

## MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADOS À SÉRIE DOS ÍNDICES DE PREÇOS AO CONSUMIDOR NA REGIÃO DE LAVRAS, MG, NO PERÍODO DE 1992 A 1999

Roberta Bessa Veloso Silva<sup>1</sup>  
Daniel Furtado Ferreira<sup>2</sup>  
Thelma Sáfyadi<sup>3</sup>

**RESUMO:** Este trabalho foi realizado com o objetivo de ajustar modelos de séries temporais à série de índice de preços ao consumidor (IPC) obtidos na região de Lavras, MG, com a finalidade de verificar se houveram diferenças na tendência da série entre o período antecessor e sucessor ao plano real, se houve tendência linear simples ao longo do plano real (1994/1999) e se houve sazonalidade. Teve como objetivo também comparar a série de Lavras com a série obtida no Distrito Federal. Verificou-se que não houve tendência ao longo de toda a série e nem sazonalidade. A série apresenta uma mudança de nível, o que caracterizou uma intervenção. Foi necessário ajustar um modelo com intervenção para um melhor ajuste e previsões do modelo. Os parâmetros do modelo com intervenções foram estimados e coincidiram com os períodos de intervenções governamentais na economia brasileira. O ajuste de um modelo AR (1) com intervenção mostrou-se mais eficiente do que o modelo que não considerava a intervenção para previsão do IPC no período de maio a dezembro do ano de 1999. Para Brasília o modelo ajustado foi um AR (2) com uma intervenção gradual permanente no tempo 168 e uma intervenção abrupta permanente no tempo 266, que correspondem respectivamente a dois meses, posterior à introdução do plano Cruzado e exatamente à implantação do Plano Real. Para o período de agosto de 1992 a dezembro de 1998 as séries de Lavras e Brasília são consideradas iguais.

**Palavras-chave:** índice de preço ao consumidor, tendência, sazonalidade, previsão.

**SUMMARY:** This piece of work was carried out objectifying to adjust the time series models to the series of price indexes for the consumer ( PIC ) of Lavras MG. It aimed at verifying the occurrence of differences in trend as for the period which preceded, as well as for the one which succeeded the Plano Real, and if there was a simple linear trend along with Plano Real ( 1994-1999 ) as well as if any seasonality occurred. It also objectified to comparing the series of both Lavras and the Federal District. It was verified that there was no trend along the whole series, nor there was any seasonality, notwithstanding the fact that a level change occurred, which was characterized as an intervention, rather than a trend. It was necessary to fit a model featuring an intervention for a better model adjustment and forecast. The parameters of the model which featured interventions were estimated and those coincided with the periods of governmental interventios in the Brazilian economy. The adjustment of a AR (1) model with intervention, proved to be more efficient than the one which would not consider the intervention in the forecast of PIC from May to December, 1999. To Brasília, the model fitted was an AR (2) with a permanent gradual intervention on the time 168 and a permanent sudden intervention on time 266 which correspond to two months, respectively the one following the introduction of Plano Cruzado and the other one, to the exact time when Plano Real was implanted. As for the period from August 1992 to December 1998, the series of both Lavras and Brasília are considered as being equal.

**Key-words:** price index to the consumer, trend, seasonality, forecast

---

<sup>1</sup> Acadêmica do 6º módulo do curso de Administração da Unversidade Federal de Lavras (UFLA)

<sup>2</sup> Professor Adjunto do Departamento de Ciências Exatas da UFLA, Pesquisador do CNPq, e-mail: danielff@ufla.br

<sup>3</sup> Professor Adjunto do Departamento de Ciências Exatas da UFLA, e-mail: safadi@ufla.br

## 1 INTRODUÇÃO

As séries temporais referem-se a conjuntos de dados ordenados no tempo. Os dados relacionados a economia em geral podem ser representados por uma série. Dessa forma modelos de análise de séries temporais são eventualmente utilizados para o estudo de dados dessa natureza (Baulch, 1997; Engsted, 1998; Wold, 1997; Onchoke, Fleming, Hardaker, 1997; Mbata, 1997). Dentre os objetivos das análises de séries temporais destaca-se: a investigação do mecanismo gerador da série; realização de previsões de valores futuros de curto e longo prazos; descrição do comportamento da série, com verificação gráfica de existências de tendências, ciclo e variações sazonais, busca de periodicidade nos dados (Morettin e Tolo, 1987).

A maioria dos padrões das séries temporais podem ser descritas por duas classes básicas de componentes: tendência e sazonalidade. O primeiro representa um componente geral linear ou na maioria das vezes, não linear, que altera em função do tempo e não se repete dentro da amplitude de estudo. O segundo tem natureza semelhante, no entanto, ele se repete por intervalos sistemáticos de tempo. Esses dois componentes gerais de séries temporais coexistem em problemas reais.

