iniciando a comparação entre a região metropolitana de Belo Horizonte e Viçosa, foram calculados índices sazonais para as diversas séries de preços, os quais podem ser visualizados nas Figuras 2 a 14. O objetivo dessas figuras é identificar, *a priori*, algum comportamento sazonal definido e/ou alguma evidência de causalidade entre as localidades. Todas as figuras correspondem a gráficos com dois eixos verticais, sendo o da esquerda representando a variável em Belo Horizonte e o da direita a variável em Viçosa.

Note que existem figuras ilustrando dois modelos multiplicativos (ambos com média um) ou dois modelos aditivos (ambos com média zero) ou, ainda, um modelo multiplicativo e um aditivo. Nos dois primeiros casos, as escalas dos eixos verticais são as mesmas. Quando ocorre o caso de dois modelos diferentes, optou-se por considerar as mesmas variações absolutas entre os limites superior e inferior. Dessa forma, pode-se comparar entre a amplitude dos índices sazonais nos diversos meses do ano.

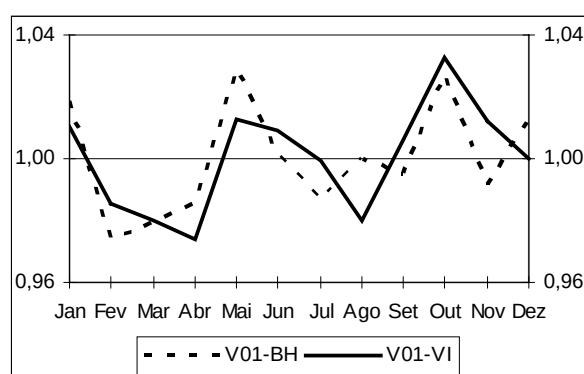


Figura 2 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de cereais, leguminosas e oleaginosas.

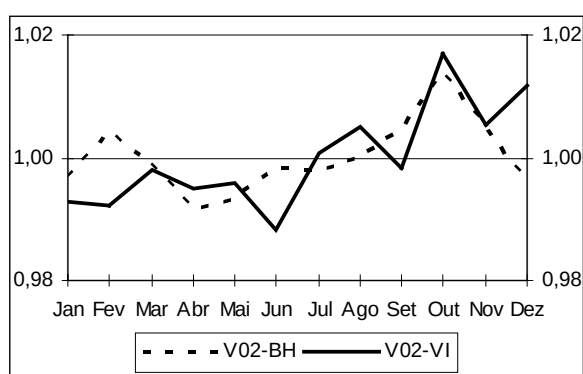


Figura 3 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de farinha, féculas e massas.

