

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE TECNOLOGIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA
DE PRODUÇÃO**

**A UTILIZAÇÃO DOS GRÁFICOS DE CONTROLE:
UMA APLICAÇÃO NA ÁREA DA SAÚDE**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Roselaine Ruviaro Zanini

**Santa Maria, RS, Brasil
2006**

**A UTILIZAÇÃO DOS GRÁFICOS DE CONTROLE:
UMA APLICAÇÃO NA ÁREA DA SAÚDE**

por

Roselaine Ruviaro Zanini

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Área de Concentração em Qualidade e Produtividade, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de

Mestre em Engenharia de Produção

Orientador: Dr. Adriano Mendonça Souza

Santa Maria, RS, Brasil

2006

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Tecnologia
Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**A UTILIZAÇÃO DOS GRÁFICOS DE CONTROLE:
UMA APLICAÇÃO NA ÁREA DA SAÚDE**

elaborada por
Roselaine Ruviano Zanini

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Engenharia de Produção

COMISSÃO EXAMINADORA:

Adriano Mendonça Souza, Dr.
(Presidente/ Orientador)

Luis Felipe Dias Lopes, Dr. (UFSM)

Rosane Maria Kirchner, Dr. (UNIPAMPA)

Santa Maria, 27 de outubro 2006.

AGRADECIMENTOS

Agradeço àqueles que, sinceramente, me apóiam e me incentivam nesta intensa mas compensadora trajetória, a qual tem uma única finalidade: aprender para crescer e ensinar.

Entre esses, além da minha família, poucos, mas insubstituíveis e grandes amigos, os quais nem preciso citar seus nomes, pois eles se reconhecerão.

Ao Adriano que, por força das circunstâncias, “aceitou” ser meu orientador e, como meu grande amigo e educador que é, me inspira a crescer, cada vez mais, como pessoa, professora e pesquisadora.

Aos Professores da Banca Examinadora pela colaboração e sugestões.

Ao setor de Estatística do Hospital Universitário da UFSM, em especial à Mareli, pela disponibilidade dos dados.

Ao CNPq pelo financiamento do projeto “Elaboração de subsídios para a tomada de decisão no gerenciamento de processo de atendimentos do Hospital Universitário de Santa Maria por meio de técnicas estatísticas”, no qual essa pesquisa está inserida (Processo 476508/2004-5).

Aos Professores Paulo Tabajara Chaves da Costa (PRPGP) e João Hélio Righi de Oliveira (PPGEP) pela imediata disposição em colaborar com essa “turma especial” do Mestrado.

Aos meus colegas do Mestrado: eu sei que não precisávamos passar por isso novamente, mas seremos recompensados!

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção
Universidade Federal de Santa Maria

A UTILIZAÇÃO DOS GRÁFICOS DE CONTROLE: UMA APLICAÇÃO NA ÁREA DA SAÚDE

AUTORA: Roselaine Ruviaro Zanini
ORIENTADOR: Dr. Adriano Mendonça Souza
Data e Local da Defesa: Santa Maria, 27 de outubro de 2006.

Os métodos estatísticos e os gráficos de controle são importantes recursos para detectar mudanças em vários tipos de processos. Constata-se que, ao longo dos anos, esses gráficos têm sido teoricamente aprimorados e diante da analogia e da simplicidade de alguns métodos estatísticos de controle de qualidade, tem havido uma maior divulgação e incentivo para a aplicação dos mesmos na análise de dados em diversas na área da saúde. Com o propósito de colaborar com os profissionais de ensino e de serviços de saúde, esta dissertação tem por objetivo descrever e exemplificar alguns dos principais tipos de gráficos estatísticos de controle de qualidade. Para isso, foram utilizados alguns indicadores obtidos no hospital da Universidade Federal de Santa Maria - Brasil, no período de 2000 a 2005: taxa de ocupação do hospital geral, taxa de ocupação do pronto atendimento, taxa de ocupação da unidade psiquiátrica, taxa de ocupação na UTI de recém-nascidos e taxa de mortalidade institucional – diálise. Foi realizada uma análise descritiva para verificar os pressupostos de normalidade e independência, exigidos pelas técnicas tradicionais de gráficos de controle. Posteriormente, foram ajustados modelos ARIMA de Box e Jenkins para aquelas séries que apresentaram autocorrelação serial, para posterior construção dos gráficos de controle dos resíduos. Foram observados vários pontos fora dos limites de controle para as séries analisadas, além da presença de grande variabilidade para a taxa de ocupação do hospital geral e de mortalidade institucional por diálise. As taxas de ocupação do pronto atendimento, da unidade psiquiátrica e da UTI de recém-nascidos foram as que se mostraram mais estáveis. Pela comparação dos gráficos, verificou-se a vantagem dos gráficos CUSUM em detectar, precocemente, mudanças no processo, além de serem capazes de identificar mudanças de menor magnitude. Apesar das dificuldades iniciais de implementação de algumas metodologias mais complexas, a aplicação desses gráficos é um recurso muito eficiente para controle de processos, devido ao grande número de variáveis que poderiam ser controladas num ambiente hospitalar ou qualquer outro setor relacionado à saúde das pessoas, propiciando melhorias em outros setores, como no pessoal, familiar e profissional.

Palavras-chave: gráficos de controle, séries temporais, epidemiologia.

ABSTRACT

Master Course Dissertation
Post Graduation Program in Production Engineering
Federal University of Santa Maria

A UTILIZAÇÃO DOS GRÁFICOS DE CONTROLE: UMA APLICAÇÃO NA ÁREA DA SAÚDE

AUTHOR: Roselaine Ruviano Zanini.
ADVISOR: Dr. Adriano Mendonça Souza
Date and Place of defence: Santa Maria, October 27th 2006.

Statistical methods and control charts are important resources to detect changes in various kinds of processes. It has been noticed along the years that these charts have been theoretically refined and, before the analogy and the simplicity of some statistical methods of quality control, it has been happening a great widespread and encouragement to apply the charts in the data analysis of different health fields. With the purpose of making a collaborative work with teaching and health service professionals, this dissertation aims to describe and exemplify some main kinds of statistical charts of quality control to be applied in the quality monitoring in hospitals. To accomplish this task, it was obtained from the hospital at the Federal University of Santa Maria – Brazil, during the period of 2000 to 2005, some indexes: general hospital occupation tax, emergency room occupation tax, Psychiatric unit occupation tax, newborn Intensive Care Unit occupation tax and institutional mortality tax – dialysis. First of all, a descriptive analysis was conducted to verify presuppositions about normality and independence, required by the traditional techniques of controlling chart. Lately, models ARIMA of Box & Jenkins methodology were adjusted to the series that presented autocorrelation, to elaborate a subsequently controlling chart based on the residues. Many points out of the controlling limits to the series analyzed were observed, besides the presence of a great variability to the general hospital occupation tax and the institutional morality of dialysis. The emergency room occupation tax, the Psychiatric unit and newborn Intensive Care Unit occupation tax were the ones that presented more stability. Comparing the charts used, it was identified the advantages of CUSUM charts in detecting precociously changes occurred in the process, besides identifying modifications in small magnitudes than X-bar chart. Despite the initial difficulties in implementing some more complex methodologies, the application of these charts is a pretty efficient resource to control the processes, due to the great number of variables which could be monitored in a hospital environment or any other sector related to people health, bringing improvements to other aspects such as personal, familiar and professional ones.