Formalmente, as observações ( $Z_t$ ,  $t=1, 2, \dots, n$ ) de uma série temporal, podem ser decompostas no seguinte modelo:

$$Z_t = T_t + S_t + a_t \quad (1)$$

em que,  $T_t$  e  $S_t$  representam a tendência e a sazonalidade, respectivamente, enquanto  $a_t$  é uma componente aleatória de média zero e variância constante. Várias pressuposições sobre a componente aleatória são relatadas na literatura, as quais dependem da natureza dos dados que serão investigados (Box e Jenkins, 1970; Box e Pierce, 1970). Assim, o estudo de um modelo de séries temporais muitas vezes depende de métodos estatísticos refinados.

Não existe técnicas automáticas para identificar tendências nas séries temporais. Uma das técnicas que podem ser utilizadas para isso em primeiro estágio é a da suavização da série. A opção mais simples é a da suavização por médias móveis, a qual troca cada elemento da série pela simples média ou média ponderada de  $n$  elementos vizinhos (Box e Jenkins, 1976; Velleman, e Hoaglin, 1981). Uma

segunda estratégia pode ser implementada com o ajuste de modelos lineares e não lineares.

A sazonalidade por sua vez, é definida formalmente como sendo a dependência convencional de ordem  $K$ , entre cada  $i$ -ésimo elemento da série e o  $ik$ -ésimo elemento (Kendall, 1975, 1984) sendo mensurada por autocorrelação. Se os erros de medidas não são muito elevados, a sazonalidade pode ser identificada visualmente na série como um padrão que se repete a cada  $k$  elementos. A remoção de correlação serial ou autocorrelação pode ser feita por intermédio de diferenças entre valores consecutivos da série, o que pode permitir identificar a natureza da dependência sazonal ou transformar a série em estacionária, a qual é necessária para o modelo ARIMA.

O modelo ARIMA, introduzido por Box e Jenkins (1976) inclui parâmetros de auto-regressão e de médias móveis, e explicitamente inclui diferenças na formulação do modelo. A série para ser analisada pelo modelo ARIMA deve ser estacionária, ou seja, deve possuir média, variância e autocorrelação constante ao longo do tempo. Normalmente existe a necessidade de tomar diferenças na série para se conseguir essa condição. Uma importante ferramenta para verificar estacionaridade da série é a análise gráfica do autocorrelograma. Os processos de estimação dos parâmetros do modelo ARIMA envolvem minimização em modelos não lineares.

Uma importante ferramenta da análise das séries temporais é a decomposição espectral das séries em série de Fourier. Essa análise, utilizando o termo espectro como uma metáfora, é como colocar a série em um prisma com a finalidade de identificar o tamanho das ondas e a importância dos componentes cíclicos. Dessa forma, flutuações sazonais de diferentes comprimentos podem ser identificadas e testadas (Jenkins e Wolts, 1968; Priestley, 1981; Shumway, 1988; Wei, 1989).

Existem fenômenos, em algumas séries, que não considerados pelo modelo ARIMA, os quais são conhecidos por intervenções. A sua manifestação consiste em mudança de nível ou inclinação da série em um determinado instante do tempo; geralmente, esse fenômeno ocorre por causa de algum acontecimento conhecido.

A intervenção pode ser muitas vezes obscurecida por três fatores básicos: a tendência, a sazonalidade e o erro aleatório, os quais conduzem o pesquisador a falsas conclusões, pois a ocorrência

de uma inclinação ou mudança de nível na série pode não ser necessariamente uma intervenção, podendo ser uma tendência (Borgatto, 2000).

A economia brasileira na década de 90, sofreu grandes mudanças. No ano de 1994, foi implantado um plano de estabilização da economia brasileira, denominado plano real. Antes da implantação desse plano a economia era muito instável. Vários índices são utilizados para avaliar essas eventuais oscilações de diferentes economias (Spiegel, 1993). Dentre os diferentes índices existentes destaca-se o índice de preço ao consumidor (IPC). Esse índice é calculado com base em critérios de ponderação dos produtos de gastos das famílias e refletem a variação média dos preços em determinado período.

Dessa forma, esse índice possibilita, por um lado, conhecer a intensidade da corrosão que o processo inflacionário provoca no padrão de vida, especialmente dos assalariados, fornecendo, com isso, elementos precisos para que os rendimentos possam sofrer correções destinadas à recomposição do poder de compra anterior ou compensações equivalentes. Por outro lado, fornece ainda informações sobre o comportamento dos preços que permitem às instituições públicas orientar políticas de abastecimento e preços, subsidiar correções de tarifas públicas e de tributos, além de ser amplamente utilizado como parâmetro para a atualização de valores contratuais por vários setores da esfera pública e privada, tais como sindicatos, empresas prestadoras de serviços, universidades, ministérios e o corpo diplomático acreditado no país.

Na região de Lavras, tem-se estimado o índice de preço ao consumidor (IPC) a partir do ano de 1992, pelo Departamento de Administração e Economia da Universidade Federal de Lavras (UFLA). Esses índices no período de 1992 a 1998, constituem-se numa série temporal. Várias suspeitas existem sobre a uniformidade das mudanças ocorridas na economia do País nesse período, considerando-se as suas várias regiões. Poucas informações, também, são apresentadas sobre o comportamento desse índice, IPC, na região de Lavras relacionado à existência de tendência e sazonalidade.