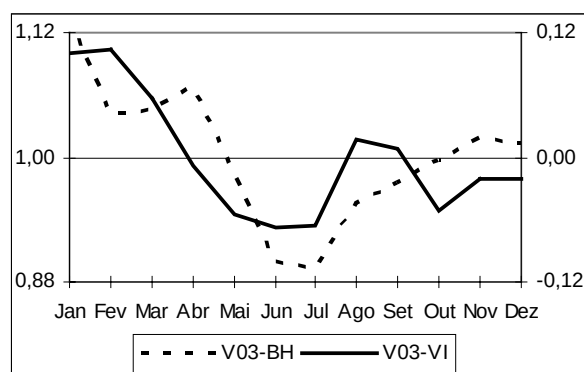


Figura 4 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de hortaliças

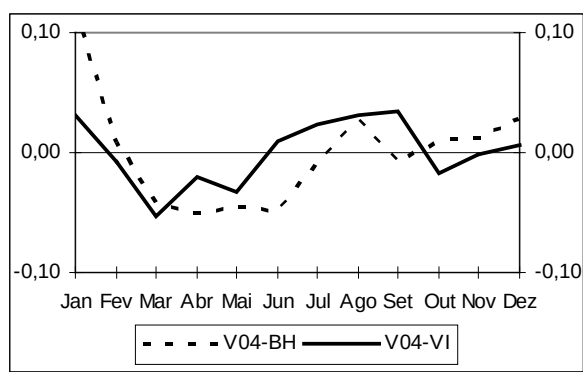


Figura 5 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de frutas

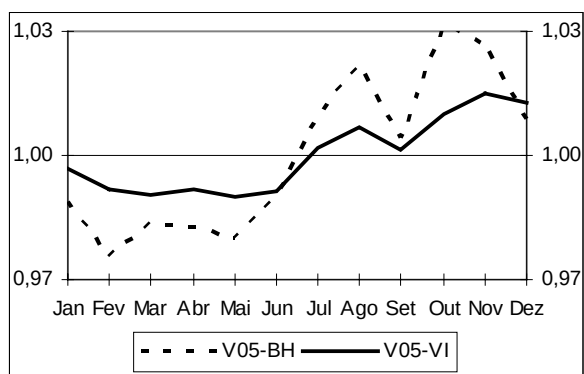


Figura 6 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de carnes

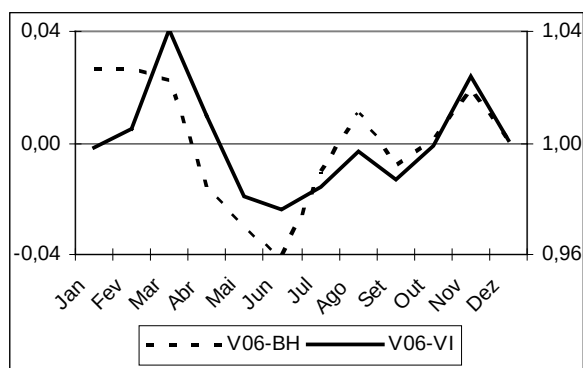


Figura 7 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de pescado

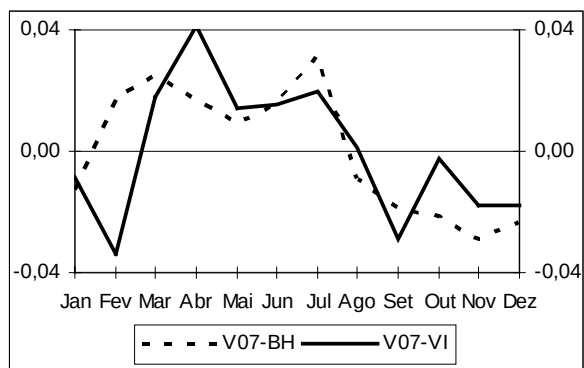


Figura 8 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de leite e derivados

