

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

Modelos de séries temporais aplicados a índices de preços hospitalares do Hospital da Universidade Federal de Santa Catarina

Marcelo Angelo Cirillo Thelma Sáfadi

Resumo

O princípio básico da administração de instituições direcionadas ao atendimento público consiste em sólidas informações que possam auxiliar na tomada de decisões. Dessa forma, amplia-se o conhecimento no aspecto gerencial, propiciando melhoria na qualidade dos serviços e redução de gastos. Objetiva-se fazer um estudo, mostrando a viabilidade da aplicação de séries temporais, de modo que as previsões contribuam para a tomada de decisões no contexto hospitalar. Para a realização deste trabalho, estudou-se a série de preços hospitalares do Hospital da Universidade Federal de Santa Catarina, formada por observações referentes ao "Índice de Preços Hospitalares" (IPH) retratando as variações mensais de custos relacionados a medicamentos, materiais de consumo e serviços de terceiros. Dessa forma, ajustaram-se modelos ARIMA sem e com intervenção para o período de novembro de 1993 a dezembro de 2001 e foram feitas previsões para os meses janeiro a abril de 2002.

Palavras-chave: análise de intervenção, modelo ARIMA, preços hospitalares.

Time series models applied to the hospital princes indices of the Federal University of Santa Catarina Hospital

Abstract

The basic principle of the management of institutions directed to the public attendance consists of sound information which is able to help in decision-making. Thus, the knowledge in the managemental aspect is widened enabling for improvement in service quality and reduction in expenses. It is aimed to carry out a study, showing the viability of the application of time series so that the forecasts will contribute to decision-making in the hospital context. For the accomplishment of this work, the hospital price series of the Federal University of Santa Catarina hospital was investigated, this one being made up of remarks concerning the Hospital Price Indices (HIP), portraying the monthly variations of costs related with medicines, consumption material and other services. Thus, the ARIMA models were adjusted both with and without intervention for the period of November, 1993 through December, 2001 and forecasts were made for the months of January to April of 2002.

Key-words: ARIMA model, intervention analysis, hospital prices

1 Introdução

1.1 O problema da pesquisa

Com o crescimento dos gastos na área de saúde e as limitações impostas pelos serviços hospitalares, é primordial buscar informações no aspecto gerencial e administrativo que auxiliem na tomada de decisões. De modo que, ampliando o conhecimento direcionado a custos financeiros, obteria-se melhoria na qualidade dos serviços. É evidente que um sistema sólido de informações oriundas de custos financeiros depende principalmente da estrutura da organização, pois é sabido que a padronização de um sistema único de apuração de custos é utópico, devido a fatores tais como descaso do governo em questões relacionadas à eficiência dos sistemas de saúde, falta de um monitoramento das necessidades administrativas, etc. Dentro deste contexto, a implantação de métodos alternativos que possam auxiliar na confiabilidade das informações necessárias a um planejamento ou a um estudo financeiro e a aplicação de uma metodologia estatística são de grande importância na tomada de decisões. Como exemplo, tem-se a análise de séries temporais, cujos resultados poderão fornecer previsões de valores futuros, verificação da existência de tendências, ciclos e variações sazonais e identificar periodicidade relevantes nos dados.

Uma outra informação útil para a tomada de decisões são os números índices. Stevenson (1981) enfatiza o uso dos números índices pelo fato dos mesmos sintetizar modificações, principalmente em variáveis econômicas durante um período de tempo. Assim, percebe-se uma certa semelhança entre os números índices com a análise de séries temporais.

Em relação ao gerenciamento de custos, Karmel & Polasek (1981) justificam a importância da aplicação da análise de séries temporais, devido ao fato de que muitos dados econômicos são registrados de forma cronológica, permitindo assim a construção de um modelo refletindo o comportamento da economia e indicando os principais fatores que determinam os estímulos e as recessões.