Este trabalho teve como objetivo ajustar modelos de séries temporais ao índice de preço ao consumidor (IPC) obtidos na região de Lavras, MG, com a finalidade de verificar se houveram diferenças na tendência da série entre o período antecessor e

sucessor do plano real, se houve tendência linear simples ao longo do plano real (1994/1998) e se houve sazonalidade. Teve como objetivo também comparar a série de Lavras com a série obtida no Distrito Federal e realizar previsões.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizadas as séries temporais do índice de preço ao consumidor (IPC) do Distrito Federal no período de junho de 1972 a dezembro de 1997 e do município de Lavras, MG, de agosto de 1992 a abril de 1999. Os dados foram submetidos a uma análise no campo das frequências para verificar a periodicidade das séries. Em seguida padrões de sazonalidade foram avaliados graficamente, com construção de autocorrelograma, e numericamente por meio de função de autocorrelação. Essa estratégia permitiu identificar numa primeira etapa dependências de natureza sazonais na série e numa segunda removê-las para tornar a série estacionária.

Os dados das séries temporais foram posteriormente submetidos à análise ARIMA (Box e Jenkins, 1976). Para isso foi considerado um processo auto-regressivo de ordem  $p$  AR( $p$ ) de acordo com o seguinte modelo:

$$Z_t = \xi + \phi_1 Z_{(t-1)} + \phi_2 Z_{(t-2)} + \dots + \phi_p Z_{(t-p)} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que,  $\xi$  é uma constante (nível);  $\phi_i$  ( $i=1, 2, \dots, p$ ) são os parâmetros auto-regressivos do modelo; e  $\varepsilon_t$  é componente aleatório (ruído branco).

As condições de estacionaridade (Box e Jenkins, 1976; Montgomery, 1990) foram cheçadas para verificar a adequação do ajuste do modelo ARIMA. Posteriormente e independentemente do processo auto-regressivo, foi verificado a existência de dependência do erro aleatório ( $\varepsilon_t$ ) com relação aos erros dos instantes anteriores. Isso foi realizado pelo processo de médias móveis MA( $q$ ), apresentado a seguir:

$$Z_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{(t-1)} - \theta_2 \varepsilon_{(t-2)} - \theta_3 \varepsilon_{(t-3)} - \dots - \theta_q \varepsilon_{(t-q)} \quad (3)$$

em que,  $\mu$  é uma constante, e  $\theta_j$  ( $j=1, 2, \dots, q$ ) são parâmetros do modelo de médias móveis.

Foi em seguida checada a invertibilidade conforme sugerido por (Box e Jenkins, 1976); condição necessária para que a série atenda a condição de unicidade dos parâmetros  $\theta_j$  e  $\phi_i$ .

Foram ajustados modelos considerando intervenções (Borgatto, 2000), que corresponderam aos períodos em que foram efetuadas ações governamentais na economia brasileira. Ajustado o modelo ARIMA considerando as intervenções, foram plotados os resultados e avaliadas as previsões para os meses finais de 1999, para verificar a qualidade do ajuste.

Com a finalidade de comparação foi feita uma diferença entre as séries temporais do índice de preços ao consumidor (IPC) do município de Lavras, MG, de agosto de 1992 a dezembro de 1998 e de Brasília, DF, no mesmo período.

Essas diferenças foram submetidas a uma análise no campo das frequências para verificar a periodicidade da nova série. O teste do sinal foi realizado para verificar o efeito de tendência e o teste de Fisher para detectar a existência de

sazonalidade na série. As condições de estacionaridade foram cheçadas pela função de autocorrelação. Posteriormente foi utilizado o teste de Box & Pierce (ruído branco) para verificar se os resíduos eram independentes e identicamente distribuídos, com média zero e variância constante.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A série temporal original do índice de preço ao consumidor (IPC) do município de Lavras, MG, de agosto de 1992 a abril de 1999, está apresentada na Figura 1. Verificam-se grandes mudanças no comportamento da série principalmente no tempo 24, que corresponde ao mês de julho de 1994, quando foi implementado o plano real, pelo governo federal.

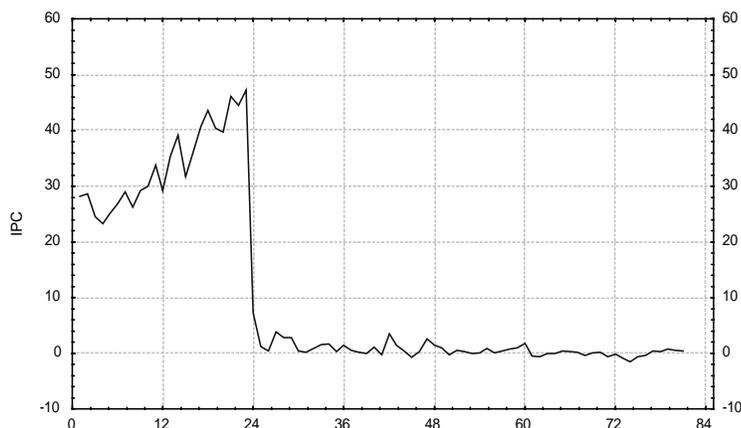


FIGURA 1. Gráfico da série temporal original do índice de preço ao consumidor do município de Lavras, MG, de agosto 1992 a abril de 1999.