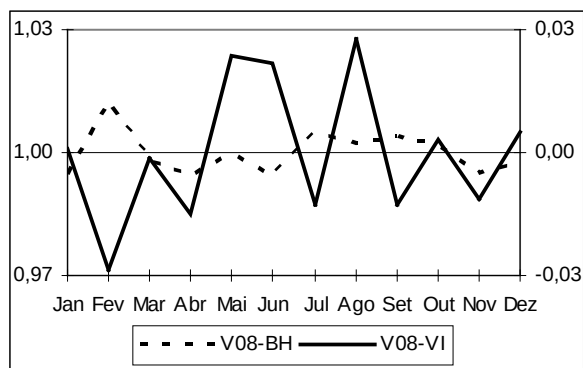


Figura 9 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de pães

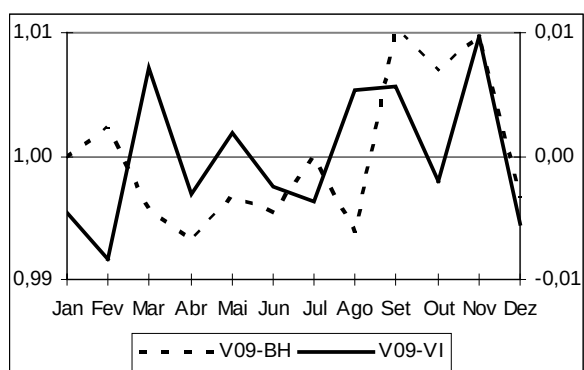


Figura 10 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de biscoitos

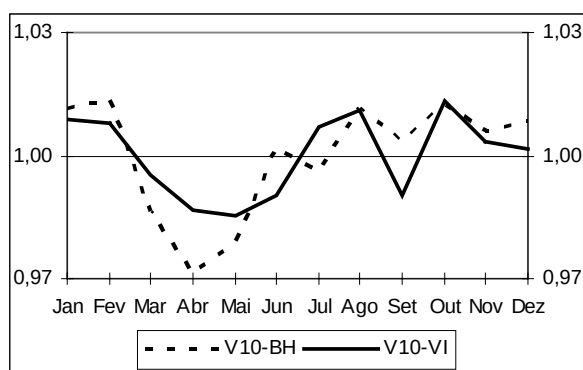


Figura 11 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de óleos e gorduras

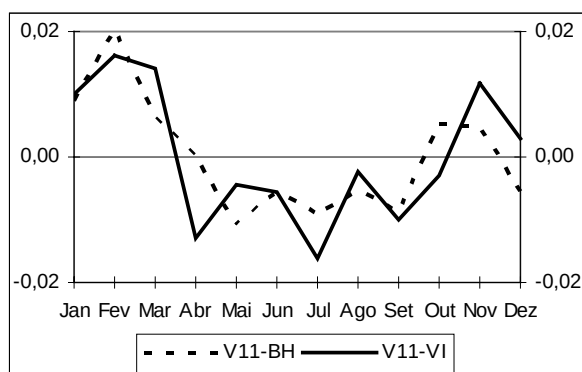


Figura 12 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de Bebidas e infusões

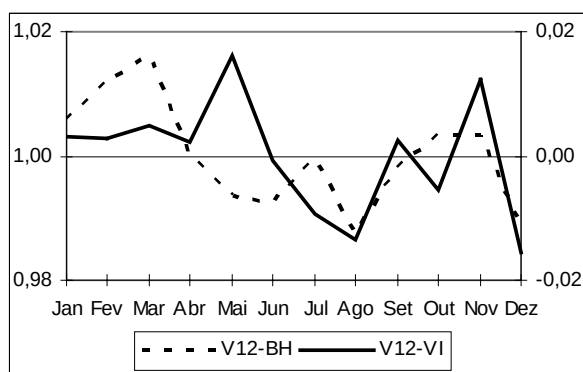


Figura 13 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de Enlatados e conservas

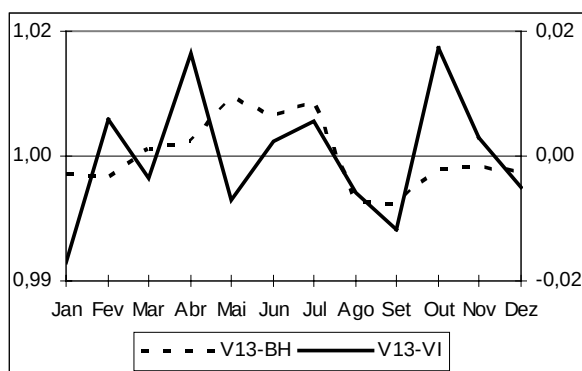


Figura 14 – Índices sazonais obtidos para a série de preços de sal e condimentos

Observando-se as figuras, percebe-se que existem semelhanças nos comportamentos da maioria das variáveis. Exceções claras encontram-se nas variáveis 8 (pães) e 13 (sal e condimentos).

Entretanto, percebe-se, também, que existem diferenças mensais no valor dos componentes sazonais, isto é, os comportamentos são parecidos, mas não necessariamente ocorrem no mesmo mês. Em outras palavras, não há sobreposição das curvas, o que pode estar indicando que um movimento em uma localidade precede o da outra.

Outro ponto a ser observado é a existência de poucas séries que apresentam comportamentos sazonais bem definidos. Por exemplo, a variável 1 (cereais, leguminosas e oleaginosas) não apresenta comportamento sazonal claro, embora seja formada por produtos que tipicamente apresentam sazonalidade na produção e, conseqüentemente, no preço. Isso ocorre porque os padrões sazonais desses produtos são diferentes entre si. Observando-se os

comportamentos dos preços no CEASA de Belo Horizonte³, percebe-se que os menores preços para o arroz ocorrem de abril a setembro; para o feijão entre fevereiro e março; para o milho nos meses de abril, maio e julho; e para o amendoim entre junho e outubro. Assim, mesmo que individualmente haja sazonalidade, em conjunto isso pode não ocorrer, uma vez que um efeito pode anular outro⁴.