Key-words: controlling charts, time series, Epidemiology.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Distribuição dos pontos num padrão normal de variação	22
FIGURA 2 – Representação da máscara-V	38
FIGURA 3 – Representação de um gráfico EWMA	46
FIGURA 4 – Representação de um gráfico MA	48
FIGURA 5 – Algumas sugestões para escolha do gráfico de controle	58
FIGURA 6 – Taxa de ocupação do hospital geral, de 2000 a 2005 no HUSM	74
FIGURA 7 – Taxa de ocupação do hospital geral, de 2000 a 2005 no HUSM – original e diferenciada	75
FIGURA 8 – Função de autocorrelação (ACF) da taxa de ocupação do hospital geral ..	75
FIGURA 9 – Função de autocorrelação parcial (PACF) da taxa de ocupação do hospital geral	76
FIGURA 10 – Gráfico de normalidade dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1) ..	77
FIGURA 11 – Função de autocorrelação dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1)	77
FIGURA 12 – Gráfico de controle da taxa de ocupação do hospital geral	78
FIGURA 13 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação do hospital geral	79
FIGURA 14 – Gráfico 2 de controle dos resíduos da taxa de ocupação do hospital geral	79
FIGURA 15 – Taxa de ocupação dos leitos do PA, de 2000 a 2005 no HUSM	80
FIGURA 16 – Taxa de ocupação dos leitos do PA, de 2000 a 2005 no HUSM – original e diferenciada	81
FIGURA 17 – Função de autocorrelação (ACF) da taxa de ocupação dos leitos do PA	81
FIGURA 18 – Função de autocorrelação parcial (PACF) da taxa de ocupação do PA ...	82
FIGURA 19 - Gráfico de normalidade dos resíduos para o modelo ARIMA (1, 1, 0)	83
FIGURA 20 – Função de autocorrelação dos resíduos para o modelo ARIMA (1, 1, 0)	83

FIGURA 21 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação do PA	84
FIGURA 22 – Gráfico 2 de controle dos resíduos da taxa de ocupação do PA	85
FIGURA 23 – Taxa de ocupação da unidade psiquiátrica, de 2000 a 2005 no HUSM ...	86
FIGURA 24 – Taxa de ocupação da unidade psiquiátrica, de 2000 a 2005 no HUSM – original e diferenciada	86
FIGURA 25 – Função de autocorrelação (ACF) da taxa de ocupação dos leitos da unidade psiquiátrica	87
FIGURA 26 – Função de autocorrelação parcial (PACF) da taxa de ocupação dos leitos da unidade psiquiátrica	87
FIGURA 27 - Gráfico de normalidade dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1)	88
FIGURA 28 – Função de autocorrelação dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1)	89
FIGURA 29 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação da unidade psiquiátrica	89
FIGURA 30 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação da UP	90
FIGURA 31 – Gráfico de controle da taxa de ocupação da UTI-RN	91
FIGURA 32 – Gráfico de controle CUSUM da taxa de ocupação da UTI-RN	91
FIGURA 33 – Gráfico de controle EWMA da taxa de ocupação da UTI-RN (L = 2,7, $\lambda = 0,05$)	92
FIGURA 34 – Gráfico de controle EWMA da taxa de ocupação da UTI-RN (L = 2,7, $\lambda = 0,10$)	93
FIGURA 35 – Gráfico de controle da taxa de mortalidade institucional: diálise	94
FIGURA 36 – Gráfico de controle CUSUM da taxa de mortalidade institucional: diálise	95
FIGURA 37 – Gráfico de controle EWMA da taxa de mortalidade institucional: diálise (L = 2,7, $\lambda = 0,05$)	96
FIGURA 38 – Gráfico de controle EWMA da taxa de mortalidade institucional: diálise (L = 2,7, $\lambda = 0,10$)	96

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – Comparação entre situação de controle e qualidade de um processo	25
QUADRO 2 – Comparação entre os índices de capacidade e de performance	27
QUADRO 3 – Relação entre CEP e terminologia/conceitos usados em Epidemiologia	59

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Performance da ARL do CUSUM tabular com $k = \frac{1}{2}$ e $h = 4$ ou 5	37
TABELA 2 – ARL para vários esquemas de controle do gráfico EWMA	45
TABELA 3 – Os procedimentos de Shewhart e Cusum, na literatura, com aplicações à vigilância em saúde pública e áreas correlatas	61
TABELA 4 – Estatística descritiva das variáveis	73
TABELA 5 – Principais resultados do modelo ARIMA (2, 1, 1) ajustado para a taxa de ocupação do hospital geral	76
TABELA 6 – Principais resultados do modelo ARIMA (1, 1, 0) ajustado para a taxa de ocupação do pronto atendimento	82
TABELA 7 – Principais resultados do modelo ARIMA (2, 1, 1) ajustado para a taxa de ocupação da unidade psiquiátrica	88

LISTA DE SIGLAS E SÍMBOLOS

AIC – Critério de Informação de Akaike

AR – Autorregressivo

ARIMA – Autorregressivo Integrado de Média Móvel

ARL – Average Run Length (número de amostras retiradas até a ocorrência de um alarme)

ARL_0 – Número de amostras retiradas até a ocorrência de um alarme falso

ARL_1 – Número de amostras que são examinadas desde a ocorrência do desvio até a detecção

ARMA – Modelo Autorregressivo de Médias Móveis

ARIMA – Modelo Autorregressivo Integrado de Médias Móveis

BIC – Critério de Informação Bayesiano

CCO – Curva Característica de Operação

CEP – Controle Estatístico do Processo

CEQ – Controle Estatístico de Qualidade

CUSUM – Somas Cumulativas

EWMA – Média Móvel Exponencialmente Ponderada

FAC – Função de Autocorrelação

FACP – Função de Autocorrelação Parcial

GMA – Média Móvel Geométrica

Gráfico c – Gráfico de defeitos por amostra

Gráfico CUSUM – Gráfico de somas cumulativas

Gráfico EWMA – Gráfico de média móvel exponencialmente ponderada

Gráfico np – Gráfico do número de peças defeituosas

Gráfico p – Gráfico da fração defeituosa na amostra

Gráfico R – Gráfico de controle para a amplitude

Gráfico s – Gráfico de controle para desvio padrão

Gráfico u – Gráfico de defeitos por unidade

Gráfico \bar{X} – Gráfico de controle para a média

Gráfico X – Gráfico de controle para medidas individuais

IIS – Índice de Intervalo de Substituição

IMA – Média Móvel Integrada

IR – Índice de Renovação
LM – Limite Médio
LC – Linha Central
LSC – Limite Superior de Controle
LIC – Limite Inferior de Controle
LSE – Limite Superior de Especificação
LIE – Limite Inferior de Especificação
MA – Média Móvel
MPDi – Média de Pacientes-Dia
MPe – Média de Permanência
OMS – Organização Mundial de Saúde
PA – Pronto Atendimento
SARIMA – Modelo Autorregressivo Integrado de Média Móvel Sazonal
TIHo – Taxa de Infecção Hospitalar
TMA_n - Taxa de Mortalidade por Anestesia
TMGH – Taxa de Mortalidade Geral Hospitalar
TMI – Taxa de Mortalidade Institucional
TML – Taxa de Movimentação de Leitos
TMPo - Taxa de Mortalidade Pós-operatória
TC_o – Taxa de Complicações ou Intercorrências
TOH – Taxa de Ocupação Hospitalar
TQC – Controle de Qualidade Total
UP – Unidade Pediátrica
UTI/RN – Unidade de Terapia Intensiva de Recém-Nascidos