Fonte: Dados concedidos pelo Departamento de Administração e Economia da UFLA.

Os dados dessa série foram submetidos a uma análise no campo das frequências para verificar a periodicidade da série. Foi usado o teste de Fisher, o qual se apresentou não significativo, indicando que não há periodicidade. Por meio da função de

autocorrelação verificou-se que a série não é estacionária (Figura 2). Em seguida padrões de sazonalidade foram avaliados graficamente, com construção de autocorrelograma, gráfico não apresentado.

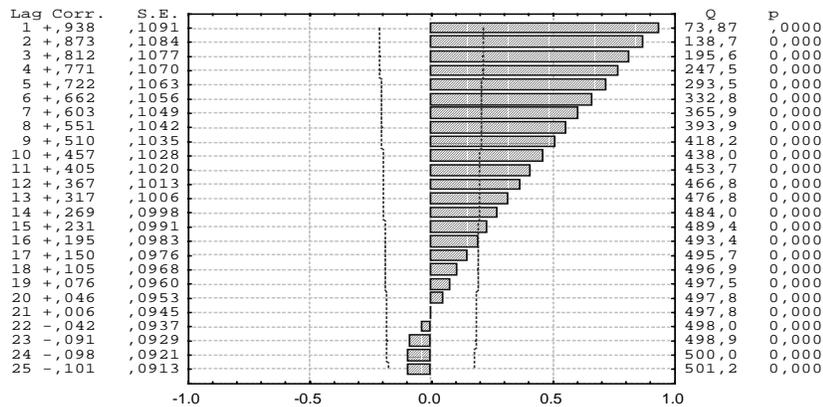


FIGURA 2. Função de autocorrelação do IPC de Lavras, mostrando que a série não é estacionária.

Em seguida foram avaliadas as tendências da série, antes e após o plano real. Pelo teste do sinal (Cox-Stuart) (Box e Jenkins, 1976), detectou-se a ocorrência de tendência crescente apenas no período antecessor ao plano real, como pode ser observado na Figura 1. Na série como um todo, sem a divisão dos períodos, nenhuma tendência foi observada. Optou-se por não considerá-la em razão deste último resultado.

É importante verificar as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial para que um melhor modelo possa ser ajustado. A Figura 3 apresenta a função de autocorrelação parcial. A análise dessa função mostra que é necessário o ajuste de um modelo auto-regressivo de ordem 1, AR(1).

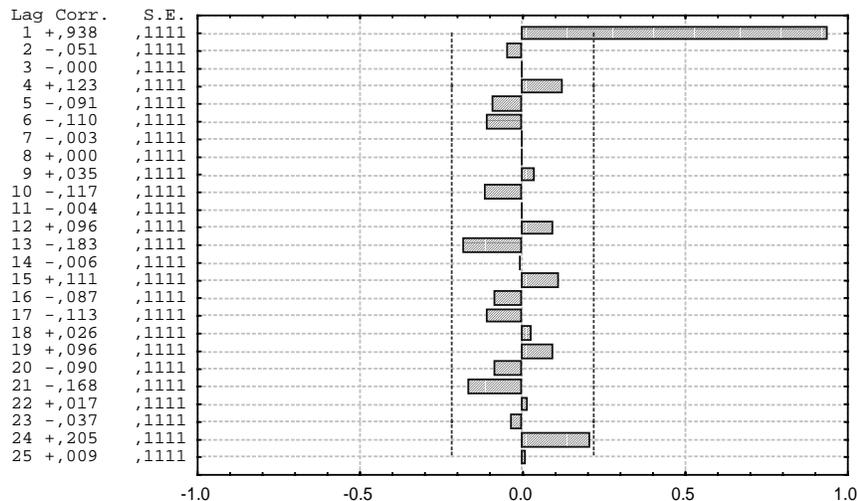


FIGURA 3. Função de autocorrelação parcial para os dados do IPC de Lavras, MG.

A intervenção ocorrida no dado 24 (julho de 1994) corresponde à mudança do Plano Collor II iniciada em 31 de janeiro de 1991 para o Plano Real implantado no início de julho de 1994. A primeira

diferença foi tomada para verificar a existência de um real efeito de intervenção e não um efeito de tendência, o que foi constatado, conforme pode ser observado na Figura 4.

