

## SAZONALIDADE NOS ÍNDICES DE PREÇOS SETORIAIS AGRÍCOLAS DO MUNICÍPIO DE LAVRAS, MG

Pedro Luiz Costa CARVALHO<sup>1</sup>  
Theilma SÁFADI<sup>2</sup>  
Marcelo Inácio FERREIRA FERRAZ<sup>3</sup>

- RESUMO: Este artigo tem como objetivo estudar o comportamento sazonal das séries de Índices de Preços Recebidos e Pagos pelos produtores rurais do Município de Lavras, MG e seus componentes bem como comparar a qualidade entre o ajuste direto e o ajuste indireto para as duas séries de Índices. Os dados foram obtidos junto ao Departamento de Administração e Economia – DAE – da Universidade Federal de Lavras – UFLA – e compreendem observações mensais de janeiro de 1996 a dezembro de 2005. Os resultados mostraram que as duas séries de Índices não possuem sazonalidade identificável. Porém, no caso do IPR, três das quatro séries de preços que o compõem apresentaram sazonalidade identificável. Além disso, ao comparar para a série do IPR qual dos dois procedimentos de ajuste sazonal é melhor, concluiu-se que o ajustamento direto é mais suave do que o ajustamento indireto.
- PALAVRAS-CHAVE: Sazonalidade; IPR; IPP.

### 1 Introdução

Em economia, busca-se estudar a evolução de diversos índices ou indicadores que medem direta ou indiretamente o nível da atividade econômica ao longo do tempo. As séries econômicas, em especial as de produtos alimentícios, são em sua grande maioria, afetadas pelos eventos sazonais provocados direta ou indiretamente pela existência das estações do ano e pelo efeito de calendário (fatores culturais) que podem dificultar a interpretação da variável em estudo. Portanto, a identificação e a interpretação das flutuações periódicas nas séries temporais econômicas são de importância fundamental para a correta análise dos agregados econômicos.

Os métodos de ajustamento sazonal ou de dessazonalização vêm ao longo do tempo representando papel de grande importância nos estudos das séries temporais econômicas. A grande popularização destas técnicas se deve, em grande parte, à disponibilidade de técnicas de ajustamento informatizadas, tais como: o Método X-11 desenvolvido pelo

---

1Departamento de Administração e Economia, Universidade Federal de Lavras – UFLA, Programa de Pós-Graduação em Administração, CEP: 37200-000, Lavras, MG, Brasil.E-mail: *pcostacarvalho@yahoo.com.br*

2 Departamento de Ciências Exatas – DEX, Universidade Federal de Lavras – UFLA, CEP: 37200-000, Lavras, MG, Brasil.E-mail: *safadi@ufla.br*

3 Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas – DCET; Universidade Estadual de Santa Cruz – UESC; Rodovia Ilhéus Itabuna, Bairro Salobrinho, CEP: 45650-000, Ilhéus, BA. E-mail: *mfferraz@uesc.br*

U.S. Bureau of the Census, o Método X-11-ARIMA, desenvolvida pelo Statistics Canada e o Método X-12-ARIMA, disponibilizado pelo U.S. Bureau of the Census.

Na revisão sobre preços de produtos agrícolas e alimentícios, observa-se um certo consenso sobre a existência de sazonalidade, porém são poucos os estudos sobre a questão das variações sazonais das séries de índices de preços agrícolas pagos e recebidos pelos produtores rurais. O conhecimento das variações sazonais dos preços agrícolas é de grande importância principalmente tendo em vista os movimentos de oferta e demanda. O conhecimento das variações sazonais dos preços, por exemplo, fornece subsídios aos produtores para alocação temporal mais eficiente. Além disso, pode servir para orientar o consumidor sobre as melhores épocas de compra, melhorando a eficiência da utilização da renda.

No Município de Lavras MG, por exemplo, o índice de preços agrícolas para o município e região é calculado pelo Departamento de Administração e Economia - DAE da Universidade Federal de Lavras - UFLA, desde o ano de 1994. No entanto, ainda não existem estudos sobre as flutuações sazonais presentes nessa série e nos seus componentes.

Desta forma, este estudo tem como objetivo estudar o comportamento sazonal do Índice de Preços Recebidos e Pagos pelos produtores – IPR e IPP – e de seus componentes, ajustar um modelo sazonal caso a sazonalidade seja presente e comparar a eficácia entre o ajustamento direto e indireto.

## **2 Referencial teórico**

### **2.1 Índices de preços**

Atualmente na economia brasileira e mundial existe uma grande quantidade de índices de preços. Alguns são mais confiáveis do que outros no sentido de serem feitos por instituições de respeito e preparadas para este tipo de análise, outros são bastante antigos e podem ou não ter perdido sua capacidade de relatar a realidade de forma satisfatória, mas todos pretendem medir a variação geral dos preços. Como eles são usados para medir a inflação, são importantes para as políticas macroeconômicas, o cálculo de salários e poupança, a avaliação de projetos, a correção de pensões e benefícios. Enfim, em tudo que leva em conta os efeitos da inflação.

De uma forma geral, os índices de preços representam a relação entre o preço de um produto num período  $t$  e o preço do mesmo produto em um período anterior  $t-1$ , indicando assim a variação do preço do produto. Segundo Hoffmann (1998), os números índices são proporções estatísticas que geralmente são expressas em porcentagens utilizadas para comparar situações de um conjunto de variáveis em épocas ou localidades diversas.

No Brasil, os reflexos do processo inflacionário e as constantes mudanças do padrão monetário contribuíram para o surgimento de uma grande quantidade de índices de preços na economia brasileira, dentre os quais os principais são: INPC - Índice Nacional de Preços ao Consumidor, medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE; IPCA - Índice de Preços ao Consumidor Amplo, também do IBGE; IGP-DI - Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna, calculado pela Fundação Getúlio Vargas - FGV; INCC - Índice Nacional do Custo da Construção; CUB - Custo Unitário Básico; IPC-FIPE - Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, da

USP; ICV-DIEESE - Índice do Custo de Vida do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos – DIEESE.