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	15
1.1 Tema da pesquisa	16
1.2 Justificativa e importância da pesquisa	16
1.3 Objetivos	16
1.4 Delimitação da pesquisa	17
1.5 Estrutura do trabalho	17
2 REVISÃO DA LITERATURA	18
2.1 Fundamentação teórica sobre gráficos de controle	18
2.2 Similaridades entre o controle estatístico de qualidade e a Epidemiologia	58
2.3 Aplicações dos gráficos de controle na área da saúde	59
2.4 Indicadores hospitalares de qualidade e produtividade	62
3 METODOLOGIA	71
3.1 Caracterização e limitações da pesquisa	71
3.2 Variáveis e elaboração do banco de dados	71
3.3 Estratégia analítica	72
3.4 Divulgação dos resultados	72
4 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA	73
4.1 Análise descritiva	73
4.2 Ajuste dos modelos de Box e Jenkins e construção dos gráficos de controle ...	74
5 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS	98
6 BIBLIOGRAFIA	100
ANEXOS	108

1 INTRODUÇÃO

Os métodos estatísticos são importantes recursos para detectar mudanças em vários tipos de processos. Dentre eles, destaca-se os gráficos estatísticos de controle, desenvolvidos por Walter Shewhart (1924), para serem usados em processos químicos e industriais. Eles usam procedimentos estatísticos para descrever a variabilidade e monitorar melhorias num processo (Benneyan, 1998).

Entretanto, ao longo dos anos, esses gráficos têm sido teoricamente aprimorados e aplicados em muitas situações, inclusive na área da saúde.

A aplicação dos métodos padrões de controle estatístico de processos (CEP) na área da saúde, no controle de infecções e na epidemiologia hospitalar tem sido muito discutida na literatura (Sellick, 1993; Rossi, 1999; Benneyan, 1998; Sanches, 2000; Benneyan, 2001; Arantes, 2003, Morton, 2005; Burns, 2005).

Vários outros desfechos têm sido, extensivamente, estudados com o uso das técnicas estatísticas de controle, como por exemplo, mortalidade por cirurgias cardíacas, cuidados a pacientes com falha renal, nascimentos por parto cesáreo, monitoramento de diversos tipos de eventos adversos, imunização, tempo de permanência em centro de terapia intensiva, taxa de ocupação de leitos hospitalares, tempo de espera para atendimento, satisfação de pacientes e profissionais da saúde, entre outros.

Existem muitas similaridades entre os objetivos gerais e os métodos de controle da qualidade total (TQC) e os da epidemiologia. Se o objetivo primário do TQC é melhorar os cuidados em saúde pela redução da variabilidade nos processos, o comportamento e a variabilidade do sistema devem ser explorados, com o uso das ferramentas do controle estatístico do processo (Benneyan, 1998).

Diante da analogia e da simplicidade de alguns métodos estatísticos de controle de qualidade, tem havido uma maior divulgação e incentivo para a aplicação dos mesmos na análise de dados na área da saúde, apesar de uma subutilização, na opinião de Reinke (1991).

Com o propósito de colaborar com os profissionais de ensino e de serviços de saúde, este trabalho tem por objetivo descrever e exemplificar alguns dos principais tipos de gráficos estatísticos de controle de qualidade, direcionados à análise de dados na área da saúde.

1.1 Tema da pesquisa

Esta dissertação tem como tema geral o estudo dos principais gráficos estatísticos de controle direcionados a aplicações na área da saúde.

1.2 Justificativa e importância da pesquisa

O tema proposto tem sua relevância fundamentada no fato de que os gráficos abordados são procedimentos de controle estatístico eficazes e simples de serem utilizados. Depois de implementados de forma adequada, constituem-se em importantes ferramentas na tomada de decisão em tempo real, dada a capacidade dos mesmos de detectarem pequenos desvios nas médias dos processos.

Esse aspecto torna-se relevante no que se refere à saúde das pessoas, dado que intervenções imediatas podem ser administradas, assim que se perceba qualquer padrão de anormalidade.

Além disso, os achados deste estudo permitirão divulgar a aplicação de procedimentos estatísticos de controle em saúde pública e processos hospitalares.

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo geral

Esse trabalho tem por objetivo principal apresentar um *survey* da literatura sobre os princípios teóricos que fundamentam os procedimentos de Controle Estatístico de Processo que podem ser aplicados na análise de dados em saúde, assim como apresentar algumas aplicações dos mesmos.

1.3.2 Objetivos específicos

Para atingir esse objetivo geral, propõem-se executar os seguintes objetivos específicos:

- revisar o referencial teórico alguns tipos de gráficos de controle que podem ser utilizados na área da saúde;
- descrever um comparativo entre os principais procedimentos de controle estatístico de qualidade e aplicações na área da saúde;

- apresentar algumas aplicações desses procedimentos para a melhoria da qualidade da saúde dos pacientes do HUSM;

1.4 Delimitação da pesquisa

Em relação ao referencial teórico, serão abordados alguns tipos de gráficos de controle: gráficos de Shewhart, CUSUM, EWMA e gráficos para observações correlacionadas. Vários outros gráficos e procedimentos não são mostrados nesse trabalho.

No que se refere à parte prática, a pesquisa apresenta algumas aplicações da metodologia na área da saúde, com indicadores do Hospital Universitário de Santa Maria, apesar de evidenciar uma ampla possibilidade de aplicações nessa área. Este fato se deve às dificuldades encontradas na obtenção dos dados que, geralmente, envolvem questões éticas.

1.5 Estrutura do trabalho

Para atingir aos objetivos propostos, a pesquisa foi estruturada em cinco capítulos, descritos a seguir.

O primeiro capítulo aborda os aspectos gerais do estudo, o tema e a importância, os objetivos geral e específicos, a delimitação e a estrutura da pesquisa.

No segundo capítulo é apresentada a fundamentação teórica dos principais gráficos de controle utilizados no Controle Estatístico de Processos que foram adaptados para uso na área da saúde, além de um levantamento de pesquisas realizadas na área da saúde com o uso dos principais tipos de gráficos de controle. Também são destacadas as vantagens do uso desses procedimentos, com enfoque nas aplicações.

O terceiro capítulo aborda a metodologia do trabalho e as técnicas utilizadas.

No quarto capítulo encontram-se algumas aplicações e os resultados obtidos com o uso de gráficos estatísticos de controle para monitorar indicadores de qualidade hospitalar (HUSM).

O último capítulo traz as conclusões desse trabalho, além de sugestões para futuras pesquisas.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo está apresentado em seções que darão maior embasamento ao desenvolvimento do trabalho. No item 2.1, aborda-se a fundamentação teórica sobre os gráficos de controle, incluindo os principais conceitos dessa metodologia. O item 2.2, apresenta os principais tipos de gráficos de controle, distribuídos de acordo com as características que monitoram. Desta forma, pretende-se mostrar a estrutura dessas ferramentas estatísticas cuja aplicação será direcionada à área da saúde, com destaque especial à Epidemiologia.