Por outro lado, percebem-se, *a priori*, padrões sazonais mais claros como, por exemplo, nas variáveis 3 (hortaliças) e 5 (carnes). Nas hortaliças, parece existir um comportamento típico de queda nos preços no meio do ano, enquanto há elevações no começo e no fim do ano. De fato, os dados dos últimos anos do CEASA indicam que os produtos batata-inglesa, cenoura, alface, couve, chuchu e tomate têm nos meses de junho ou julho ou agosto os menores preços. Para o município de Viçosa, GOMES e GOMES (2001) elaboraram um calendário de compras de alguns hortifrutigrangeiros em função da sazonalidade em seus preços e também concluíram que a maioria das hortaliças apresentou preços mais elevados no começo ou no fim do ano.

Quanto às carnes, nota-se que os preços estão mais baixos no início do ano (até maio), passando a subir sistematicamente até novembro, quando novamente entram em queda. Note que esses períodos coincidem com as épocas das águas e da seca no estado de Minas Gerais. A justificativa para tal comportamento está no custo de produção desses produtos. Nos meses de seca, os custos operacionais são significativamente maiores que os verificados no período das águas. Isso ocorre, principalmente, devido à disponibilidade de alimentos. Tal fato é mais evidente na criação bovina. Como a alimentação dos animais representa parcela significativa dos gastos operacionais dos produtores, a falta de pastos na seca força o produtor a oferecer ração aos animais, o que aumenta sobremaneira o custo.

Se a argumentação anterior é verdadeira, por que não se verifica comportamento semelhante na variável 7 (leite e derivados) que também é de origem animal? Uma possível explicação está na participação das indústrias na formação do preço final. Os produtos que fazem parte dessa variável são mais processados e vendidos por empresas de características similares aos oligopólios. Com isso, mesmo que o preço de aquisição da matéria-prima (no caso o leite) varie devido a flutuações na oferta, há certa estabilidade no preço final. Pode ser, ainda, que as empresas não aumentem imediatamente os preços dos produtos quando ocorrem aumentos no preço da matéria-prima, pois tais empresas normalmente trabalham com

³ Os dados podem ser obtidos no endereço <http://www.ceasa.mg.gov.br>

estoques reguladores. Isso significa que pode haver certa defasagem entre o aumento do custo de aquisição do insumo e sua transmissão ao preço final do produto.

Em síntese, a análise gráfica preliminar dos componentes sazonais permitiu apenas algumas sinalizações, no sentido de poucas séries com sazonalidade clara e alguma evidência de causalidade.

Aprofundando a análise, foram realizados testes para verificar a presença de sazonalidade nas séries. Os resultados dos testes aplicados às séries de preços estão descritos na Tabela 4.

Em geral, considera-se estatisticamente significativo os níveis de probabilidade de 0,1%, 1% e 5%, respectivamente para o teste F para sazonalidade estável, teste Kruskal-Wallis de sazonalidade estável e teste F para sazonalidade móvel. Considerando-se tais probabilidades, somente nas variáveis 3 (BH e VI), 4 (BH), 5 (BH), 7 (BH) e 12 (BH) foram encontrados padrões sazonais estáveis. Entretanto, observando-se as variáveis 5 (VI) e 10 (BH), percebe-se que, além da significância do teste Kruskal-Wallis, as probabilidades encontradas no teste F para sazonalidade estável são inferiores a 1%. Com isso, optou-se por considerar a existência de sazonalidade também nessas séries. Note que em todas as séries consideradas com sazonalidade, não houve significância para a sazonalidade móvel.