Além desses índices de maior abrangência, surgiram também os índices exclusivamente voltados para o acompanhamento das variações de preços de produtos e insumos agrícolas para esse setor da economia que são o Índice de Preços Recebidos (IPR) e o Índice de Preços Pagos pelos agricultores (IPP).

Para Margarido (2000), o setor agrícola é o que apresenta maior grau de sensibilidade diante de choques de oferta e de demanda em razão de suas especificidades. No caso de choques de oferta, fatores de ordem climática, tais como, geadas, excesso de chuvas, incidência de pragas, etc., podem contribuir para a alteração da quantidade ofertada de produtos agrícolas, e conseqüentemente, ter reflexos sobre o nível de preços da economia. Pelo lado da demanda, os preços do setor agrícola também são influenciados pelas mudanças dos rumos da política econômica, tais como alterações nas alíquotas de importações, taxa de câmbio, política monetária, etc.

Segundo Varaschin et al. (2004), os índices de preços agrícolas se destinam a refletir evolução dos custos e receitas na produção agrícola vis-à-vis os de outros setores econômicos. Existem dois conjuntos de preços relativos: o da receita gerada no setor agropecuário (IPR), que reflete a receita bruta ou o valor da produção, e o outro preço é a despesa dos produtores rurais no processo produtivo (IPP), que pode ser considerado um índice de custo de produção ou um índice de preço de insumos.

A Fundação Getúlio Vargas – FGV vêm calculando e divulgando mensalmente os índices de preços agrícolas espelhando o comportamento de todo o país. O Índice de Preços Recebidos pelos Produtores (IPR) é divulgado desde janeiro de 1970 e Índice de Preços Pagos (IPP) desde junho de 1989.

Assim, na busca de retratar realidades específicas, diversos órgãos de pesquisa vem também calculando os índices de preços agrícolas sob a ótica regional. Alguns exemplos são: o Instituto de Economia Agrícola (IEA) do Estado de São Paulo e o Instituto de Planejamento, e Economia Agrícola de Santa Catarina (Instituto CEPAC/SC) do Estado de Santa Catarina e o Departamento de Administração e Economia da Universidade Federal de Lavras que calcula o índice de preços agrícola para o município de Lavras, MG.

## 2.2 Ajuste sazonal

Os dois objetivos do estudo da sazonalidade em séries temporais de acordo com Pierce (1980) são: a análise da sazonalidade propriamente dita e a remoção da sazonalidade da série para depois estudá-la em seus demais aspectos.

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

No contexto dos modelos de ajuste sazonal, costuma-se classificar a sazonalidade como estável e móvel. O movimento sazonal é dito estável quando pode ser representado por uma função estritamente periódica. Quando a periodicidade for de um ano e o modelo aditivo, os fatores sazonais serão 12 constantes que somam zero (no modelo

multiplicativo essas constantes somam 12). A sazonalidade móvel ocorre quando as amplitudes sazonais mudam ao longo do tempo.

Depois da Segunda Guerra Mundial, o advento dos computadores contribuiu fortemente para a discussão e desenvolvimento dos métodos de ajuste sazonal. No ano de 1954 o Bureau passou a utilizar o ajustamento sazonal em larga escala e disponibilizou o Método I e no ano seguinte o Método II do Censo. A partir daí foram desenvolvidas novas versões do Método II, passando a ser denotado pela letra X e um número subsequente incorporado em cada nova versão iniciando em X-3 em 1960, e as X-9 e X-10 em 1961. A versão X-11, desenvolvida por Shiskin, Young e Musgrave, data do ano de 1965 e foi disponibilizada ao público no ano de 1967.

A versão X-11 do Método II do Bureau do Censo se tornou um método muito popular devido, principalmente, a sua facilidade de aplicação e aos bons resultados obtidos com o ajuste de séries econômicas passando a ser utilizado por agências governamentais e não governamentais de diversos países. O método consiste em sucessivas filtragens pela aplicação de filtros lineares, partindo da premissa que a série original pode ser decomposta em quatro componentes que a constitui:  $S$  - componente sazonal, definido como o padrão de variação dentro do ano;  $T$  - ciclo-tendência, que se refere à tendência de longo prazo e aos ciclos econômicos;  $TD$  - dias úteis, que se refere às variações devido ao efeito calendário como sábados, domingos e feriados e,  $I$  - irregular, composto por variações irregulares como: impactos de eventos políticos, efeitos de greves, condições climáticas não sazonais, erros de levantamento amostral, etc.

Quando essas componentes da série temporal são independentes podem ser relacionadas de forma aditiva:

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

porém, quando a componente sazonal, dias úteis e irregular são proporcionais à tendência (ciclo-tendência) da série, o que ocorre com frequência em séries econômicas, são expressas de forma multiplicativa:

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

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

Mais recentemente, em 1996, o Bureau do Censo dos EUA lançou uma nova versão do programa denominada X-12-ARIMA, que incorpora melhorias aos métodos X-11 e X-11-ARIMA como maior possibilidade de escolha de modelos, mais opções de ajustamento sazonal e novos testes diagnósticos.

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

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

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

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

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

### **3 Material e métodos**

#### **3.1 Material**

As séries de dados foram coletadas junto ao Departamento de Administração e Economia da Universidade Federal de Lavras que desde o ano de 1994 calcula e divulga mensalmente os preços agrícolas para o Município de Lavras, MG. A base dados consiste na série de Índice de Preço Recebido – IPR – mais as quatro séries que o compõe e, na

série de Índice de Preço Pago – IPP –. Apesar de se ter observações desde 1994, o período de estudo será de Janeiro de 1996 a Dezembro de 2005, tendo em vista a disponibilidade de observações para todas as séries.

A série de Índice de Preços Recebidos (IPR) é composta pelos preços dos seguintes grupos de produtos:

1. Café, formado pela série de preço café;
2. Hortaliças, formado pela média ponderada das séries de preços da laranja, mandioca, banana, tangerina, tomate e hortícolas em geral, sendo que a série hortícolas em geral é formada pela média simples das séries de preço: abóbora, abobrinha, alface, alho, batata, batata fiúza, beringela, beterraba, brócole, cebola, cenoura, couve e couve-flor;
3. Leite, formado pela série de preço Leite;
4. Milho e Feijão, formado pela média ponderada das séries do milho, feijão e arroz.