É importante ressaltar que, na questão de agregar informações no processo de tomada de decisão, outras técnicas estatísticas poderiam ser usadas, como é o caso da análise de regressão. Esta análise consiste em ajustar um modelo para observações independentes, de tal forma que o modelo ajustado poderia também ser utilizado para previsões, semelhantemente à técnica de séries temporais. O tratamento relacionado às observações críticas em ambas as abordagens é semelhante. No caso da técnica de regressão linear, Souza (1998) sugere que introduzam-se no modelo variáveis binárias, denominadas como "Variáveis Dummy", de modo que estas variáveis incorporem no modelo o efeito causado pelas observações discrepantes. Em relação à técnica de séries temporais, segue-se o mesmo princípio, denominado análise de intervenção.

A decisão de qual técnica estatística a ser empregada é feita mediante a origem das observações. No caso das observações ordenadas no tempo, retratando uma dependência entre as mesmas, conduz à aplicação de séries temporais, ao passo que, quando as observações são independentes, é mais viável o uso de técnicas de regressão.

O contexto da estatística dentro do processo de tomada de decisão é de grande importância, pois, para que se tome qualquer decisão relativa a qualquer problema, é necessário ter informações confiáveis (Werkema, 1995). Esta confiabilidade e qualidade das observações são mensuráveis por meio de técnicas estatísticas. É evidente que o avanço da tecnologia reflete na qualidade das informações necessárias para a tomada de decisões, pois uma instituição que possua um sistema de informação hospitalar informatizado, de forma a interagir informações clínicas e administrativas, proporcionará maior agilidade no acesso às informações. Neste aspecto, Filho et al. (2001) propuseram a implantação de um sistema de informação na área hospitalar, baseado nas informações provenientes dos pacientes do Hospital Universitário da Universidade Federal da Paraíba. Porém, de modo geral, a questão da informatização aliada ao processo de tomada de decisões é bastante carente de pesquisa. Ball et al. (1991) concluíram que os sistemas de informações hospitalares demonstrados no ano de 1990 são semelhantes àqueles demonstrados no ano de 1975.

Este trabalho tem como objetivo mostrar uma alternativa, por meio de uma metodologia estatística, mais especificamente o uso de séries temporais, propiciando projeções relativas aos preços hospitalares, de modo que estas previsões venham a contribuir no gerenciamento de custos de uma instituição hospitalar, sem desprezar os sistemas tradicionais de contabilidade e administração. Para a realização deste trabalho estudouse a série histórica dos preços hospitalares do Hospital Universitário da Universidade Federal de Santa Catarina (HU/UFSC) referente ao período de novembro de 1993 a dezembro de 2001. Esta série é descrita mensalmente por um número índice, o qual retrata as variações mensais relacionadas aos custos com serviços terceirizados e materiais de medicamentos. Assim, foi possível da aplicação de séries temporais no contexto administrativo e contábil.

O Hospital Universitário é um órgão suplementar da Universidade Federal de Santa Catarina, instituição criada como autarquia de regime especial, vinculada ao Ministério da Educação (Lei 3.849, de 18/12/60 e Decreto 64.824 de 15/07/69), cuja estrutura de organização prevê a unidade das funções ensino, pesquisa e extensão. Atualmente, o Hospital Universitário da UFSC é considerado como um hospital de referência da rede do Sistema Único de Saúde, o que tem levado a intensificar o atendimento de pacientes de todas as especialidades. O HU/UFSC desenvolve também outros serviços de diagnóstico e terapêutico nas seguintes áreas: informações toxicológicas, serviços de anatomia patológica, radiologia, medicina nuclear, cardiologia, endoscopia alta e baixa, laboratório de citogenética, nutrição e dietética, quimioterapia, hematologia e outros setores, como engenharia biomédica e farmácia industrial. Toda esta estrutura está à disposição do Centro de Ciências da Saúde que, em 1997, atendia a 853 alunos dos cursos de graduação e de estágios curriculares dos cursos de medicina e enfermagem, farmácia e bioquímica, nutrição, serviço social e psicologia.