Considerando-se tais critérios, das oito séries que apresentam sazonalidade, seis são de Belo Horizonte e apenas duas são de Viçosa. Com isso, cerca de 46% das séries de preço analisadas para a região metropolitana da capital mineira apresentam comportamento sazonal estável e definido, enquanto que em apenas 15% das séries de Viçosa foi identificada tal característica. Isso significa que há maior influência de fatores irregulares nas séries de Viçosa, cujos padrões sazonais são menos identificáveis.

⁴ FIGUEIREDO e STAUB (2002) e BRYAN e CECCHETTI (1995) analisaram a questão idiossincrática das variações sazonais nos preços, em que, a despeito da existência de padrões sazonais nos itens, o índice agregado pode não apresentar tal evidência.

Tabela 4 – Resultados dos testes para presença de sazonalidade

Variável	Teste F para sazonalidade estável		Teste Kruskal-Wallis sazonalidade estável		Teste F para sazonalidade móvel		Sazonalidade
	Estatística	Probab.	Estatística	Probab.	Estatística	Probab.	
V01-BH	1,780	6,80	20,361	4,06	2,854	0,72	NÃO
V01-VI	1,921	4,58	33,517	0,04	1,984	5,76	NÃO
V02-BH	0,988	46,24	9,371	58,77	3,738	0,08	NÃO
V02-VI	1,194	30,19	13,797	24,44	2,203	3,46	NÃO
V03-BH	8,805	0,00	52,162	0,00	1,477	17,71	SIM
V03-VI	8,127	0,00	50,687	0,00	0,863	55,05	SIM
V04-BH	7,927	0,00	46,423	0,00	0,604	77,22	SIM
V04-VI	1,857	5,49	21,187	3,15	1,679	11,46	NÃO
V05-BH	6,090	0,00	57,126	0,00	0,938	48,96	SIM
V05-VI	2,656	0,56	28,854	0,24	1,830	8,20	SIM
V06-BH	1,518	13,76	17,212	10,18	1,356	22,72	NÃO
V06-VI	1,857	5,49	17,799	8,64	1,724	10,39	NÃO
V07-BH	7,046	0,00	73,339	0,00	0,843	56,78	SIM
V07-VI	2,374	1,21	25,226	0,84	1,868	7,51	NÃO
V08-BH	1,229	27,86	12,379	33,58	0,890	52,86	NÃO
V08-VI	1,847	5,64	21,744	2,64	2,678	1,11	NÃO
V09-BH	1,819	6,10	20,508	3,88	0,825	58,27	NÃO
V09-VI	0,704	73,21	7,499	75,73	1,679	11,48	NÃO
V10-BH	2,636	0,55	42,440	0,00	0,654	73,05	SIM
V10-VI	1,407	18,21	21,438	2,91	1,499	16,91	NÃO
V11-BH	2,415	1,07	19,511	5,25	3,543	0,13	NÃO
V11-VI	2,111	2,64	26,252	0,60	1,268	27,03	NÃO
V12-BH	4,085	0,01	32,633	0,06	1,763	9,53	SIM
V12-VI	0,599	82,56	8,765	64,36	3,170	0,33	NÃO
V13-BH	1,061	40,04	10,992	44,39	3,047	0,45	NÃO
V13-VI	1,698	8,52	15,967	14,24	1,498	16,93	NÃO

Fonte: Dados da Pesquisa.

Apenas para ilustrar, os dados apresentados na Tabela 5 confirmam a existência de sazonalidade nas séries, ao se realizar alguns testes e identificar o modelo ARIMA mais adequado.

Uma breve descrição das estatísticas de diagnóstico ajudará na compreensão. 1) A estatística de Ljung-Box refere-se aos resíduos do modelo ARIMA, cujo intervalo de confiança varia de 0 a 51,2. Um valor fora do intervalo de confiança significa que há evidências de autocorrelação entre os resíduos do modelo ARIMA ajustado. 2) O erro de previsão mede a dispersão das previsões em relação aos valores reais. Admite-se um máximo de 15% de erro. 3) Quanto aos *outliers*, a existência de um percentual elevado indica que há problemas relacionados a estabilidade fraca do processo ou que existe um problema de confiabilidade dos dados. Em outras palavras, não se consegue ajustar um modelo ARIMA a todas observações. Admite-se um máximo de 5% de *outliers*. 4) O índice de qualidade sazonal, variando de zero a dez, refere-se à qualidade como um todo do processo de ajustamento sazonal.