A série Índices de Preços Pagos (IPP) também é formada por quatro grupos de séries, contudo, os mesmos não serão analisados porque as séries que compõem estes grupos não estão padronizadas, ou seja, as séries não possuem a mesma quantidade de observações, há séries que trocam de nome, séries que deixam de existir ao longo do tempo, séries que entram no cálculo durante alguns anos e depois saem, etc. Mesmo dessazonalizando as séries completas, mais tarde seria impossível agrupa-las para formar os quatro grupos que dão origem ao Índice de Preços Pagos. Dessa forma, a série do IPP será apenas analisada diretamente.

### 3.2 Métodos

Como procedimento de ajuste sazonal, será adotado o X-12 ARIMA e como suporte computacional serão utilizados o software R e o aplicativo X-12 ARIMA do U.S. Bureau of Census. Estes softwares são disponibilizados gratuitamente na Internet nos seguintes endereços: <<http://cran.r-project.org/>> e <<http://www.census.gov/ts/>>.

#### Ajuste direto

A forma direta consiste em aplicar o método X-12 ARIMA diretamente na série do IPR e de seus quatro componentes e na série do IPP, conforme descrito a seguir.

Inicialmente, faz-se uma análise preliminar de todas as séries através da construção de gráficos buscando com isso identificar mudanças abruptas no tempo, tipo de decomposição e se há presença de outliers. Além disso, faz-se os testes para presença de sazonalidade proposto por Lothian e Morry, (1978), tais como: Teste F e Teste de Kruskal-Wallis para sazonalidade estável, Teste para sazonalidade móvel e Teste para sazonalidade identificável. O Teste para sazonalidade identificável combina os dois testes para sazonalidade estável com o teste para sazonalidade móvel e tem por objetivo determinar se a sazonalidade é identificável ou não. Segundo esse mesmo autor, o teste consiste basicamente em combinar os valores dos testes anteriores da seguinte forma:

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

- se a série passar no teste para sazonalidade estável e o teste F para a sazonalidade móvel mostrar significância ao nível de 5%, então calcula-se  $T_1$  e  $T_2$  da seguinte forma:
$$T_1 = \frac{7}{F_{(sazonalidade\ estavel)}}, \quad T_2 = \frac{3F_{(sazonalidade\ movel)}}{F_{(sazonalidade\ estavel)}}$$
 se  $T_1$  ou  $T_2$  forem maiores que 1, então  $H_0$  (sazonalidade não identificável) será aceita. Porém, se o p-valor associado ao teste F para a sazonalidade móvel for maior que 5%, então os dois testes  $T_1$  e  $T_2$ , serão combinados da seguinte forma:  $T = \frac{T_1 + T_2}{2}$ , se  $T$  for maior ou igual a 1, então  $H_0$  (sazonalidade não identificável) será aceita;
- se o teste F para sazonalidade móvel for significativo, ou se  $T$  for menor que 1, então serão verificados os valores de  $T_1$  e  $T_2$ . Se nenhum deles exceder 1 a sazonalidade identificável provavelmente estará presente e a confirmação é feita pelo teste de Kruskal–Wallis. Se o p-valor for maior que 1% a hipótese de sazonalidade não identificável é aceita. Caso contrário, se o p-valor for menor que 1% a sazonalidade será identificável.
- Em seguida, obtém-se a série sazonalmente ajustada com o ajuste dos fatores de regressão, ajuste de modelos SARIMA, extensão da série um ano à frente e aplicação do método X-11 para a série estendida para obtenção dos fatores sazonais e da série sazonalmente ajustada.

A próxima fase consiste em realizar a avaliação do ajuste através do teste de Ljung-Box sobre os resíduos, teste para Curtose, erro de previsão, porcentagem de outliers, teste das estatísticas combinadas de M e Q. A análise das estatísticas M e Q são de grande importância para se decidir o tipo de ajuste sazonal e qualidade do modelo. São 11 as estatísticas M e cada uma delas tem uma função específica. É importante ressaltar que os valores das estatísticas M e Q não podem exceder a unidade. Para maiores informações ver Carzola (1986). Em seguida, elabora-se o gráfico da função de autocorrelação dos resíduos.

Por fim, faz-se a correção de problemas através da revisão do modelo escolhido para decomposição, revisão do modelo ARIMA escolhido, verificação da significância para dias de negócio, revisão dos outliers, revisão das opções do X-11 e o gráfico da função de autocorrelação dos resíduos para verificar se o resíduo é um ruído branco.

### Ajuste sazonal indireto

Para realizar o ajuste Sazonal Indireto o Índice de Preço Recebido será desagregado, inicialmente, nos quatro grupo de séries que os formam: café, hortaliças, leite, milho e feijão. Em seguida, cada grupo será novamente desagregado a fim de analisar a série ou o grupo de séries que os formam. Ou seja, esse processo nada mais é do que desmembrar o Índice nas séries que o compõem e analisar cada série separadamente.

Dessa forma, será feita a análise sazonal de cada série separadamente e aquelas cuja sazonalidade for significativa serão dessazonalizadas utilizando o método X-12 ARIMA seguindo as quatro etapas já descritas anteriormente: análise preliminar, ajuste do modelo padrão X-12 ARIMA, avaliação do ajuste e correção de problemas.

Após a análise, far-se-á agregação das séries dessazonalizadas e das séries que não possuíram sazonalidade significativas levando em conta o peso de cada uma na representatividade do grupo a qual pertence. O valor de cada grupo será então comparado com o ano base, setembro de 2001, e no resultado dessa operação será atribuído um outro peso de acordo com a representatividade de cada grupo no Índice de Preço Recebido. O Índice ajustado indiretamente será formado através do somatório dessa ponderação final.

### Comparação dos ajustamentos direto e indireto

O melhor modelo será aquele que apresentar menor percentual de sazonalidade constante na série sazonalmente ajustada (Teste sazonalidade constante) e um maior grau de suavização que será testada pela expressão abaixo:

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

em que:

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

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

$m$  = número de taxas de mudanças,

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

$VAA_t$  = Valor Ajustado Atual do período  $t$ . Portanto, quanto menor for o valor de  $V_{TX}$ , maior será o grau de suavização da série ajustada sazonalmente.