2.1 Fundamentação teórica sobre gráficos de controle

2.1.1 Gráficos estatísticos de controle

Um método eficiente para monitorar e tentar reduzir a variabilidade de um processo consiste em construir gráficos estatísticos de controle, usados como uma ferramenta do Controle Estatístico de Processos (CEP) e como parte integrante das técnicas que buscam a qualidade de produtos ou serviços.

Os gráficos de controle revelam quando determinado processo sofre modificações e necessita de alguma intervenção. Foram desenvolvidos, inicialmente, pelo Dr. Walter Shewhart, com o objetivo de fazer distinção entre variabilidade controlável e não-controlável, devido a causas que afetam o desempenho do processo, as quais chamou de causas comuns ou devido ao acaso e causas especiais ou assinaláveis, que podem ser assim definidas, segundo Siqueira (1997).

Causas comuns referem-se às muitas fontes de variação que estão atuando em um processo que está sob controle estatístico. Correspondem à soma dos efeitos de pequenas causas inevitáveis inerentes ao processo, ou seja, estarão presentes mesmo que procedimentos adequados sejam implementados no processo. Se forem medidas individuais são diferentes. Se forem grupos, elas tendem a formar um padrão que pode ser descrito por uma distribuição.

Causas especiais ou assinaláveis referem-se a qualquer fonte que cause variabilidade nas medidas e que não podem ser adequadamente explicadas por qualquer distribuição, como seria se o processo estivesse sob controle estatístico. Elas são consideradas não usuais e podem ser eliminadas. Até que todas as causas especiais sejam identificadas e eliminadas

continuarão afetando o processo de forma não previsível. Erros de operação, ajuste não-padronizado de máquinas ou procedimentos, diferenças na matéria-prima empregada são alguns exemplos de variabilidade que podem estar presentes nos processos.

Apenas quando o processo estiver sob controle será possível concluir e prever, significativamente, em relação ao desempenho do mesmo.

Os gráficos de controle foram amplamente desenvolvidos e são usados, tanto para análise de variáveis quanto de atributos. Podem também ser usados para estimar parâmetros de um processo, com o intuito de determinar sua capacidade.

2.1.1.1 Elementos de um gráfico de controle

Um gráfico de controle é representado, basicamente, por três linhas paralelas e horizontais, dispostas num eixo cartesiano. A linha central (LC) representa o valor médio da característica sob investigação e as outras duas linhas, representadas, simetricamente em relação à linha central e a uma distância de três desvios-padrões (3σ), são os limites inferior (LIC) e superior (LSC) de controle. Os pontos incluídos no gráfico representam as médias ou as medidas de cada subamostra observada por determinado tempo. Montgomery (2000) destaca que os processos analisados com essa especificação para os limites, geram bons resultados na prática.

Para que os resultados dos gráficos de controle sejam válidos, duas pressuposições devem ser satisfeitas: as observações devem ser independentes e identicamente distribuídas e, ainda, as observações devem seguir alguma distribuição de probabilidades específica, tais como a normal, binomial ou Poisson.

Essas duas suposições são a base de toda a teoria dos gráficos de controle: os limites de controle calculados e as regras para identificação de padrões não aleatórios

Nas situações em que não ocorra a independência entre as observações, ou seja, na presença de autocorrelação, Montgomery (1997) sugere outros procedimentos, como, por exemplo, o ajuste de um modelo de séries temporais do tipo ARIMA (Autorregressivo Integrado de Média Móvel) e, posteriormente, aplicar os gráficos de controle aos resíduos do modelo.

2.1.1.2 Funções dos gráficos de controle

Segundo Montgomery (1997), existem vários tipos de gráficos de controle, mas todos são construídos, basicamente, com as seguintes funções:

- emitir sinal sobre a presença de causas especiais de variação, de tal forma que ações corretivas possam ser tomadas para trazer o processo para o estado de controle estatístico;
- fazer com que o processo obtenha alta qualidade e capacidade, com baixo custo unitário;
- controlar o processo ao longo do tempo;
- fornecer indicação se os problemas que afetam o processo são devido a falhas locais (forma que o processo está sendo operado) ou falhas de sistema (projeto, construção e manutenção);
- auxiliar ao operador na decisão de intervir ou não no processo;
- fornecer evidência se o processo está operando num regime de controle estatístico, de tal forma que se possa fazer o cálculo da capacidade do processo de atender às especificações.

A função inicial de um sistema de controle de processos é, então, fornecer um sinal estatístico quando causas especiais de variação estão presentes e evitar falsos sinais quando elas não estão. Isto permitirá que ações sejam tomadas de forma a eliminar as causas especiais e prevenir seu reaparecimento.

A capacidade de um processo representa o melhor desempenho quando este está operando sob controle estatístico, podendo ser assim, descrito através da distribuição característica que está sendo analisada. Eliminando as causas especiais de variação, o desempenho será previsível e sua capacidade de atender às especificações pode ser obtida.

Se a capacidade não é satisfatória, ações devem ser tomadas no sentido de reduzir a variabilidade das causas comuns, proporcionado assim, uma melhoria contínua.

As principais indicações da presença de causas especiais ou assinaláveis são:

- pontos fora dos limites de controle indicam a presença de uma causa especial e, sempre que possível, o motivo e a ação corretiva deveria ser indicada no gráfico;
- um deslocamento, ou seja, uma mudança de nível indica que o processo se deslocou em relação àquela característica que está sendo avaliada;
- uma tendência, ou seja, um aumento ou queda gradual no nível dos pontos no gráfico, indicam que o processo está se alterando;

- os ciclos, que são padrões consistentes de pontos de altos e baixos que se repetem periodicamente.

2.1.1.3 Análise de padrões em gráficos de controle

Nos gráficos de controle, quando um ponto aparece fora dos limites estabelecidos, diz-se que o processo é instável ou está fora de controle. Isto significa que uma causa especial de variação está presente ou então, pode-se imaginar que o ponto fora dos limites pertence a uma população diferente daquela para a qual os limites de controle foram estabelecidos.

Porém, um processo pode ser considerado fora de controle, mesmo que todos os pontos caiam dentro dos limites. Isto ocorre quando um padrão de variação anormal está presente no processo.

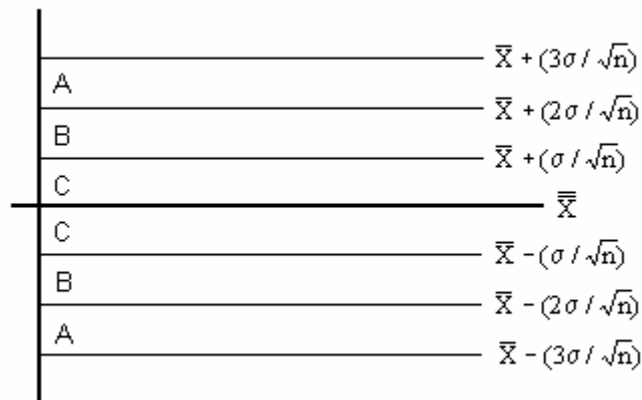
O Teorema Central do Limite é a base para análise e interpretação de padrões dos gráficos de controle. Segundo o mesmo, a distribuição amostral das médias, mesmo não sendo, tende à distribuição normal, à medida que o tamanho da amostra aumenta. Isto significa que se o processo está sob controle estatístico, a distribuição amostral dos subgrupos segue aproximadamente a distribuição normal.