Tabela 5 – Estatísticas do ajustamento sazonal

Variável	Ljung-Box	Erro de previsão	Percentual de <i>outliers</i>	Índice de qualidade	Modelo ARIMA
V03-BH	38,04	5,62%	0,00%	5,702	(0,0,0) (0,1,1)
V03-VI	30,79	5,62%	0,00%	5,448	(0,0,0) (0,1,1)
V04-BH	46,85	4,03%	1,03%	6,325	(2,1,0) (0,1,1)
V05-BH	36,39	2,79%	2,91%	5,771	(2,1,0) (0,1,1)
V05-VI	49,73	2,34%	0,00%	6,913	(0,0,2) (0,1,1)
V07-BH	34,27	1,21%	2,78%	5,927	(0,0,2) (0,1,1)
V10-BH	17,7	5,31%	3,70%	5,597	(2,1,2) (0,1,1)
V12-BH	25,49	1,89%	1,89%	5,530	(2,1,0) (0,1,1)

Fonte: Dados da Pesquisa.

Os dados apresentados na última coluna da Tabela 5 descrevem o melhor modelo ARIMA estimado para a série. Seu formato padrão é (p,d,q) (P,D,Q), sendo “p” e “q” as ordens dos fatores auto-regressivo e média móvel, respectivamente; “P” e “Q” as ordens dos fatores sazonais auto-regressivo e média móvel; e “d” e “D” representam as diferenças realizadas, regulares e sazonais. Note que os ajustamentos sazonais priorizam modelos de

ordens menores (critério da parcimônia). Isso porque modelos de ordens maiores podem levar a estimativas de coeficientes altamente correlacionados, reduzindo a precisão das previsões.

Todas as séries previamente selecionadas por apresentarem sazonalidade apresentaram bons resultados nos testes, mesmo as variáveis 5 (VI) e 10 (BH). Isso reforça a idéia de que as séries de preços de Belo Horizonte possuem um comportamento sazonal melhor definido do que as séries de Viçosa.

A última etapa do trabalho consiste em verificar se há causalidade entre as séries, embora os comportamentos sazonais nas duas localidades sejam diferentes. Os resultados estão descritos na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados da análise de causalidade de Granger

Variável	H ₀ : Preço em BH não causa preço em Viçosa		H ₀ : Preço em Viçosa não causa preço em BH		Causalidade
	Teste F	Significância	Teste F	Significância	
V01	1,98649	0,03815	0,57477	0,85527	BH ➡ Viçosa
V02	2,93958	0,00230	0,98208	0,47423	BH ➡ Viçosa
V03	3,76782	0,00020	1,50982	0,14099	BH ➡ Viçosa
V04	1,80391	0,06385	0,90348	0,54779	BH ➡ Viçosa
V05	2,92690	0,00239	1,35747	0,20710	BH ➡ Viçosa
V06	1,91025	0,04738	0,71813	0,72899	BH ➡ Viçosa
V07	1,55767	0,12444	0,63222	0,80784	Inexistente
V08	0,38238	0,96572	0,67602	0,76859	Inexistente
V09	2,47816	0,00908	0,82379	0,62562	BH ➡ Viçosa
V10	0,92919	0,52327	0,54523	0,87744	Inexistente
V11	1,56931	0,12068	1,53455	0,13221	Inexistente
V12	1,74214	0,07574	1,55591	0,12502	BH ➡ Viçosa
V13	0,34844	0,97642	0,88978	0,56100	Inexistente

Fonte: Dados da Pesquisa.

Conforme mencionada, a hipótese nula testada é de que o preço em Belo Horizonte (Viçosa) não causa o preço em Viçosa (Belo Horizonte). Caso haja significância conjunta nos parâmetros (teste F), rejeita-se tal hipótese.