2 Metodologia

A série estudada para análise refere-se à série de índices hospitalares apurada no HU-UFSC durante o período de novembro de 1993 a dezembro de 2001; os meses de janeiro a abril de 2002 foram reservados como fonte de comparação dos dados da previsão. Para a instituição, esta série tem importância em agregar informações, de modo que o hospital possa obter seu próprio índice de inflação interna com base nos preços de materiais de consumo e servicos.

Cada observação da série de índices de preços hospitalares é denominada IPH referente ao mês calculado, ou seja, o IPH foi medido mensalmente. Assim, justifica-se o uso de técnicas de séries temporais, pois tem-se um conjunto de observações ordenadas no tempo.

Este índice é composto pelo somatório ponderado dos índices de preços de medicamento (IPM) e de preços de serviços de terceiros (IPST). O IPM refere-se á variação de preços dos materiais de consumo utilizados no Hospital, sendo formado pelos grupos de materiais: material de expediente, assistência ao paciente, material de limpeza, material de laboratório, material de radiologia, gêneros alimentícios, material de manutenção, material cirúrgico e medicamentos. O IPST refere-se à variação de preços dos serviços de terceiros prestados no hospital, sendo composto pelos seguintes grupos de serviços: fundação de amparo à pesquisa, serviços de vigilância, bolsas de trabalho, contratos de manutenção e serviços de limpeza.

A hipótese de erros não-correlacionados introduz sérias limitações na validade dos modelos do tipo $Y_t = f(t) + a_t$, t=1,..., n, para descrever o comportamento de séries econômicas e sociais, em que os erros observados são auto-correlacionados e influenciam a evolução do processo. Assim, para observações obtidas ao longo do tempo, as quais são claramente correlacionadas, a melhor opção de ajuste são os modelos de séries temporais.

De modo geral, uma série temporal Y_t pode ser decomposta na soma $Y_t = T_t + S_t + a_t$, em que a tendência (T_t) pode ser entendida como um aumento ou diminuição gradual das observações ao longo de um período; a sazonalidade (S_t) mostra flutuações ocorridas em períodos (menores que um ano), podendo ser mensal, trimestral, diária, etc. e a componente aleatória ou erro (a_t) mostra as oscilações aleatórias irregulares causadas por fenômenos excepcionais, intervenções governamentais, etc. A suposição usual é de que a_t seja uma série puramente aleatória ou ruído branco independente com média zero e variância constante.

A maioria das séries econômicas é não estacionária. Entretanto, algumas podem ser aproximadas de processos estacionários se são diferenciáveis. Se a série deve ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária, diz-se que é integrada de ordem d e é denotada por $Y_t \sim I(d)$. As séries econômicas têm como característica uma tendência indicando um comportamento não estacionário. A construção do modelo por meio do método de Box & Jenkins consiste na identificação do modelo para a série estacionária com base na análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, análise de resíduo e estimação dos parâmetros.

Uma classe de modelo para séries estacionárias são os modelos ARMA (p,q), denominados por autoregressivos - médias móveis de ordem p,q, dados por:

$$Z_{t} = \phi_{1} Z_{t-1} + \dots + \phi_{p} Z_{t-p} + a_{t} - \theta_{1} a_{t-1} - \dots - \phi_{q} a_{t-q},$$

$$\tag{1}$$

sendo ϕ_{1,\dots,ϕ_p} parâmetros auto-regressivos e θ_1 ,..., θ_q parâmetros de médias móveis. Para q=0 tem-se o modelo auto-regressivo de ordem p, AR(p), e para p = 0 tem-se o modelo médias móveis de ordem q, MA(q). Considerando os polinômios auto-regressivos e médias móveis, dados, respectivamente, por $\phi(B)=(1-\phi_1B-\dots-\phi_pB^p)$ e $\theta(B)=(1-\theta_1B-\dots-\theta_qB^q)$, em que B é o operador de retardo, tal que $B^iY_t=Y_{t-j}$, o modelo (1) pode ser escrito na forma compacta dada por:

$$\phi(B)Z_{t} = \theta(B)a_{t}. \tag{2}$$

Os modelos citados anteriormente são apropriados para descrever séries estacionárias, isto é, séries que se desenvolvem no tempo ao redor de uma média constante. No caso de uma série não apresentar estacionariedade, faz-se necessário tomar um número finito de diferenças, gerando uma nova série diferenciada em d, sendo esta estacionária. Neste contexto, surgem os modelos auto-regressivos-integrado-médias móveis de ordem (p, d, q), ARIMA (p, d, q), em que d indica o número finito de diferenças. Este modelo é representado por:

$$\phi(B)\Delta^d Z_t = \theta(B)a_t, \tag{3}$$

em que o operador diferença Δ é tal que Δ = 1 - B.

O modelo ARMA (p, q) é dito estacionário se as raízes do polinômio auto-regressivo ϕ (B) = 0 se encontram fora do círculo unitário. Se alguma destas raízes se encontram sobre o círculo unitário são ditas raízes unitárias. Na literatura existem testes para verificar a existência de raiz unitária, na série (ou a presença de tendência). Pode-se citar o teste de Dickey-Fuler aumentado, o qual pode ser encontrado em Harvey (1989). Outros testes para verificar a presença da tendência podem ser encontrados em Morettin e Toloi (1987). Observa-se que a operação diferença implica em estar-se retirando da série uma raiz unitária a qual é a raiz do polinômio Δ = 1 - B = 0. A presença da sazonalidade pode ser observada na função de autocorrelação da série sem tendência ou por meio do periodograma.

A qualidade do ajuste do modelo é obtida pela análise do resíduo. Uma das formas de verificar esta qualidade é dada por meio da função de autocorrelação do resíduo (Fac), a qual permite verificar se o resíduo é um ruído branco, ou seja, se há independência. A outra é o teste de Box e Pierce (Priestley,1989). Este teste é baseado nas k primeiras autocorrelações, r_k dos resíduos. Para um processo ARIMA (p,d,q), se o modelo ajustado é apropriado, a estatística do teste é :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^{k} \frac{\hat{r}_{k}^{2}}{(n-k)} \approx \chi^{2}.$$
 (4)

A hipótese do ruído branco é aceita para um $Q < \chi^2_{(k-p-q)}$, em que k é o número de "lags", p é a ordem da parte auto-regressiva e q a ordem da parte de médias móveis. Morettin & Toloi (1987: p. 92) comentam que, para testar se uma série é ruído branco, ou seja, constituída de observações independentes e identicamente distribuídas, basta construir o correlograma (gráfico da função de autocorrelação) e o seu intervalo de confiança. As correlações (ou melhor, 95% delas) deverão estar dentro deste intervalo de confiança.

Ao modelo ajustado pode ser incorporada a existência de algum fator que possa alterar a real trajetória da série, designando uma intervenção. Em geral, as séries econômicas apresentam este efeito de intervenção, sendo o mesmo conhecido. Neste estudo notou-se a presença de uma intervenção, a qual refletiu na mudança do nível dos dados devido às manipulações ocorridas nos preços hospitalares.

O modelo proposto para a análise de intervenção é calculado pela expressão:

$$y_{t} = \sum_{i=1}^{K} V_{i}(B) x_{i,t} + n_{t}, \qquad (5)$$

em que y_t é a variável resposta do modelo; k o número de intervenções da série; $v_i(B)$ o valor da função de transferência; $x_{i,t}$ a variável binária e n_t o ruído do modelo, representado por um modelo ARIMA.