Ao analisar um gráfico, portanto, deve-se dar atenção especial aos dados que apresentam uma variação incomum, visto que as variações aleatórias dificilmente tiram o processo de controle. Neste caso, diz-se que está ocorrendo um padrão não-natural.

A probabilidade de ocorrência de um padrão anormal é aproximadamente igual à probabilidade de um ponto cair além dos limites de controle de $\pm 3\sigma$.

Nelson (1984) analisou algumas situações que podem ocorrer, fazendo com que o processo corra o risco de sair de controle. Segundo ele, deve-se tentar um procedimento alternativo nestes casos.

Uma regra que pode ser útil para verificar se o processo está controlado é construir um gráfico onde a distância do limite inferior até o superior é dividida em 6 faixas, para variância populacional conhecida, conforme a Figura 1.



Fonte: MONTGOMERY, D.C. Introduction to statistical quality control, 1997.

FIGURA 1 - Distribuição dos pontos num padrão normal de variação

Sintetizando, pode-se dizer que um padrão normal pode ser identificado se:

- a maioria dos pontos estão próximos da linha central;
- poucos pontos se espalham e se aproximam dos limites de controle;
- nenhum dos pontos excede os limites de controle.

Porém, quando ocorre uma das situações a seguir, segundo Montgomery (1997), mesmo que todos os pontos estejam dentro dos limites, o processo está fora de controle:

- um ponto além da faixa A (regra de Shewhart);
- nove pontos consecutivos na faixa C ou além dela;
- seis pontos consecutivos aumentando ou diminuindo constantemente;
- quatorze pontos consecutivos alternando para cima e para baixo;
- dois em três pontos consecutivos situados na mesma faixa A ou além dela;
- quatro em cinco pontos consecutivos na faixa B, de um mesmo lado do gráfico ou além dela;
- quinze pontos consecutivos na faixa C, acima ou abaixo da linha central;
- oito pontos consecutivos de ambos os lados da linha média, com nenhum situado na faixa C.

A análise de padrões é importante para a determinação do grau de instabilidade de uma característica de um processo ou das possíveis dificuldades amostrais. A violação de

alguma dessas regras serve de alerta aos administradores no sentido de investigar, descobrir e remover as causas especiais devido a esses pontos.

2.1.1.4 Desempenho de um gráfico de controle - ARL (*Average Run Length*)

O ARL (*Average Run Length*) é um parâmetro relacionado com a distribuição do tempo necessário para o gráfico de controle emitir um sinal de “fora de controle”, ou seja, expressa a sensibilidade do gráfico no sentido de detectar desvios na estatística que está sendo monitorada. Para cada amostra coletada um ponto é plotado no gráfico para monitorar variações nas características de um produto ou serviço.

O número de amostras desde o recomeço do processo até o momento no qual um sinal fora de controle é emitido, excluindo esse ponto, é o RL (Run Length) e a média desse número de amostras é o ARL (Custódio, 2003).

Os gráficos de controle têm forte correspondência com os testes de hipóteses. Nesse caso, a hipótese nula seria a de que o processo está sob controle. Um ponto amostral registrado fora dos limites de controle estabelecidos indica que a hipótese nula seria rejeitada.

Nessa relação, pode-se destacar os erros Tipo I (α) e Tipo II (β). O primeiro ocorre quando se rejeita a hipótese de que o processo está sob controle e na realidade ele está (alarme falso); o segundo ocorre quando se aceita a hipótese de que o processo está sob controle e na realidade ele não está.

O ARL, para qualquer gráfico de Shewhart, quando o processo está sob controle, pode ser obtido por:

$$ARL = \frac{1}{\alpha} \quad (1)$$

Onde: α é a probabilidade de que um ponto amostral exceda os limites de controle. Para uma situação em que foi utilizado 3σ , o valor correspondente seria $\alpha = 0,0027$.

Para um processo sob controle, tem-se:

$$ARL_o = \frac{1}{0,0027} = 370$$

Isso indica que, mesmo que um processo esteja sob controle, ocorrerá um sinal de alerta, em média, a cada 370 amostras. Isso equivale a dizer que $ARL_0 = 370$ é o número esperado de pontos registrados até que ocorra um alarme falso no processo.

Deve-se construir o gráfico de controle, de acordo com o valor calculado para o ARL_0 , de tal forma que, o gráfico sinalize uma mudança no valor nominal (δ) que se deseja detectar, com um pequeno número médio de amostras.

Considerando um processo fora de controle, pode-se calcular o valor ARL_1 , da seguinte forma:

$$ARL_1 = \frac{1}{1 - \beta} \quad (2)$$

Nesse caso, o valor de ARL_1 é o número médio de observações que devem ser retiradas até a detecção de um verdadeiro deslocamento no processo, uma vez que ele já tenha ocorrido (Araújo, 2000).

Para evitar um grande número de alarmes falsos, recomenda-se um valor grande para o ARL_0 , quando o processo estiver estável ou sob controle e, pequeno, em caso contrário.

2.1.2 Capacidade de um processo

A capacidade de um processo é a variabilidade mínima que pode ser alcançada depois que todas as causas especiais forem eliminadas. Ela representa o melhor desempenho de um processo quando ele está operando sob controle estatístico.

A melhor forma de se verificar a adequação de um processo às necessidades da engenharia de um produto é através do estudo da capacidade do mesmo ou da relação entre capacidade e a diferença entre os limites de especificação.

Um processo pode não ser capaz, se apresentar:

- elevada variabilidade;
- média deslocada em relação ao ponto médio dos limites de especificação (valor nominal).

Segundo Almeida (1984), o valor médio ou nominal de um processo é a especificação de uma característica qualquer, sem se considerar a possibilidade de variação. Deve-se ressaltar que, mesmo que um processo esteja sob controle estatístico, ou seja, esteja estável, ele pode estar produzindo itens defeituosos, porque seu padrão pode ser não-aceitável ou sua distribuição pode não estar dentro das especificações.

Assim, mesmo que todos os pontos estejam dentro dos limites de controle e estes estejam dentro das especificações, isso por si só, não garante que todos os itens produzidos estejam dentro das especificações. A distribuição segue as características de normalidade, mas a dispersão dos itens individuais gerados pelo processo é maior que a dispersão das médias amostrais.

É a dispersão das unidades individuais que é comparada com os limites de especificação. É necessário determinar a capacidade do processo para se estabelecer se o mesmo pode atender às especificações. Pode-se resumir os comentários anteriores, a seguir, no Quadro 1.

QUADRO 1 - Comparação entre situação de controle e capacidade de um processo

Capacidade	Controle	
	O processo está sob controle estatístico	O processo está fora de controle estatístico
O processo é capaz de atender às especificações	Situação saudável.	Está tudo bem agora, mas não estável. Deve-se ficar alerta até que o processo possa estabilizar.
O processo não é capaz de atender às especificações	Avalie os requerimentos do produto contra as necessidades de uma nova abordagem do processo.	O processo requer grandes melhorias.