## 4 Resultados e discussões

### 4.1 Análise do índice de preços recebidos e seus componentes

#### Análise preliminar

A Figura 1 apresenta a série do IPR e de seus quatro componentes, café, hortaliças, leite e milho e feijão. Os Gráficos abrangem o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2005. A análise preliminar dos gráficos mostra que a série do IPR, do café, e do milho e feijão apresentam tendência crescente a partir do início do ano de 2002. A série do leite possui uma tendência crescente até final do mês de dezembro de 1998, quando ocorre uma queda brusca, provavelmente uma intervenção, e em seguida volta a possuir uma tendência crescente. A série de hortaliças apresenta com uma leve tendência crescente durante todo o período. Com relação a sazonalidade, as cinco séries parecem apresentá-la.



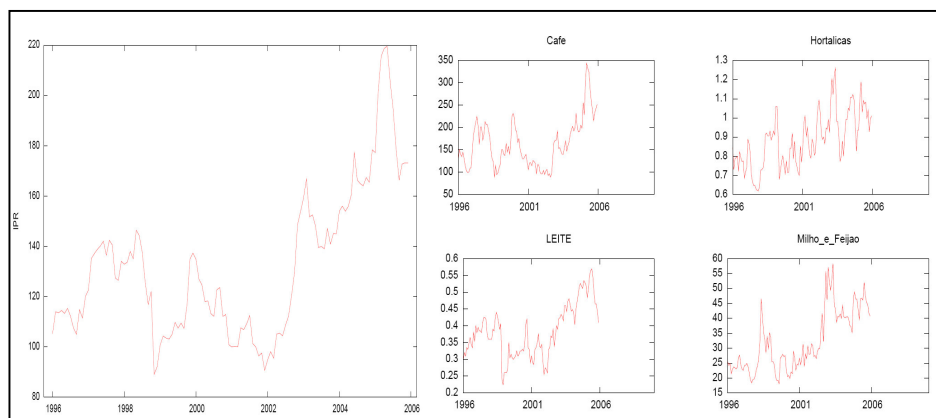


Figura 1 - IPR e seus componentes – 1996 – 2005.

### Verificação da existência de sazonalidade significativa

Para verificação da existência de sazonalidade, as séries foram submetidas aos testes: F para sazonalidade estável, Kruskal Wallis para sazonalidade estável, sazonalidade móvel e, por fim, ao teste combinado para sazonalidade identificável. De acordo com a Tabela 1, nota-se que a série de Índice de Preço Recebido (IPR) apresentou sazonalidade estável e móvel, contudo ao realizar o teste combinado que leva em conta os outros três testes a sazonalidade foi não identificável. Neste caso o valor de  $T_1$  extrapolou a unidade. Ao analisar as quatro séries que compõem o IPR observa-se que todas possuem sazonalidade estável e nenhuma apresentou sazonalidade móvel. Já a sazonalidade identificável só não foi observada na série do milho e feijão. Interessante, visto que a série do milho e feijão foi a única a não apresentar sazonalidade identificável, mas influenciou a série do IPR fazendo com que esta também não a apresentasse.

Tabela 1 - Testes para verificação da sazonalidade

	Teste F Sazonalidade Estável		Teste Sazonalidade Estável Kruskal Wallis		Teste Sazonalidade Móvel		Teste Combinado Sazonalidade Identificável
	F	p-valor	$T_1$	p-valor	F	p-valor	
IPR	8.769	0.0000	59.739	0.0000	6.369	0.0001	Não ident.
Café	12.561	0.0000	65.582	0.0000	2.838	0.0052	Identificável
Hortaliças	15.370	0.0000	77.524	0.0000	0.568	0.8203	Identificável
Leite	13.907	0.0000	76.593	0.0000	0.872	0.5529	Identificável
Milho e Feijão	3.794	0.0001	35.377	0.0002	1.087	0.3792	Não ident.

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

## Ajuste dos modelos SARIMA

Em seguida buscou-se ajustar um modelo que melhor representasse cada série em estudo, utilizando o modo automático do X-12 ARIMA. É importante ressaltar que a série do IPR e do milho e feijão, apesar de não apresentarem sazonalidade identificável, também participaram do ajuste já que acusaram algum tipo de sazonalidade.

Sendo assim, de acordo com gráfico da amplitude sazonal versus o da tendência anual as séries do café e da hortaliças sofreram transformação logarítmica pois apresentaram inclinação diferente de zero enquanto que a série do IPR, do leite e do milho e feijão obtiveram inclinação igual a zero, característica de um modelo aditivo. Além disso, todas as séries sofreram correção da média para que os resíduos dos modelos tenham uma distribuição aproximadamente normal em torno de uma média constante. Por último, eliminou-se o efeito de calendário como dias de negócio, feriados e ano bissexto, pois, na maioria das vezes, influenciam as séries econômicas e quando eliminados tendem a melhorar o ajuste. Todas essas informações estão nas Tabelas 2 e 3.

Tabela 2 - Ajuste dos modelos SARIMA para todas as séries.

	Diferença		p		q		Q
	d	D	1	2	1	2	1
IPR	1	1	1.5348	-0.9829	1.4924	-0.9998	0.9984
Café	1	1	-	-	0.0464	-	0.9999
Hortaliças	1	1	-	-	0.1701	0.1411	1.0000
Leite	1	1	-	-	0.1725	-	0.9990
Milho e Feijão	1	1	-	-	0.1785	-	0.9997

p: coeficiente do operador auto-regressivo; q: coeficiente do operador da médias móveis; d: diferença; D: diferença sazonal; Q: coeficiente do operador de médias móveis sazonal

Na Tabela 2, observa-se que foram ajustados modelos SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) para todas as séries. Maiores detalhes sobre os modelos SARIMA podem ser encontrados, por exemplo, em Morettin e Toloi (2004).