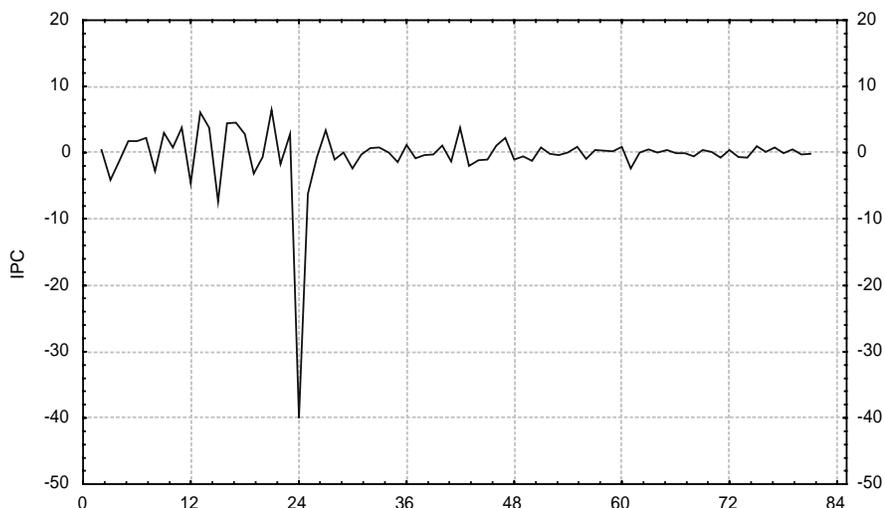


FIGURA 4. Gráfico da série do IPC de Lavras com uma diferença para mostrar o efeito da existência da intervenção.

As condições de estacionariedade (Box e Jenkins, 1976; Montgomery, 1990) foram checadas para verificar a adequação para o ajuste do modelo AR(1), as quais foram encontradas. As estimativas dos parâmetros e os seus respectivos erros padrão estão apresentados na Tabela 1. Todas as

estimativas foram significativamente ( $P < 0,05$ ) diferentes de zero. O parâmetro  $\omega(1)$  refere-se à intervenção governamental (plano real) em julho de 1994.

TABELA 1. Estimativas e erros padrão do modelo de série temporal para o IPC de Lavras, MG.

	Parâmetros		
	$\xi$	$\phi_1$	$\omega(1)$
<b>Estimativa</b>	28,501	0,98636	-39,67
<b>Erro padrão</b>	2,4248	0,02556	2,4022

O modelo final ajustado foi:

$$Z_t = -39,67X_t + 28,501 + 0,98636Z_{t-1} + a_t$$

$$\text{sendo } X_t = \begin{cases} 0 & t < T \\ 1 & t \geq T \end{cases}$$

em que T é igual a 24, mês correspondente à introdução do plano real (julho de 1994).

Em seguida, foi checada a invertibilidade conforme sugerido por (Box e Jenkins, 1976); condição necessária para que a série atenda a condição de unicidade dos parâmetros  $\phi_i$ . O teste de Box e Pierce (Priestley, 1981) foi realizado e verificou-se que os resíduos podem ser considerados como ruído branco, após o ajuste do modelo (Figura 5).

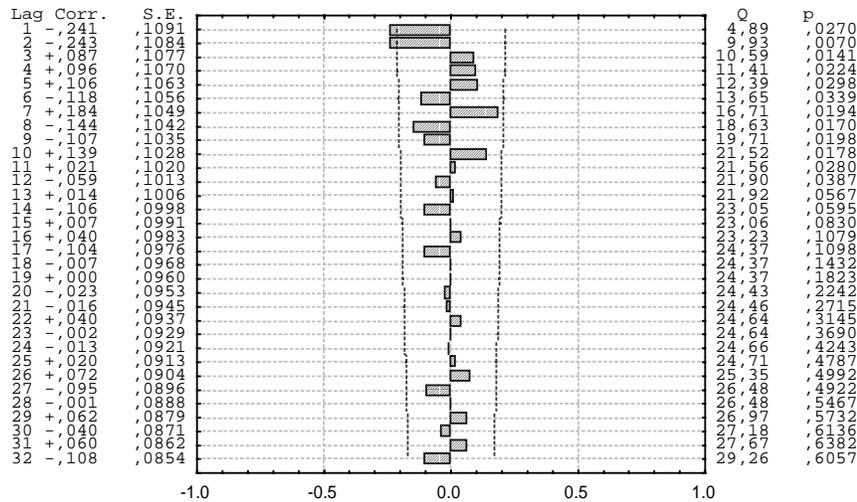


FIGURA 5. Função de Autocorrelação do resíduo mostrando que a série é estacionária e presença do ruído branco, para o IPC de Lavras, MG.

Considerando-se então um modelo com intervenção, o qual intuitivamente é mais adequado, obteve-se uma melhor qualidade do ajuste do modelo. Essa qualidade é refletida pelas previsões mais precisas. A soma de quadrados dos erros associadas as previsões do modelo sem considerar a

intervenção foi de 17,01 e do modelo que a considerou foi de 7,25, mostrando essa maior qualidade das previsões. A Figura 6 mostra a série com as respectivas previsões e com os respectivos intervalos de confiança (90%).

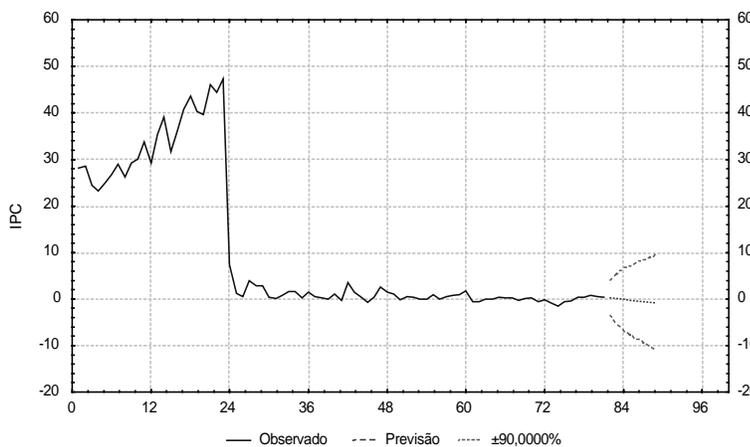


FIGURA 6. Série original do IPC de Lavras para o período de agosto de 1992 a abril de 1999, mostrando as previsões para os 8 últimos meses de 1999, considerando um modelo com intervenção.  
Fonte: Dados obtidos via Internet.