As possíveis formas da variável binária x_{it} e suas respectivas funções de transferências estão representadas na Figura 1.

$$v(B) \hspace{1cm} x_t = \begin{cases} 0, \ t < T \\ 1, \ t \ge T \end{cases} \hspace{1cm} x_t = \begin{cases} 0, \ t \ne T \\ 1, \ t = T \end{cases}$$

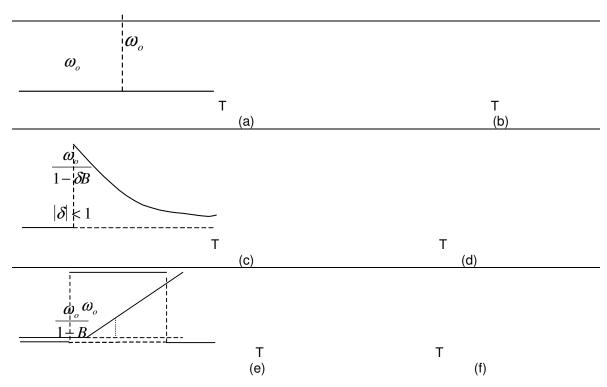


FIGURA 1 – Representação gráfica de alguma formas de funções de transferência para x_{it,t}. Fonte: Pino (1980).

A função degrau, representada na Figura 1 (a), é aquela que muda de nível após sofrer intervenção no instante T, permanecendo neste. A função impulso [Figura 1(b)] sofre mudança de nível em um dado instante T, mas, em seguida, volta ao nível de pré-intervenção. Na Figura 1(c) tem-se uma manifestação gradual da intervenção, com duração permanente, até atingir a assíntota $\omega_0/(1-\delta)$. A função da Figura 1(d) muda abruptamente de nível, sendo ω_0 o valor da mudança e, depois, decai exponencialmente para zero. De acordo com a Figura 1(e), após a intervenção, o modelo torna-se não estacionário. Essa situação corresponde a uma mudança de direção da série, apresentando uma tendência crescente a partir do instante T. A função intermediária [Figura 1(f)] é conseqüência de uma mudança de nível ao sofrer intervenção, continuando neste novo nível durante um período e depois retornando ao nível pré-intervenção.

A intervenção na série pode ser caracterizada de acordo com o seu comportamento, os quais apresentam a forma destacada na Figura 2.

Para a execução deste trabalho, utilizou-se o software STATISTICA® (1995).

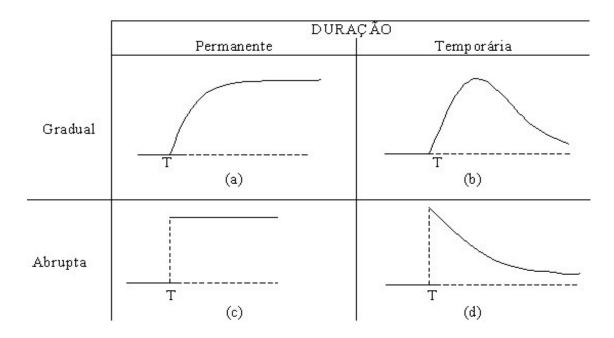
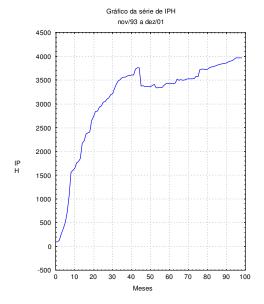


FIGURA 2 – Tipos mais comuns de efeito de intervenção.

Fonte: Pino (1980).

3 Resultados e discussão

A Figura 3(a) apresenta a série histórica de índices de preços hospitalares do HU/UFSC. Esta série é caracterizada basicamente por uma componente de tendência e pela aditividade no modelo, ou seja, $Y_t = T_t + a_t$, t=1,2,...n. Em uma análise visual, o componente sazonal não é detectado inicialmente. Entretanto, para uma melhor confirmação foi feita a análise espectral demonstrada no períodograma (Figura 4), cujo resultado não apresentou periodicidade, ou seja, não apresentou picos significantes. Em virtude da série original apresentar raiz unitária, procede-se com a diferenciação de primeira ordem, de modo a obter uma série estacionaria, isto é, $Z_t = Y_t - Y_{t-1}$ [Figura 3(b)]. Observou-se na série diferenciada [Figura 3(b)] uma possível intervenção referente ao mês de julho de 1997 (obs. 45).