Admitindo-se o máximo de 10% de significância, nota-se que não existe causalidade unidirecional, no sentido de Viçosa para Belo Horizonte, em nenhuma dupla de preços. Aliás, em nenhuma equação neste sentido obteve-se significância do teste F, significando que não existe sequer bicausalidade ou causalidade bidirecional.

Das treze relações entre variáveis testadas, em cinco delas não foi detectado nenhum tipo de influência, ou seja, inexistência de causalidade. Por outro lado, oito relações apresentaram causalidade no sentido de Belo Horizonte para Viçosa. As causalidades encontradas evidenciam a significativa influência que os preços da capital exercem sobre os do interior, ao menos em cidades como Viçosa.

É interessante notar que existe causalidade em todos os produtos consumidos *in natura* (ou pelo menos pouco processados). Entre os produtos que sofrem alguma industrialização, há causalidade apenas nas variáveis 9 (biscoitos) e 12 (enlatados e conservas). Entretanto, pode-se justificar a correlação de preços desses produtos, na medida em que, normalmente, os depósitos desses produtos situam-se na capital, ou próximo dela. Assim, o posterior transporte para o interior eleva seu preço de forma defasada.

Quanto às causalidades nos produtos menos processados, algumas explicações podem ser levantadas. Segundo VIEIRA (2000), em artigo sobre as diferenças entre os comportamentos dos preços no interior de Minas Gerais e em Belo Horizonte, uma possível explicação é que a produção agrícola no interior é deslocada para os galpões de armazenamento na região metropolitana da capital, retornando depois aos locais de origem para ser comercializada. Nesse sentido, o custo de armazenagem torna-se crescente com o decorrer do tempo, justificando a alta retardatária nos preços praticados no interior.

Outra explicação é a dependência do município de Viçosa de produtos alimentícios provenientes de outras regiões. Isso porque a produção agrícola do município é relativamente inferior à média do Estado. Segundo dados da Fundação João Pinheiro, o PIB agrícola por habitante no Estado de Minas Gerais no ano de 2000 foi de R\$ 466,29. Nesse mesmo ano, o PIB agrícola por habitante em Viçosa foi de apenas R\$ 121,26, ou seja, quase quatro vezes menor. Uma possível justificativa para esse desempenho é a topografia acidentada da microrregião de Viçosa, impossibilitando, muitas vezes, o uso de tecnologias mecânicas. Tal fato limita as opções de plantio, uma vez que muitas culturas exigem tais tecnologias para se tornarem rentáveis.

Em síntese, o trabalho evidenciou alguns pontos interessantes: em primeiro lugar, a maior parte das séries de Belo Horizonte encaixa-se nos padrões dos modelos multiplicativos, enquanto modelos aditivos explicam melhor a maioria das séries de Viçosa. Em segundo

lugar, percebe-se que as séries que possuem sazonalidade são, em sua maioria, de Belo Horizonte. Apenas duas séries de Viçosa apresentaram sazonalidade estável. Apesar das diferenças existentes nos comportamentos das séries de preços entre as duas localidades, foi possível identificar claramente a influência dos preços de alimentos praticados na capital sobre os preços em Viçosa. Justifica-se tal causalidade pela dependência de alimentos provenientes de fora do município, uma vez que a produção é insuficiente.

4. Conclusão

O objetivo do trabalho foi comparar séries de preços de alimentos praticados na região metropolitana de Belo Horizonte e de Viçosa. Para isso, procedeu-se a dois tipos de análise: na primeira etapa, procurou-se identificar padrões sazonais nas séries, os quais poderiam possibilitar a identificação prévia de algumas semelhanças. Também nessa etapa foram realizados ajustamentos nas séries nas quais em que foi identificada sazonalidade estável. Na etapa seguinte, buscou-se evidenciar relações de causa entre as localidades, ou seja, verificar se os preços praticados em um local ajudam a predizer os preços do outro local.

Os resultados encontrados permitiram concluir que existem várias diferenças na composição das séries de preços entre as regiões estudadas. Por exemplo, grande parte das séries temporais de Belo é explicada por modelos multiplicativos e possuem sazonalidade estável. Por outro lado, o modelo que melhor explica a maioria das séries de Viçosa é o aditivo; além disso, somente em duas séries foi detectada sazonalidade.