### Estatísticas de diagnóstico

As estatísticas resumidas pela Tabela 3 são de grande contribuição quanto a verificação da qualidade do ajuste e a problemas decorrentes desse ajustamento. Através delas é avaliado a influência dos fatores de regressão (dias de negócio, feriados, ano bissexto e páscoa), a qualidade dos resíduos, a porcentagem de dados não explicados, a confiabilidade da previsão, dentre outras, discriminadas a seguir.

As principais estatísticas que definem a boa representatividade do modelo ou não são:

- Os fatores de regressão como dias de negócio, feriados e ano bissexto foram encontrados para a série do IPR, do café, das hortaliças e do leite, sendo que para o IPR, hortaliças e leite foi detectado um fator de regressão para cada dia da semana

enquanto para o café detectou-se somente um fator de regressão. Com relação a influência do ano bissexto, somente as séries do IPR e leite o apresentaram.

- Teste Ljung-Box sobre os resíduos mostrou ser significativo para todas as séries, indicando que o resíduo é ruído branco;
- Teste para Curtose permaneceu dentro do intervalo de confiança ao nível de 0,1% para todas as séries. Isso significa que não existe a presença de curtose no resíduo.
- O erro de previsão esteve dentro do intervalo de confiança para todas as cinco séries. Vale ressaltar a série da hortaliças que apresentou o menor erro de previsão;
- Uma alta porcentagem de outliers pode mostrar que existe um problema com a confiança dos dados, pois quanto maior a quantidade de outliers maior será o número de observações que não foram explicadas pelo modelo ARIMA definido, ou que existe um problema relacionado com uma fraca estabilidade do processo. Contudo, nenhuma das séries extrapolou o limite máximo de 5% de outlier. Além disso, as séries do café e da hortaliças foram as únicas que não apresentaram outliers.
- O teste das estatísticas combinadas de M e Q são de grande importância para avaliar a qualidade e a confiabilidade do modelo. Os dois testes determinam o valor limite de uma unidade, sendo que acima deste valor o modelo pode possuir problemas de ajustamento. Neste teste, nenhuma série extrapolou o valor limite de uma unidade. Dessa forma, conclui-se que o modelo ajustado para as séries foi adequado e explica suas peculiaridades.

Tabela 3 - Resumo das estatísticas de diagnóstico

Produtos	TFM	Q.F.R.	A. B.	Ljung-Box [0; 51,20]	Curtoses [1,53; 4,47]	Erro de Previsão [0;15]%	Outliers	M	Q
IPR	Não	6	Sim	18,03	2,61	6,89%	0,83%	0,57	0,64
Café	Log	1	Não	29,21	3,05	11,17%	0,00%	0,52	0,55
Hortaliças	Não	6	Não	27,06	3,56	3,39%	0,00%	0,64	0,58
Leite	Não	6	Sim	30,71	3,36	7,63%	1,67%	0,52	0,53
Milho/Feijão	Log	0	Não	20,12	3,16	8,74%	1,67%	0,86	,090

Nota: TFM transformação; Q.F.R. número de fatores de regressão; A.B. ano bissexto; M e Q: valor das estatísticas M e Q.

A fim de confirmar o resultado das estatísticas de diagnóstico, fez-se o gráfico da autocorrelação dos resíduos para a série do IPR e de seus componentes. De acordo com os gráficos mostrados pelas Figuras 2 e 3 nota-se que todas caracterizam ruído branco, ou seja, não há autocorrelação nos resíduos.

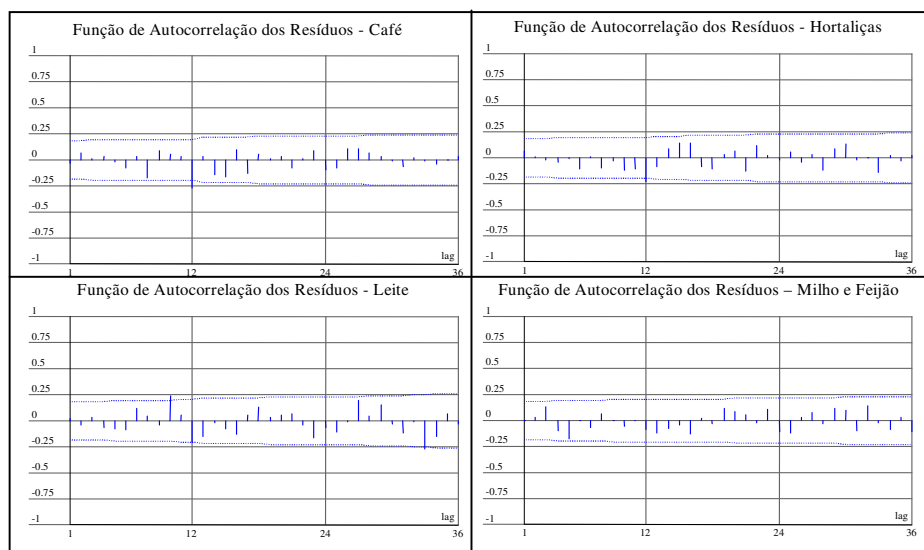


Figura 2 - Função de Autocorrelação dos Resíduos para os modelos das 4 séries que compõem o IPR.

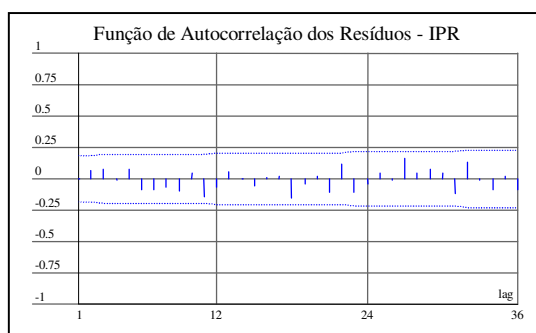


Figura 3 - Função de Autocorrelação dos Resíduos –IPR.

### Obtenção e comparação da forma indireta

Viu-se que a série do IPR não apresentou sazonalidade identificável o que não justificaria uma comparação entre os dois métodos de se dessazonalizar. Contudo, a série apresentou sazonalidade estável e móvel nos testes a que foi submetida fazendo com que o procedimento X-12 ARIMA a captasse e ajustasse um modelo sazonal.