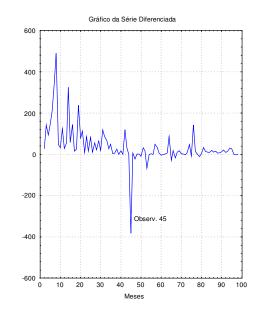


FIGURA 3(a): Série dos índices de preços hosp. do HU-UFSC, período nov/1993 a dez/2001.

Fonte: http://www.gea.org.br/scf/iph.html

FIGURA 3(b): Série diferenciada dos índices de preços hosp. do HU-UFSC, período nov/1993 a dez/2001.

Fonte: Dados da pesquisa.

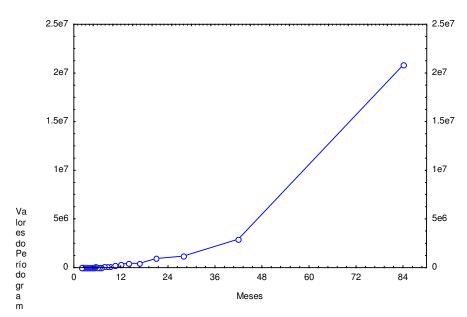
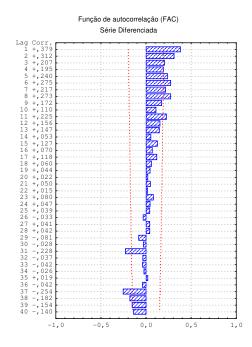


FIGURA 4 – Periodograma da série índices de preços hospitalares do Hospital Universitário de Santa Catarina, período nov/1993 a dez/2001. Fonte: Dados da pesquisa.

Baseado nos gráfico das funções de autocorrelação [Figura 5(a)] e autocorrelação parcial [Figura 5(b)] da série diferenciada, ajustou-se um modelo ARMA(1,1).



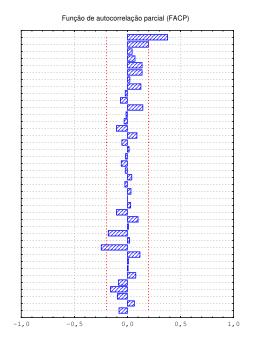


FIGURA 5(a) – Série dos Índices de Preços Hosp. do HU-UFSC Período Nov/1993 a Dez/2001. Fonte : Dados da Pesquisa.

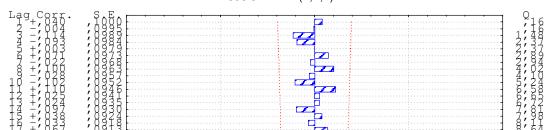
FIGURA 5(b) – Série dos Índices de Preços Hosp. do HU-UFSC Período Nov/1993 a Dez/2001. Fonte : Dados da Pesquisa.

O modelo ajustado para a série de IPH é, então, um ARIMA (1,1,1), dado por :

$$y_{t} = \frac{(1 - \Theta_{1})a_{t}}{(1 - \phi_{1}B)(1 - B)} = \frac{(1 - 0.9256)a_{t}}{(1 - 0.6779B)(1 - B)}.$$
(6)

Após a estimação do modelo, foi feita a análise do resíduo da série ajustada, cuja finalidade é verificar a independência dos erros constituindo um ruído branco, confirmado pela função de autocorrelação do resíduo (Figura 6) e pelo teste de Box e Pierce (1988), de modo que o valor da estatística Q = 40,86 é menor que o valor $\chi^2_{(28)0.95}$ = 41.34. Dessa forma, concluiu-se que há evidência estatística da presença do ruído branco considerando-se o modelo ajustado adequado.