A série de Brasília, DF, foi considerada de junho de 1972 a dezembro de 1997. A série original está apresentada na Figura 7. Verifica-se, pela Figura 7, que a série apresenta várias intervenções ocorridas ao longo do tempo devido à mudanças de governo. A intervenção ocorrida no dado 166 pode ser justificada graças à introdução do Plano Cruzado que teve início em primeiro de março de 1986. O dado 200 corresponde a uma intervenção provocada pelo Plano Verão em 15 de

janeiro de 1989. Observando o gráfico nota-se no dado de nº 214 uma mudança do Plano Verão para o Plano Brasil Novo- (Plano Collor I) que ocorreu em 15 de março de 1990, provocando esta mudança de nível na série do IPC de Brasília.

Com a introdução do Plano Real em primeiro de julho de 1994, percebe-se claramente que a intervenção ocorreu no dado 266, comprovando uma nova mudança de nível na série, mostrando que houve uma estabilização da moeda.

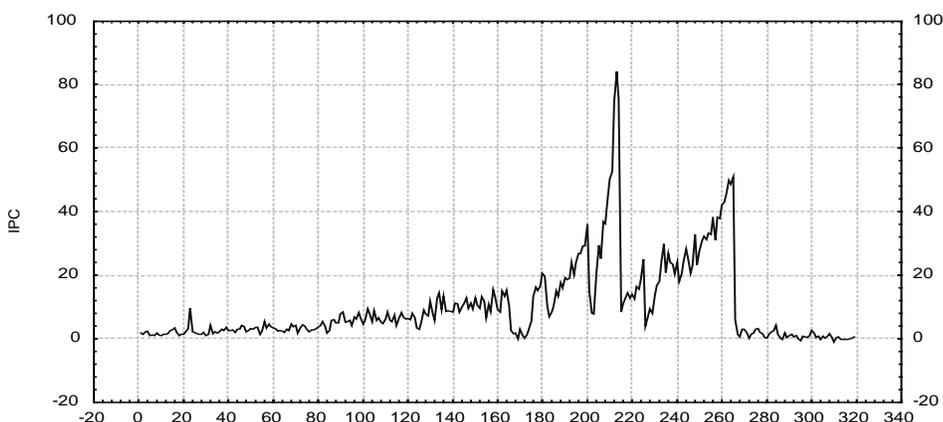


FIGURA 7. Gráfico da série temporal original do índice de preço ao consumidor de Brasília, DF, de 1972 a 1997.

As análises das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial mostraram que a série original é estacionária com ruído branco e que o modelo AR(2) foi adequado. Verificou-se também que foi necessária a adoção de um modelo com intervenções. O ajuste foi alcançado por meio de um modelo com duas intervenções nos tempos 168 (gradual permanente) e 266 (abrupta permanente), cujo primeiro ponto não corresponde a nenhuma data específica da mudança de plano. As estimativas dos parâmetros desse modelo com os respectivos

erros padrão estão apresentadas na Tabela 2. O resíduo foi testado para a hipótese de ruído branco pelo teste de Box & Pierce. A hipótese nula não foi rejeitada, confirmando a adequação do modelo ajustado AR(2) com duas intervenções. É conveniente salientar que quando a estimativa de  $\delta_1$  está próxima de um, como é o caso, significa a presença de tendência. Nesse caso, isso ocorreu ( $\delta_1=0,98776$ ), indicando uma tendência crescente no período de tempo compreendido entre 168 e 266.

TABELA 2. Estimativas e erros padrão do modelo de série temporal para o IPC de Brasília, DF.

	Parâmetros					
	$\xi$	$\phi_1$	$\phi_2$	$\omega(1)$	$\delta_1$	$\omega(2)$
Estimativa	5,1417	0,88809	-0,1158	0,54924	0,98776	-39,94
Erro padrão	1,6262	0,05749	0,05775	0,19566	0,00961	5,0474

O modelo ajustado foi:

$$Z_t = 5,1417 + 0,88809Z_{t-1} - 0,1158Z_{t-2} + \frac{0,54924}{1 - 0,98776B} X_t - 39,94Y_t + A_t$$

em que,

$$X_t = \begin{cases} 0 & t < 168 \\ 1 & t \geq 168 \end{cases}, \quad Y_t = \begin{cases} 0 & t < 266 \\ 1 & t \geq 266 \end{cases}$$

e B é um operador de retardo.