Fonte: Ford Motor Co., Continuous Process Control and Process Capability Improvement, Statistical Methods, Office, Operations Support, 1985.

O cálculo da capacidade de processo pode ser feito através da determinação de dois índices: o de capacidade potencial e o de performance, proposto por Kane (1986). Para utilizar os índices de capacidade é necessário que:

- o processo esteja sob controle estatístico;
- a variável de interesse tenha distribuição próxima da normal.

A capacidade potencial, expressa pelo índice C_p , serve para medir a capacidade do processo de atender às especificações, se o mesmo estiver ajustado ou controlado, enquanto

que o índice de performance, C_{pk} considera se um processo com certa média e dispersão atende às especificações (Werkema 1995).

2.1.2.1 Índice de capacidade potencial (C_p)

Este índice, que é definido para tolerância bilateral, expressa a capacidade de um processo centrado no valor nominal e é calculado por:

$$C_p = \frac{LSE - LIE}{6\hat{\sigma}} \quad (3)$$

Onde: LSE: limite superior de especificação;

LIE: limite inferior de especificação;

$\hat{\sigma}$: desvio padrão estimado do processo.

A interpretação do índice baseia-se na seguinte análise:

- $C_p < 1$: a capacidade do processo é inadequada à tolerância exigida. Deve-se tentar outro processo mais adequado às especificações, tentar diminuir a variabilidade ou alterar as especificações do produto;
- $1 \leq C_p \leq 1,33$: a capacidade do processo está em torno da diferença entre as especificações. Deve-se tentar as mesmas alternativas do item anterior;
- $C_p > 1,33$: a capacidade do processo é adequada à tolerância exigida.

2.1.2.2 Índice de performance (C_{pk})

O índice de performance permite avaliar se o processo está sendo capaz de atingir o valor nominal de especificação, já que considera o valor médio do mesmo. Ele leva em conta o efeito da variabilidade e do desvio da média em relação ao valor nominal e é calculado por:

$$C_{pk} = \min\left(\frac{LSE - \bar{X}}{3\hat{\sigma}}, \frac{\bar{X} - LIE}{3\hat{\sigma}}\right) \quad (4)$$

Onde: LSE: limite superior de especificação;

LIE: limite inferior de especificação;

$\hat{\sigma}$: desvio padrão estimado do processo;

\bar{X} : média do processo.

Pode-se observar que C_p é igual a C_{pk} quando a média do processo é igual ao valor nominal e conclui-se que este processo é capaz de atender às especificações. No caso em que existe apenas um limite de especificação, pode-se calcular:

- quando existe apenas o limite inferior:

$$C_{pi} = \frac{\bar{X} - LIE}{3\hat{\sigma}} \quad (5)$$

- quando existe apenas o limite superior:

$$C_{ps} = \frac{LSE - \bar{X}}{3\hat{\sigma}} \quad (6)$$

Pode-se fazer uma comparação entre os índices, conforme mostra o Quadro 2, a seguir:

QUADRO 2 - Comparação entre os índices de capacidade e de performance

Índice de Capacidade	Índice de Performance	
	Baixo	Alto
Baixo	Reduzir a variabilidade do processo.	Não é possível.
Alto	Ajustar a média no valor nominal.	Bom. Verificar se o processo está centrado.

Fonte: Petenate, A. J. ABEQ, 1985.

Os índices indicam o percentual dos itens que se encontram dentro as especificações.

2.1.3 Tipos de gráficos de controle

Os gráficos de controle podem ser classificados de acordo com as características (tipo de dados) que supõem monitorar, da seguinte forma, conforme Siqueira (1997):

- gráficos de controle para atributos;
- gráficos de controle para variáveis;
- gráficos de controle para valores individuais.

Os gráficos para variáveis costumam ter melhor desempenho do que os gráficos para atributos, pois necessitam amostras de tamanho menor além da maior quantidade de informação contida nos dados (Custódio, 2003).

2.1.3.1 Gráficos de controle para atributos

A variável discreta, usada em controle de qualidade, refere-se à característica da qualidade que pode estar ou não conforme as especificações. Os dados nesse caso são organizados em unidades discretas, contagem ou classificações.

Um atributo também é usado quando as medidas não são possíveis de serem feitas, tais como as inspecionadas visualmente (cor, brilho, arranhões, danos, etc.).

Os tipos de gráficos para atributos são:

- **gráfico c:** neste gráfico plota-se o número de defeitos, pressupondo-se que os defeitos são raros e os limites de controle são construídos com base na distribuição Poisson;
- **gráfico u:** neste gráfico plota-se a taxa de defeituosos, isto é, o número de defeituosos dividido pelo número de unidades inspecionadas (n). Este tipo de gráfico não requer um número constante de unidades e pode ser usado quando as amostras são de tamanhos diferentes;
- **gráfico np:** neste gráfico plota-se o número de defeitos, como no gráfico c. Contudo, os limites de controle são baseados na distribuição Binomial (de proporções) e, deverá ser usado, se a ocorrência de defeitos não é rara, por exemplo, se elas ocorrem em mais de 5% das unidades inspecionadas;
- **gráfico p:** neste gráfico plota-se a porcentagem de defeituosos, como no gráfico u. Contudo, os limites de controle são baseados na distribuição Binomial (de proporções) e, deverá ser usado, se a ocorrência de defeitos não é rara, por exemplo, quando espera-se que a porcentagem de defeituosos seja maior do que 5% do total das unidades produzidas.

Os gráficos de controle por atributo têm a vantagem de sumarizar vários aspectos da qualidade do produto, por exemplo, podendo-se classificar o mesmo em aceitável e não-aceitável, baseado em vários critérios de qualidade analisados. Este tipo de gráfico tende ser mais facilmente compreendido por pessoas não familiarizadas com os procedimentos do controle da qualidade, segundo Siqueira (1997).

2.1.3.2 Gráficos de controle para variáveis

As medidas realizadas nos itens da amostra e que têm como resposta um valor numérico podem ser variáveis aleatórias contínuas, como por exemplo, temperatura, peso, comprimento, pressão sangüínea, etc.

Embora os gráficos de controle por variável tenham um custo de utilização maior do que os gráficos por atributo, eles são muito mais sensíveis às variações de qualidade e muito mais úteis na identificação das causas de variação do processo. Assim, os gráficos de controle por atributo sugerem as fontes dos problemas e os de controle por variáveis indicam as causas dos mesmos.

Os gráficos de controle por variáveis são mais sensíveis do que os por atributo. Eles podem alertar para problemas antes que uma real rejeição ocorra.

Alguns tipos de gráficos de controle que podem ser usados para variáveis contínuas são: \bar{X} e R (média e amplitude), \tilde{X} e R (mediana e amplitude), \bar{X} e s (média e desvio-padrão), amplitude móvel, MA (média móvel), EWMA (média móvel exponencialmente ponderada) e CUSUM (somas cumulativas).

2.1.3.3 Gráficos de controle para valores individuais

Em alguns casos podem-se construir gráficos de controle de observações individuais. Eles são, às vezes, necessários quando se deseja testar amostras de múltiplas observações, o que poderia ser muito caro, inconveniente ou impossível. Também são usados quando dispositivos automáticos testam as unidades que são produzidas. Neste caso, é freqüente o interesse inicial em detectar pequenas trocas na qualidade do produto.