Função de autocorrelação do resíduo Modelo ARIMA(1,1,1)



Em uma análise preliminar, foi detectada na Figura 3(b) uma intervenção no mês julho/1997. Para uma melhor confirmação, identificou-se esta observação na série estacionária, pois na série original [Figura 3(a)] este efeito poderia ser confundido com uma tendência. Com a intervenção identificada, acrescentou-se um parâmetro no modelo, de modo que este efeito passou a ser estimado. Neste estudo, detectou-se apenas uma intervenção. O fator que possa explicar esta intervenção basicamente é dado em função da situação política referente ao ano de 1997, conforme Kraychete (1998). Este autor relata que, naquele ano, os recursos públicos foram utilizados para financiar o processo de globalização, assim as decisões econômicas ficam submetidas às flutuações em relação a contas externas. Como reflexo desta globalização, a dívida interna é inflacionada. Para tentar amenizar este efeito o governo mantém altas taxas de juros e inicia-se o processo das grandes privatizações. Como conseqüência dos altos juros pagos pelo governo, os recursos de outros setores, tais como saúde e educação, são reduzidos.

Um outro fator que supostamente explica esta intervenção é mais específico em relação aos medicamentos. Isto porque, conforme Gonçalvez (1997), em pesquisa publicada na Revista Veja, houve crescimento no mercado de remédios naturais feito à base de plantas, favorecendo a homeopatia como tratamento alternativo. Este fato, de modo geral, ocasionou uma redução nos medicamentos, o que possivelmente influenciou a baixa nos preços hospitalares.

O modelo com intervenção e erro ARIMA(1,1,1) é dado por :

$$y_{t} = \omega_{t} x_{t} + \frac{(1 - \theta_{1})a_{t}}{(1 - \phi_{1}B)(1 - B)} = -394, 7x_{t} + \frac{(1 - 0,9251)a_{t}}{(1 - 0,6166B)(1 - B)},$$
(7)

sendo x_t a variável binária correspondente a julho de 1997.

Com a inclusão deste novo parâmetro analisou-se novamente o resíduo por meio da função de autocorrelação (Figura 7) e do teste de Box-Pierce, em que a estatística Q=18,76 foi menor que $\chi^2_{(27)0.95}$ = 40.12. Dessa forma, concluiu-se que há evidência estatística da presença do ruído branco.

O fato de se ter identificado a intervenção e o parâmetro estimado indica que, em julho de 1997, houve uma queda de aproximadamente 395 no índice de preços hospitalares, comprovada pela redução de recursos para a área de Saúde.

Sendo a previsão um dos objetivos do trabalho, realizaram-se previsões referentes ao meses de janeiro a abril de 2002. Considerando os modelos com e sem intervenção, a escolha do melhor modelo foi dada em função do menor erro quadrático de previsão (EQMP).

Para comparar a eficiência dos modelos com e sem intervenção, em relação às previsões, confrontaram-se os valores preditos de ambos os modelos com os valores reais no período de janeiro a abril de

2002. A Tabela 1 apresenta os valores reais do IPH no período determinado, os valores preditos para os modelos com e sem intervenção e os respectivos erros de previsão. Calculando-se o quadrado dos erros de previsão, observa-se que o modelo sem intervenção apresentou um menor erro, indicando que a inclusão do parâmetro de intervenção não forneceu melhores previsões. Fato este que não era esperado, já que a inclusão da intervenção no modelo geralmente conduz a melhores estimativas das previsões. Apesar disso, pode-se observar, comparando-se as funções de autocorrelações dos resíduos para os modelos 1 e 2, Figuras 6 e 7, respectivamente, que a inclusão da intervenção elimina a correlação significativa ainda presente na Figura 6, "lags" 31 e 37.

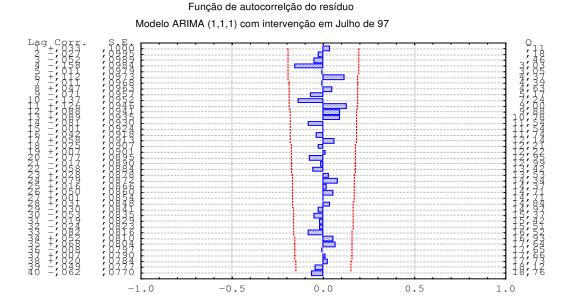


FIGURA 7 – Ruído branco do modelo ajustado com intervenção para a série índices de preços hospitalares do Hospital Universitário da Universidade Federal de Santa Catarina, período nov/1993 a jun/2000.