Várias tentativas de ajuste foram feitas e o modelo anterior ajustado foi considerado o melhor. Um dos critérios usados para a escolha do mesmo foi a qualidade das previsões para o ano de 1998. A soma de quadrados dos erros das previsões desse modelo foi a menor dentre todos os ajustes efetuados. Na Figura 8 está apresentado a série com

a previsão para o ano de 1998. É conveniente salientar que as previsões efetuadas superestimaram em geral o IPC real observado nesse ano. Nesta Figura estão apresentados ainda, os resultados do intervalo de confiança de 90% para os valores previstos.

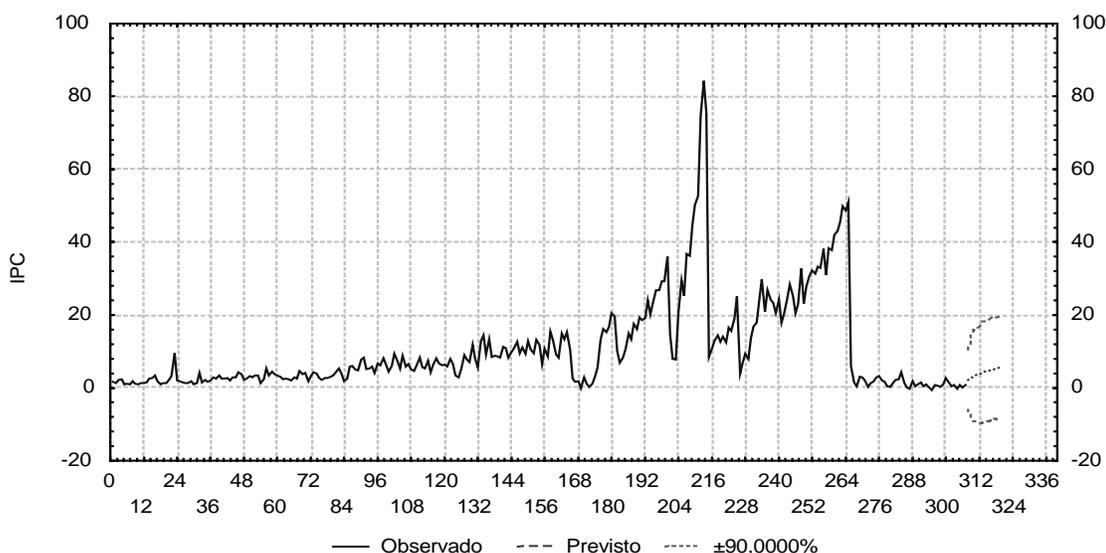


FIGURA 8. Gráfico da série do IPC de Brasília com previsão para o ano de 1998, juntamente com o intervalo de confiança de 90% para as previsões.

Finalmente, fazendo uma comparação entre os modelos ajustados para Lavras e de Brasília verificou-se que os modelos de ajuste foram demasiadamente diferentes. É conveniente salientar que embora diferentes, os modelos apresentaram uma intervenção permanente, que coincidiu em ambos os casos com o Plano Real, e,

além disso, as estimativas desse parâmetro foram praticamente idênticas, -39,67 para Lavras e -39,94 para Brasília. As previsões realizadas no modelo ajustado em Lavras por sua vez apresentaram maior qualidade, ou seja, menores erros e menores vies, quando comparados com as previsões do modelo ajustado para Brasília. É conveniente chamar a

atenção que a série de Brasília foi ajustada com uma quantidade de dados superior e iniciados a sua coleta num período bastante anterior ao de Lavras. Isso certamente pode ter sido a causa das diferenças encontradas no ajuste de ambos os modelos. Se comparações forem realizadas nos gráficos das duas séries (Figura 1 e 7) para o

mesmo período, pode-se notar uma semelhança muito grande entre elas.

Para se realizar a comparação entre as duas, a série temporal resultante da diferença entre a de Lavras, MG e a de Brasília, DF, no período de agosto de 1992 a dezembro de 1998 foi obtida e está apresentada na Figura 9.



FIGURA 9. Gráfico da diferença entre as séries temporais de Lavras e Brasília.

Inicialmente aplicaram-se os testes do sinal e de Fisher os quais apresentaram-se não significativos, indicando as ausências de tendência e sazonalidade na série, respectivamente. Por meio da

função de autocorrelação verificou-se que essa série é estacionária (Figura 10).

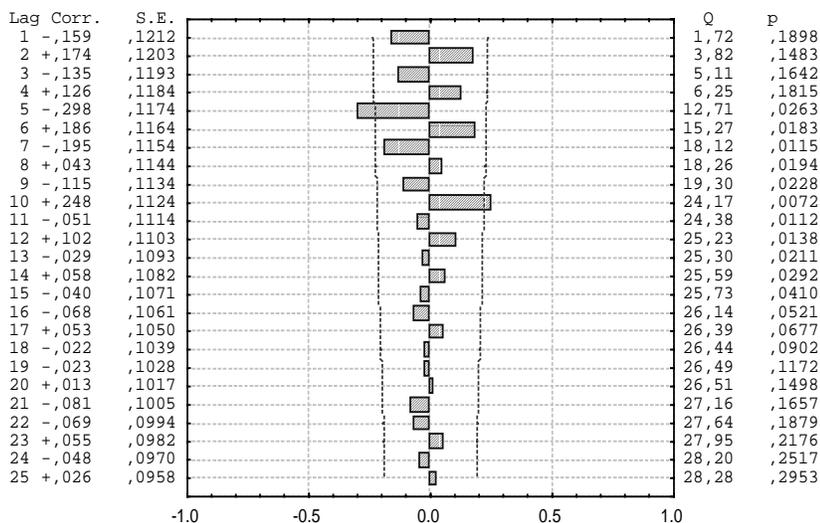


FIGURA 10. Função de autocorrelação da diferença entre as séries temporais de Lavras e Brasília.