A unidade de medida do IPR é a porcentagem, já a das quatro séries que o compõem é preço. Dessa forma, para que a comparação do ajustamento direto e indireto fosse válida, necessitou-se transformar as quatro séries de preço em séries de índices percentuais. Contudo, a série do milho e feijão e da hortaliças são compostas pela média de outras séries e, cada uma dessas séries possui pesos diferentes de acordo com sua representatividade na série final. Os pesos de cada produto e de cada grupo estão disponíveis no Departamento de Administração e Economia da UFLA em trabalhos internos e mensais sobre a variação dos índices de preços agrícolas da UFLA

Sendo assim, para calcular a forma indireta, desagrupou-se a série do milho e feijão e da hortaliças nos seus respectivos componentes. Em seguida, todas as séries, agora totalizando 9 séries, foram novamente submetidas ao método X-12 ARIMA. As séries do café e do leite não estão incluídas, pois já foram analisadas, conforme mostrado pela Tabela 1. O resultado da análise para as 9 séries pode ser observado pela Tabela 4.

Tabela 4 - Testes para verificação da sazonalidade

Grupos	Componentes	Teste F Sazonalidade Estável		Teste Sazonalidade Estável Kruskal Wallis		Teste Sazonalidade Móvel		Teste Combinado Sazonalidade Identificável
		F	p.valor	T <sub>1</sub>	p.valor	F	p.valor	
Hortaliças	Tangerina	3.193	0.0009	27.317	0.0041	2.353	0.0188	Não ident.
	Laranja	19.587	0.0000	71.673	0.0000	0.896	0.5315	Identificável
	Mandioca	0.865	0.5764	12.208	0.3482	0.506	0.8673	Não ident.
	Banana	3.683	0.0002	34.805	0.0003	1.468	0.1706	Não ident.
	Tomate	10.803	0.0000	64.537	0.0000	0.937	0.4968	Identificável
	Hortícolas	6.266	0.0000	48.715	0.0000	1.419	0.1904	Não ident.
Milho/ Feijão	Feijão	3.151	0.0010	32.728	0.0006	0.929	0.5039	Não ident.l
	Milho	14.495	0.0000	76.644	0.0000	2.724	0.0070	Identificável
	Arroz	2.833	0.0027	31.734	0.0008	3.359	0.0013	Não ident.

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

Em seguida, multiplicou-se as duas séries dessazonalizadas e as séries originais cuja sazonalidade não foi significativa do grupo da hortaliças pelos seus respectivos pesos, para que assim, o somatório desse produto formasse a série dessazonalizada da hortaliças. O mesmo procedimento foi feito para o grupo do milho e feijão.

Após ter os quatro grupo de series que formam o IPR dessazonalizados, multiplicou cada grupo por 100 e os dividiu pelos seus respectivos valores considerando como ano base o valor no mês de setembro de 2001. No resultado encontrado aplicou-se um peso para cada grupo de acordo com sua representatividade no Índice de Preço Recebido. O somatório desses quatro valores finais forma o Índice de Preço Recebido dessazonalizado de forma indireta.

Para realizar a forma direta, aplicou-se diretamente na série Índice de Preço Recebido o método X-12 ARIMA, conforme já analisado pela Tabela 1.

A Figura 4 apresenta a série do IPR e as séries sazonalmente ajustadas de forma direta e indireta. Pode-se observar que as diferenças entre as três séries é mínima. Os

desvios-padrão de 29,23, 29,29 e 29,79, respectivamente para a direta, original e indireta, comprovam a diferença mínima entre as três séries.

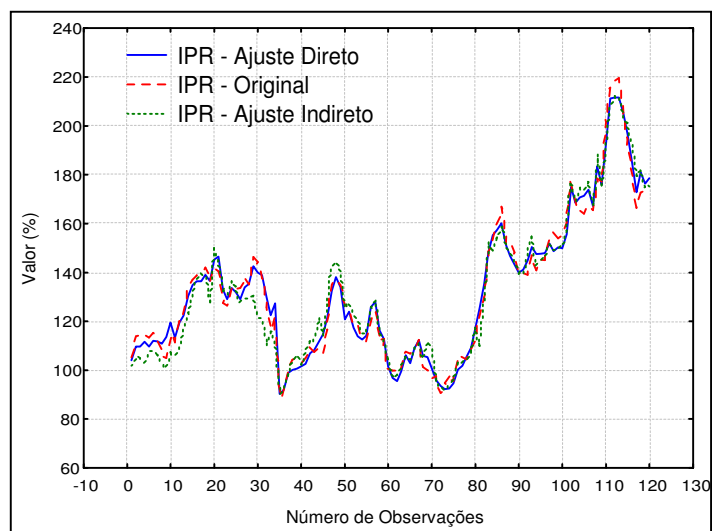


Figura 4 - Comparação das dessazonalizações direta e indireta com a série original.

O método X-12 ARIMA foi aplicado novamente nas duas séries dessazonalizadas a fim de confirmar a completa eliminação da sazonalidade. Os resultados apresentados na Tabela 5 mostram que nenhuma das séries apresentou sazonalidade identificável nem qualquer tipo de sazonalidade estável ou móvel, comprovando assim a eficácia de ambos os métodos.

Tabela 5 - Testes para verificação de sazonalidade após a dessazonalização

	Teste F Sazonalidade Estável		Teste Sazonalidade Estável Kruskal Wallis		Teste Sazonalidade Móvel		Teste Combinado Sazonalidade Identificável
	F	p-valor	T <sub>1</sub>	p-valor	F	p-valor	
A. Direto	0.471	0.9176	3.343	0.9854	1.821	0.0736	Não ident.
A. Indireto	0.397	0.9544	7.006	0.7986	0.444	0.9081	Não ident.

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

O teste de sazonalidade constante expresso por (4) foi aplicado às séries do IPR ajustados pelo método direto e indireto, obtendo-se respectivamente 27,56 e 36,13, o que indica a melhor qualidade do ajuste direto.