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 1 - Previsões para os meses de janeiro a abril de 2002, para os modelos sem e com intervenção e os respectivos erros de previsão

	Valor Real	Modelo sem intervenção	Modelo com intervenção
Janeiro/2002	4021,18	3973,557(47,62)	3972,669(48,51)
Fevereiro/2002	4046,51	3978,336(68,17)	3976,619(69,89)
Março/2002	4083,74	3982,763(100,97)	3980,272(103,47)
Abril/2002	4112,33	3986,860(125,47)	3983,652(128,68)
EQMP		8206,16	8625,43

Fonte: Dados da pesquisa

4 Conclusão

No processo de tomada de decisões, é fundamental que a instituição faça o acompanhamento dos custos. Neste aspecto, sem abandonar ou desprezar os sistemas tradicionais de contabilidade e administração, este trabalho cumpriu seu objetivo, pois apresentou uma alternativa por meio de uma metodologia estatística, mais especificamente a técnica de séries temporais, cujos resultados poderão agregar informações no planejamento financeiro. Dessa forma, concluiu-se que os modelos ajustados foram adequados no estudo de preços hospitalares, considerando fatores como tendência e intervenções. Entretanto, há uma limitação, por se tratar de uma série econômica as previsões de longo prazo podem diferir dos valores reais. Este fato é explicado pelos fatores externos não previsíveis, tais como: um novo plano governamental ou uma adoção de estratégia econômica interna ao hospital, ocasionando drasticamente a mudança no comportamento da série.

Um outro fator favorável à aplicação das técnicas de séries temporais, como alternativa para agregar informações na tomada de decisões, é dado em função da flexibilidade em detectar e analisar causas, as quais poderão influenciar as projeções financeiras. Neste aspecto, ressalta-se a importância de se incorporar estas causas denominadas intervenções na análise de custos.

5 Agradecimentos

Os autores agradecem ao HU-UFSC, por disponibilizar os dados para este estudo, ao CNPq e aos revisores pelas sugestões apresentadas.

6 Referências bibliográficas

BALL, M. J. et al. Status and progress of hospital information system (HIS). **International Journal of Biomedical Computer**, p. 161-148, 1991.

FILHO, J. R. et al. A tecnologia da informação na área hospitalar: um caso de implementação de um Sistema de Registros de Pacientes. **Revista de Administração Contemporânea**, 2001.

GONÇALVEZ, D. N. Cresce a medicina alternativa. Revista Veja, v. 1499, n. 23, p. 84-86, 1997.

HARVEY, A. C. The econometric analysis of time series. Cambridge: The MIT Press, 1989.

KARMEL, P. H.; POLASEK, M. Estatística geral e aplicada a economia. 2. ed. São Paulo: Atlas,1981.

KRAYCHETE, G. Os mercadores de vento. Caderno do CEAS, p. 25-36, 1998.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. Previsões de séries temporais. São Paulo: Atual, 1987. 436 p.

PINO, F. A. **Análise de intervenção em séries temporais:** aplicações em economia agrícola. Dissertação 1980. 253 p. (Mestrado em Estatística) – Universidade de São Paulo, São Paulo.

PRIESTLEY, M. B. Spectral analysis and time series. 6 ed. New York: Academic Press, 1989. 890 p.

SOUZA, G. S. Introdução aos modelos de regressão linear e não linear. Brasília: EMBRAPA-SEA, 1998.

STATISTICA E, Release 5, Copyright Stat Soft, Inc. 1984-1995.

STEVENSON, W. J. **Estatística aplicada à administração.** Tradução de Alfredo Alves de Farias. São Paulo: Harper & Row do Brasil, 1981.

WERKEMA, M. C. C. Ferramentas estatísticas básicas para o gerenciamento de processos. Belo Horizonte: Fundação Christiano Ottoni (usar o nome da editora que aparece)/Escola de Engenharia da UFMG,1995. (Série ferramentas da qualidade).