A hipótese de que o resíduo poderia ser ruído branco foi checada por meio do teste de Box & Pierce, em que o valor de qui-quadrado de 28,28 com 25 graus de liberdade foi não significativo ( $P < 0,295$ ). Portanto, verificou-se que se tratava de ruído branco. Uma vez que a série, gerada pela diferença das séries de Lavras e Brasília, não apresentou tendência e sazonalidade, foi considerada estacionária e que se tratava de ruído branco, pode-se inferir que as duas séries são iguais no período considerado.

É conveniente salientar que uma melhor abordagem para a comparação das séries seria, no caso de processos estocásticos estacionários de 2ª ordem, verificar se elas apresentam igual estrutura de autocovariância (autocorrelação) ou igualdade das funções densidades espectrais (Echeverry, 1999).

### 3 CONCLUSÕES

Pode-se concluir para Lavras que houveram diferenças na tendência da série entre o período antecessor e sucessor ao plano real; houve tendência linear crescente apenas antes do plano real (1994/1998); a série como um todo não apresentou tendência e nem sazonalidade; o ajuste de um modelo AR (1) com intervenção foi o modelo mais apropriado para essa série.

Para Brasília o modelo ajustado foi um AR (2) com uma intervenção gradual permanente no tempo 168 e uma intervenção abrupta permanente no tempo 266, que correspondem respectivamente a dois meses posteriores à introdução do plano Cruzado e exatamente à implantação do Plano Real.

Os modelos ajustados para Lavras e Brasília foram concordantes apenas quanto à estimativa da intervenção governamental referente ao Plano Real, cujo valor estimado em ambos os casos foi de aproximadamente -39, que foi a redução média provocada no IPC do período anterior ao posterior ao Plano.

O modelo ajustado para Lavras apresentou previsões mais próximas do valor real do IPC e com menores erros, do que o de Brasília.

Para o período de agosto de 1992 a dezembro de 1998 as séries de Lavras e Brasília são consideradas iguais.

### 4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAULCH, B. Testing for food market integration revisited. **Journal of Development Studies**, v.33, n.4, p. 512-534, 1997.
- BORGATTO, A.F. **Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em transporte urbano**. UFLA: (Dissertação de mestrado), Lavras, 2000. 102p.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. **Time series analysis**. San Francisco: Holden Day. 1970.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. **Time series analysis: Forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976.
- BOX, G.E.P.; PIERCE, D.A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models, **Journal of the American Statistical Association**, v.64, p.1.509, 1970.
- ECHEVERRY, G.H.S. **Métodos de comparação de séries temporais**, São Paulo: USP-IME, 1999. 131p. (Dissertação de Mestrado).
- ENGSTED, T. Do farmland prices reflect rationally expected future rents? **Applied-Economics-Letters**, v.5, n.2, p.75-79, 1998.
- JENKINS, G. M.; WATTS, D. G. **Spectral analysis and its applications**. San Francisco: Holden-Day, 1968.
- KENDALL, M. G. **Rank correlation methods**, 4. ed., London: Griffin, 1975.
- KENDALL, M. G. **Time Series**. New York: Oxford University Press, 1984.
- MBATA, J.N. Hectarage response to price and yield for sugarcane in Kenya an econometric study. **Tropenlandwirt**. v.98, p.215-223, oct. 1997.
- MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Modelos para previsão de séries temporais**, v.1 e 2, Rio de Janeiro, IMPA/CNPq, 1981.

- ONCHOKE, S; FLEMING, E; HARDAKER, B. Primary export performance in Fiji, Papua New Guinea and Solomon Islands. **Strategic issues in the economic development of Melanesian agriculture. Development-Issues-Canberra.** n. 5, p.127-157, 1997.
- PRIESTLEY, M.B. **Spectral analysis and time series.** London: Academic Press Inc, 1981. 890p.
- SHUMWAY, R.H. **Applied statistical time series analysis.** Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1988.
- SPIEGEL, M.R. **Estatística.** São Paulo: Makron Books do Brasil, 3 ed. 1993. 643p.
- VELLEMAN, P.F.; HOAGLIN, D. C. **Applications, basics, and computing of exploratory data analysis.** Belmont, CA: Duxbury Press, 1981.
- WEI, W.W. **Time series analysis:** Univariate and multivariate methods. New York: Addison-Wesley, 1989.
- WOLD, B.K. Supply response in a gender-perspective: the case of structural adjustment in Zambia. **Rapporter-Statistisk-Sentralbyra.** n.97-23, 77 pp. 1997.