## 4.2 Análise do índice de preços pagos e seus componentes

### Análise preliminar

Quando se observa o gráfico da série original do Índice de Preços Pagos pelos produtores agrícolas, representado pela Figura 5, nota-se uma tendência crescente e linear durante todo o período, exceto no ano 2002 que foi marcado por uma queda acentuada no valor do Índice. É importante ressaltar também que após o ano de 2002 o Índice volta a subir linearmente, mas com uma variação um pouco maior do que antes de 2002.

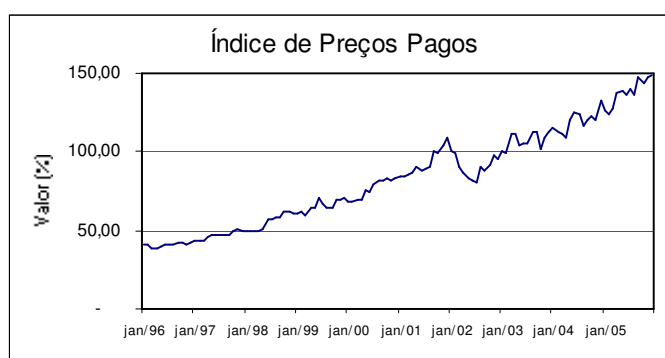


Figura 5 - Série original do índice de preços pagos.

### Verificação da existência de sazonalidade significativa

Para verificação da existência de sazonalidade, a série foi submetida aos testes: F e de Kruskal Wallis para sazonalidade estável, sazonalidade móvel e, por fim, ao teste combinado para sazonalidade identificável. A Tabela 6 mostra que a série do IPP apresentou sazonalidade estável tanto para o Teste F quanto para o Teste Kruskal Wallis e não apresentou sazonalidade móvel. Por fim, o teste combinado comprovou que a série do IPP não possui sazonalidade identificável.

Tabela 6 - Testes para verificação da sazonalidade para a série IPP

	Teste F Sazonalidade Estável		Teste Sazonalidade Estável Kruskal Wallis		Teste Sazonalidade Móvel		Teste Combinado Sazonalidade Identificável
	F	p-valor	T <sub>1</sub>	p-valor	F	p-valor	
IPP	3.601	0.0002	31.864	0.0008	1.625	0.1182	Não identificável

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

### Ajuste do modelo SARIMA

Mesmo não verificando a presença de sazonalidade identificável, ajustou-se um modelo sazonal à série já que a mesma apresentou sazonalidade estável. Sendo assim, a série sofreu transformação logarítmica, pois apresentou inclinação diferente de zero. Além disso, fez-se a correção da média para que os resíduos do modelo tenham uma distribuição aproximadamente normal em torno de uma média constante. Por último, eliminou-se o efeito de calendário como dias de negócio, feriados e ano bissexto. O modelo que melhor se ajustou aos dados foi um SARIMA (0,1,2)(0,1,1), cujos coeficientes são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 - Ajuste do modelo SARIMA para a série.

	Diferença		q		Q
	d	D	1	2	1
IPP	1	1	0.5990	0.2299	1.0000

p: coeficiente do operador auto-regressivo; q: coeficiente do operador da médias móveis; d: diferença; D: diferença sazonal; Q: coeficiente do operador de médias móveis sazonal

### Estatísticas de diagnóstico

As estatísticas de diagnóstico estão resumidas na Tabela 8 e são de grande contribuição à verificação da qualidade do ajuste e a problemas decorrente desse ajustamento. Através delas é avaliado a influência dos fatores de regressão (dias de negócio, feriados, ano bissexto e páscoa), a qualidade dos resíduos, a porcentagem de dados não explicados, a confiabilidade da previsão, dentre outras, discriminadas a seguir.

Tabela 8 - Resumo das estatísticas de diagnóstico

	TFM	Q.F.R.	Páscoa	A. B.	Ljung-Box [0; 51,20]	Curtoses [1,53;	Erro de Previsão [0;15]%	Outliers	M	Q
IPP	Sim	0	6 dias	Não	31,03	2,60	2,41%	1,67%	1,02	0,94

Nota: TFM transformação; A.B. ano bissexto; Q.F.R. número de fatores de regressão; M e Q: valor das estatísticas M e Q.

As principais estatísticas que definem a boa representatividade do modelo ou não são as seguintes:

- Os fatores de regressão como dias de negócio, feriados e ano bissexto não foram encontrados na série Índice de Preço Pagos. Apenas o efeito páscoa foi encontrado, exercendo uma influência de 6 dias na variação do Índice.
- Teste Ljung-Box sobre os resíduos mostrou ser significativo, permanecendo dentro do intervalo de confiança [0; 51,20] e, confirmando, assim, a presença de ruído branco no resíduo.
- Teste para Curtose permaneceu dentro do intervalo de confiança ao nível de 0,1%. Isso significa que não existe a presença de curtoses no resíduo;



- O erro de previsão esteve dentro do intervalo de confiança e apresentou uma porcentagem bastante baixa;
- Na série do IPP verificou-se 1,67% de outliers, permanecendo assim dentro do intervalo de confiança.
- No teste combinado das estatísticas M o valor encontrado extrapolou o valor limite de uma unidade, enquanto o teste combinado das estatísticas Q ficou abaixo da unidade.

A fim de confirmar a boa qualidade do modelo escolhido fez-se o gráfico da autocorrelação dos resíduos. De acordo com o gráfico mostrado pela Figura 6 nota-se que não há autocorrelação dos resíduos, ou seja, o resíduo é um ruído branco.

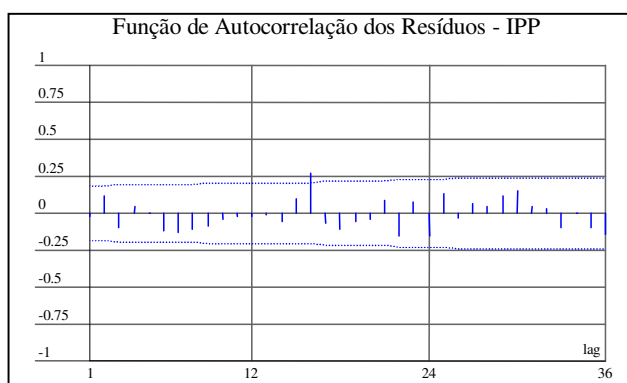


Figura 6 - Função de Autocorrelação dos Resíduos – IPP.