Com tantas diferenças, era de se esperar que não houvesse relações entre os preços das duas localidades. Contudo, os testes de causalidade provaram o contrário. Das treze análises de causalidade, oito apresentaram causalidade no sentido de Belo Horizonte para Viçosa e cinco não apresentaram causalidade.

Tais resultados comprovam a influência da capital sobre o interior ou, de modo equivalente, a dependência do interior dos padrões da capital. Justifica-se tal causalidade na insuficiência da oferta de alimentos no município de Viçosa, forçando a aquisição em outros locais. Uma vez que o CEASA em Belo Horizonte armazena a produção de vários lugares, grande parte dos alimentos consumidos em Viçosa tem esse local como origem.

Não obstante fugir um pouco dos objetivos deste trabalho, não se pode deixar de extrapolar os resultados encontrados. O município de Viçosa possui duas características relacionadas ao problema ora discutido: a primeira é a reduzida produção per capita de alimentos; e, a segunda, é o baixo nível de renda da população. Para se ter uma idéia, a renda

per capita do município de Viçosa é cerca de 50% inferior à média do Estado de Minas Gerais.

É sabido, ainda, que a proporção de gastos do consumidor com alimentos é tanto maior quanto menor sua renda. De fato, os gastos com alimentação da população que recebe entre um e seis salários-mínimos em Viçosa correspondem a 44,8% do total. Aliado a tudo isso, adiciona-se o fato de que o município de Viçosa tem uma das maiores taxas de crescimento da população do Estado de Minas Gerais.

Com isso, é fácil perceber a complexidade da questão, embora de difícil solução: aumento da população e dependência de alimentos de outros locais.

5. Referências bibliográficas

BRYAN, M.F., CECCHETTI, S.G. **The seasonality of consumer prices**. Cambridge: National Bureaus of Economic Research, 1995. 24 p.

DOSSÉ, J., PLANAS, C. **Pre-adjustment in Seasonal Adjustment Methods: A Comparison of REGARIMA and TRAMO**. Luxemburg: Eurostat, 1996. 31 p.

FIGUEIREDO, F.M.R., STAUB, R.B. Algumas considerações sobre a sazonalidade no IPCA. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, 2(2), 2002. 36 p.

FISCHER, B. **Decomposition of Time Series: Comparing Different Methods in Theory and Practice**. Luxemburg: Eurostat. 1995. 69 p.

GOMES, A.P.W; GOMES, A.P., O comportamento dos preços em uma cidade do interior: o caso de Viçosa-MG, In: V Congresso de Ciências Humanas, Letras e Artes, **Anais...** Ouro Preto: UFOP, 2001. 13p.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, 37 (3), 1969. P. 424 - 438.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. São Paulo: Pioneira, 1998. 430 p.

- HOOD, C.C., FINDLEY, D.F. Comparing direct and indirect seasonal adjustment of aggregate series. In: MANNA, M., PERONACI, R. (Eds). **Seasonal Adjustment**. Frankfurt: European Central Bank, 2003. P. 9-22.
- MADDALA, G. S. **Introduction to Econometrics**. : New York: Macmillam Publishing Company, 1992. 631 p.
- NARDELI, S. Seasonal adjustment quality reports. In: MANNA, M., PERONACI, R. (Eds). **Seasonal Adjustment**. Frankfurt: European Central Bank, 2003. P. 127-148.
- ONGAN, M.G. **The seasonal adjustment of the consumer and wholesale prices: a comparison of Census X-11, X-12 ARIMA and TRAMO/SEATS**. Ankara: Central Bank of the Republic of Turkey, 2002. 34 p.
- U.S. CENSUS BUREAU. **X-12-Arima reference manual**. (<http://www.census.gov>). 2002. 191 p.
- VIEIRA, M. Inflação pesa mais no interior. **Estado de Minas**, Belo Horizonte, 10 setembro 2000. Suplemento Economia, p. 5.