Os gráficos de somas cumulativas (CUSUM), os de médias móveis (MA) e os de médias móveis exponencialmente ponderadas (EWMA) podem produzir bons resultados nesses casos.

2.1.4 Gráficos de controle de Shewhart para a média e amplitude (\bar{X} e R)

Os gráficos de controle (\bar{X} e R) são usados para monitorar um processo cuja característica de qualidade de interesse é expressa em uma escala contínua de medida. O gráfico \bar{X} representa o valor médio de um subgrupo e é utilizado com o objetivo de controlar a média do processo, enquanto o gráfico R controla a variação do mesmo. Estes gráficos devem ser empregados simultaneamente. A desvantagem desses gráficos é que eles requerem amostras pequenas e de mesmo tamanho.

O método clássico, publicado por Shewhart (1931), sugere um procedimento para a construção e operação de um gráfico de controle de um processo caracterizado pela variável X , com média $E(X) = \mu$ e variância $V(X) = \sigma^2$, conhecida, onde a média é calibrada no valor desejado. O procedimento resume-se em:

- a intervalos regulares de tempo h , tomam-se amostras de n unidades produzidas;
- mede-se a variável para cada uma das n unidades amostradas e calcula-se W , ou seja, uma estatística amostral, com média $E[W] = \mu_w$ e $\sigma[W] = \sigma_w$;
- os limites superior, central e inferior de controle, respectivamente, são calculados por:

$$LSC = \mu_w + k\sigma_w \quad (7a)$$

$$LC = \mu_w \quad (7b)$$

$$LIC = \mu_w - k\sigma_w \quad (7c)$$

Onde: k é a distância da linha central a cada um dos limites de controle expressa em termos unidades de desvio-padrão.

- enquanto os valores das médias dos subgrupos estiverem dentro dos limites estabelecidos (LCI e LSC), assume-se que o processo está perfeitamente calibrado e em estado de controle estatístico. Caso contrário, medidas de intervenção adequadas devem ser tomadas.

Ao estabelecer este roteiro, Shewhart compôs um esquema simples e robusto, adequado às limitações técnicas e culturais da época. Ele sugere $k = 3$, o que impõe um alto nível de proteção contra alarmes falsos, isto é, contra a obtenção de um \bar{X} fora dos limites de controle, enquanto o processo permanecer estável. Neste caso, se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, segue que

$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ e a probabilidade de que um ponto médio apareça fora dos limites é 0,27%.

Assim, pode-se concluir que a probabilidade de ocorrência de valores fora do intervalo $\mu \pm 3\sigma$ é extremamente pequena.

A grande simplicidade do modelo clássico de Shewhart permitiu sua rápida difusão no sistema produtivo americano e, em seguida, de todo o mundo industrializado. Sua operacionalização, bastante simples e pressupõe poucos conhecimentos estatísticos.

Pontos fora dos limites de controle, no gráfico da média, são evidências de uma mudança geral, afetando todos os itens produzidos depois do primeiro subgrupo fora dos limites. Neste caso, é necessário estudar os registros mantidos durante a coleta de dados, a operação do processo e a experiência do operário, tentando descobrir uma variável que poderia ter feito com que os subgrupos saíssem de controle. Algumas causas típicas são: mudanças na matéria-prima, no pessoal, ajuste de máquinas, desgaste de ferramentas, temperatura ou vibrações ocorridas no processo, segundo Juran (1962).

Segundo Montgomery (2000), a principal desvantagem dos gráficos de Shewhart é que eles usam somente a última informação e ignoram qualquer informação dada pela seqüência completa dos pontos, fazendo com que esses gráficos sejam insensíveis a pequenos e contínuos desvios no processo, da ordem de até 1,5 desvios-padrões.

2.1.5 Gráficos de controle de somas cumulativas (CUSUM)

Os gráficos de Shewhart não são sensíveis a pequenas mudanças na média de um processo, sendo os gráficos de somas cumulativas mais eficientes nestes casos.

Duas alternativas efetivas para o gráfico de controle de Shewhart podem ser usadas quando ocorrem pequenos desvios do valor nominal, como os gráficos de controle de somas cumulativas (CUSUM) e os gráficos de controle de médias móveis exponencialmente ponderadas (EWMA).

Estes gráficos acumulam a informação mais recente com as informações anteriores, e com isso, detectam desvios moderados no valor nominal utilizando um número médio de amostras menor do que se fossem utilizados os gráficos de Shewhart. São mais eficientes também quando $n = 1$ (Montgomery, 1997).

Para estes gráficos, os limites de controle serão estabelecidos de acordo com cada modelo e com o desvio a ser detectado.

Algumas aplicações de somas acumuladas estão a seguir:

- detectar mudanças na média de um processo contínuo, verificando o ponto de ocorrência e estimar a quantia de tais mudanças;
- classificar produções contínuas em categorias como: defeituosa e não-defeituosa;
- pesquisar dentro de um conjunto de dados passados para ver quando ocorreram as mudanças na média;
- indicar mudanças e tendências e formar um sistema de previsão a curto prazo;
- detectar mudanças na variabilidade de um processo.

Os gráficos de controle de somas cumulativas (CUSUM) foram propostos por Page (1954). Posteriormente, Barnard (1959) descreveu o método gráfico designado por Máscara-V. Mais detalhes poderão ser encontrados em Woodward e Goldsmith (1964).

2.1.5.1 Fundamentos básicos dos gráficos de somas cumulativas (CUSUM)

O gráfico de controle CUSUM é uma ferramenta estatística que acumula informações das amostras de um processo ponderando-as igualmente, isto é, todas as amostras têm o mesmo peso.

As somas cumulativas podem ser usadas tanto na construção do gráfico CUSUM para observações individuais como para observações amostrais das médias de subgrupos racionais.

No caso de observações individuais ($n = 1$), a estatística utilizada é a soma cumulativa dos desvios de cada valor individual com relação à medida dada pela hipótese que está sendo testada. No caso das amostras de tamanho ($n > 1$) esta estatística é a soma cumulativa dos desvios da média amostral com relação ao valor nominal.

Montgomery (2000) apresenta esse tipo de gráfico aplicado à média e a variabilidade do processo, mencionando que é possível projetar procedimentos de CUSUM para outras variáveis estatísticas, tais como: amplitude e desvio padrão de subgrupos, variável binomial e de Poisson em modelos de não conformes e processos contínuos.

2.1.5.2 A estatística “soma cumulativa”: C_j

Define-se como soma cumulativa, a estatística dada pela soma acumulada das diferenças entre as observações de uma série e um valor de referência previamente estabelecido (valor nominal, valor desejado para a média do processo).

gráfico de somas cumulativas detectará mudanças, aproximadamente, duas vezes mais rapidamente que o correspondente gráfico Shewhart. O gráfico padrão para a média funciona melhor para mudanças fora desta amplitude.