## Conclusões

Este trabalho procurou testar e identificar os componentes sazonais das séries Índices de Preços Recebidos e Pagos pelos produtores agrícolas – IPR e IPP –, bem como as quatro séries que compõe o IPR. Além disso, para a série do IPR comparou-se a qualidade entre o ajustamento direto e indireto. Toda a análise foi feita levando em conta os valores de janeiro de 1996 a dezembro de 2005.

De acordo com a análise realizada, conclui-se que o Índice de Preço Recebido possui sazonalidade estável e móvel, contudo o teste combinado para sazonalidade identificável que leva em consideração todos os outros testes, rejeitou a hipótese da mesma. Ao realizar a análise nas quatro séries que o compõem, viu-se que apenas a série milho e feijão não apresentou sazonalidade identificável. Como todas as séries apresentaram sazonalidade em pelo menos um dos testes a que foram submetidas procurou-se ajustar um modelo sazonal para cada uma das séries. Por fim, a comparação entre os dois métodos de ajustamento mostrou que, de forma geral, tanto a dessazonalização direta quanto a indireta cumpriram com seu objetivo de retirar a sazonalidade da série do Índice de Preços Recebidos. Entretanto, o método direto apresentou menor percentual de sazonalidade constante na série e, conseqüentemente, retirou de forma mais completa a sazonalidade.

Comprovou-se, também, a não existência de sazonalidade identificável na série do IPP. Contudo, mesmo assim, sugere-se a utilização de um procedimento de dessazonalização ao divulgar o valor do IPP já que o mesmo apresentou sazonalidade estável tanto no teste F como no Teste de Kruskal Wallis. Dessa forma, um modelo sazonal foi ajustado à série e as estatísticas de diagnósticos corroboram a boa qualidade do modelo.

Este trabalho mostrou, principalmente, que as séries do IPR e do IPP não apresentaram sazonalidade identificável o que não justificaria uma análise sazonal, contudo também ficou evidente que as séries possuem alguma forma de sazonalidade que acaba influenciando o valor do Índice. Dessa forma, recomenda-se uma metodologia de dessazonalização que considere os efeitos sazonais dos Índices. Ficou comprovado também que a metodologia de dessazonalização pode ser aplicada diretamente ao Índice do IPR, visto que não há a necessidade de se analisar cada série individualmente para se descobrir o comportamento da série do Índice de Preços Recebidos, pois as características individuais de cada série foram captadas pelo ajuste direto.

### **Agradecimentos**

Os autores agradecem o auxílio financeiro recebido da FAPEMIG projeto SHA 1778/06.

CARVALHO, P. L. C.; SÁFADI, T.; FERREIRA FERRAZ, M. I. Seasonality in index of agricultural sectoral prices for the county of Lavras, MG. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.26, n.4, p.83-101, 2008.

- *ABSTRACT: This article aims to study the seasonal behavior of the series of Index of Prices Received and Paid by rural producers in Lavras county, MG, and its components, besides compare the quality between direct and indirect adjustment for both series of indices. The data were obtained from the Department of Management and Economics - DAE - the Federal University of Lavras - UFLA - including monthly observation from January 1996 to December 2005. The results showed that the two series of Index of Prices not have identifiable seasonality. But in the case of IPR, three of the four series of prices showed seasonality identifiable. Moreover, when compared for the series of IPR which of the two procedures of seasonal adjustment is better, it was concluded that the adjustment Direct is softer than the indirect adjustment.*
- *KEYWORDS: Seasonality; IPR; IPP.*

### **Referências**

CAMARGO FILHO, W. P.de; MAZZEI, A. R. Variação estacional de preços de hortaliças e perspectivas no mercado. *Inf. Econ.*. São Paulo, v.22, n.9, 1992.

CARZOLA, I. M. *Ajuste sazonal de séries temporais: o método X-11 e suas aplicações às séries brasileiras.* 1986. 121f. Dissertação (Mestrado em Estatística) Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1986.

- FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R.; OTTO, M. C. Y CHEN, B. New capabilities and methods of the X12ARIMA seasonal adjustment program. *J. Bus. Econ. Stat.*, Washington, v.16, n.2, p.127-52. 1998.
- HOFFMANN, Rodolfo. *Estatística para economistas*. 3.ed. São Paulo: Pioneira, 1998. 430 p. (Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais e Economia).
- LOTHIAN, J.; MORRY, M. A test for the presence of identifiable seasonality when using the X-11 program. *Research Paper*, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada. 1978.
- MARGARIDO, M. A. *Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil*. 2000. 173f. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.
- MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MATINS, V. A. Sazonalidade da cesta de mercado paulistana pós-plano real. *Inf. Econ.*, São Paulo, v.33, n.12, 2003.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C.M.C. *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535p.
- NOGUEIRA, E. A.; PACKER, M. F.; CAMARGO FILHO, W. P. Frutas de clima tropical: estacionalidade de preços e de quantidades no mercado atacadista de São Paulo. *Inf. Econ.* São Paulo, v.15, n.5, p.35-60, 1985.
- PIERCE, D. A. A survey of recent developments in seasonal adjustment. *Am. Stat.*, Washington, v.34, n.3, p-125-134, 1980.
- SUEYOSHI, M. L S; PINO, F. A. FRANCISCO, V. L. S.; CEZAR, S. A. G. Ajustamento sazonal e modelagem de dispêndio com alimentação na cidade de São Paulo, 1974-90. *Agric. São Paulo*, São Paulo, v.39, n.1, p.29-42. 1992.
- VARASCHIN, M. J. C; SOUZA FILHO, J. de; ZOLDAN, P. C. *Metodologia de cálculo dos índices agrícolas – IPP, IPR e IPRr*. Florianópolis: Instituto Cepa/SC. 2004, 61p.

Recebido em 18/09/08.

Aprovado após revisão 26/01/09.