Segundo, é muitas vezes mais fácil, detectar o ponto no qual a mudança ocorre simplesmente pelo exame visual dos dados plotados, notando onde a mudança na inclinação ocorreu. Pode-se verificar algumas desvantagens no uso dos gráficos CUSUM, a seguir:

- talvez a mais importante, é que o gráfico de somas cumulativas pode ser muito lento para detectar grandes mudanças em processos;
- também, este não é um procedimento muito eficiente para analisar dados históricos, com o objetivo de detectar descontrole num processo ou para trazer o mesmo até o controle. Diagnósticos visuais nos gráficos de somas cumulativas são muito difíceis, porque uma condição é que a seqüência de pontos seja descorrelacionada.

As somas cumulativas não são descorrelacionadas, porque sucessivos valores de C_{i-1} e C_i diferem por somente uma observação. Contudo, em muitos casos, o analista pode querer desenhar um gráfico de controle de soma cumulativa que tem certas propriedades.

A base usual para o design do CUSUM é o ARL, que é definido como sendo o numero médio de pontos amostrais, em certo nível de qualidade, que devem ser plotados, antes de indicar um ponto na condição fora de controle ou detectar uma mudança em relação ao nível anterior. Em geral, espera-se que o ARL do gráfico seja longo quando o processo está sob controle e muito pequeno quando está fora.

Seja $L(\delta)$ o ARL do gráfico de controle quando a média do processo difere do valor alvo μ_0 , por $\delta\sigma_{\bar{x}}$. Ainda, chama-se $L(\delta)$, a curva ARL do gráfico de controle de somas cumulativas. Goel e Wu (1971) publicaram um nomograma que é útil no design dos gráficos de somas cumulativas.

Duncan (1974) mostra como usar esse nomograma para desenhar um gráfico CUSUM com uma curva ARL que passe através de dois pontos específicos; $[L(0), 0]$ e $[L(\delta), \delta]$

Nota-se que isso é análogo a encontrar um plano de aceitação de amostragem ou um gráfico de controle de Shewhart cuja curva de operação característica (CCO) passa através de dois pontos específicos.

Bowker e Lieberman (1972) fornecem uma tabela para escolher d e θ , para minimizar $L(\delta)$ quando o analista é capaz de especificar $L(0)$ e δ . Esta tabela fornece os valores de $\left(\frac{A}{\sigma_{\bar{x}}}\right) \text{tg } \theta$, d e o valor mínimo de $L(\delta)$ para vários valores de δ e $L(0)$.

2.1.5.3 Forma tabular para monitorar a média de um processo: CUSUM Tabular

As somas cumulativas podem ser obtidas tanto de observações individuais quanto de médias de subgrupos racionais. Seja X_i a i -ésima observação do processo. Quando ele está sob controle, X_i segue uma distribuição normal, com média μ_0 e desvio padrão σ , assumindo-se que este é conhecido ou que uma estimativa esteja disponível.

Muitas vezes, identifica-se μ_0 como o valor meta para a característica X . Se o processo muda deste valor alvo, a estatística de somas cumulativas detectará e será feito um ajuste, para modificar a variável, a fim de trazê-la de volta ao valor estabelecido como meta, de acordo com Montgomery (1997).

Em alguns casos, um sinal da estatística de somas cumulativas indica a presença de causas assinaláveis que devem ser investigadas apenas como um caso de gráficos de Shewhart. A forma de somas cumulativas tabular trabalha por derivações cumulativas de μ_0 que estão acima da meta, com uma estatística C^+ e, as que estão abaixo da meta, com outra estatística C^- . As estatísticas C^+ e C^- são designadas por somas unilaterais superior e inferior, respectivamente, sendo calculadas por:

$$C_i^+ = \max[0, X_i - (\mu_0 + K) + C_{i-1}^+] \quad (10)$$

$$C_i^- = \max[0, (\mu_0 - K) - X_i + C_{i-1}^-] \quad (11)$$

Onde: os valores iniciais $C_0^+ = C_0^- = 0$;

K , usualmente chamado de valor de referência, é freqüentemente escolhido como a metade entre a magnitude do valor meta μ_0 e o valor da média μ_1 que se está interessado em detectar rapidamente.

Então, se a mudança é expressa em termos do número de desvios padrões, tem-se:

$\mu_1 = \mu_0 + \delta\sigma$. Como $K = \frac{\delta}{2}\sigma$, tem-se:

$$K = \frac{|\mu_1 - \mu_0|}{2} \quad (12)$$

Assim, se $C_i^+ > H$ ou $C_i^- < H$, processo é considerado fora de controle. Selecionar K e H tem um substancial impacto na performance do CUSUM. Segundo Montgomery (1997), um razoável valor de H é igual a cinco vezes o valor do desvio padrão do processo: $H = 5\sigma$.

A forma de somas cumulativas tabular também indica quando, provavelmente, ocorre uma mudança. A contagem de N^+ registra o número de períodos consecutivos em que o C_i^+ foi maior que zero e, N^- , o número de períodos consecutivos em que C_i^- foi menor que zero.

É útil apresentar o gráfico na forma tabular, denominado CUSUM status. Ele é construído, plotando-se C_i^+ e C_i^- versus o número da amostra. As barras verticais do gráfico representam os valores de C_i^+ e C_i^- , no período i . Com o intervalo de decisão plotado no gráfico, torna-se parecido com o de Shewhart.

Pode-se ainda, representar, com pontos, as observações X_i em cada período. Isso, freqüentemente, ajuda ao usuário de gráficos de controle, visualizar a performance atual do processo, que tem vantagem frente a um particular valor do CUSUM.

A ação tomada após um sinal de descontrole, num esquema tabular de somas cumulativas é idêntica a qualquer gráfico de controle: pesquisar as causas assinaláveis, tomar qualquer ação corretiva e então, reinicializar a soma, partindo de zero.

Em situações onde se quer o ajuste de algumas variáveis manipuladas, com o objetivo de trazer de volta a média do processo para o valor meta μ_0 , é útil ter uma estimativa da nova média. Ela pode ser calculada por:

$$\hat{\mu} = \begin{cases} \mu_0 + K + \frac{C_i^+}{N^+} & \text{se } C_i^+ > H \\ \mu_0 - K - \frac{C_i^-}{N^-} & \text{se } C_i^- > H \end{cases} \quad (13)$$

Algumas recomendações para o design do CUSUM tabular devem ser consideradas. Entre elas, a de que ele é construído, de acordo com a escolha do valor de referência K e o intervalo de decisão H .

Usualmente, recomenda-se que esses parâmetros sejam selecionados a fim de que forneçam bons resultados para a performance do ARL. Baseando-se em muitos estudos analíticos sobre este assunto, consideram-se algumas recomendações a respeito da escolha de K e H , conforme Montgomery (1997).

Por definição, $H = h\sigma$ e $K = k\sigma$, onde σ é o desvio padrão da variável usada no CUSUM. Valores de $h = 4$ ou $h = 5$ e $k = \frac{1}{2}$, geralmente proporcionam um CUSUM que tem boas propriedades para o ARL contra uma mudança na média do processo de cerca de 1σ .

Na Tabela 1 são mostradas as performances do ARL do CUSUM tabular para alguns valores de k e h .

TABELA 1 - Performance da ARL do CUSUM tabular com $k = \frac{1}{2}$ e $h = 4$ ou 5 .

Mudança na média (n° de σ)	$h = 4$	$h = 5$
0	168	465
0,25	74,2	139
0,50	26,6	38,0
0,75	13,3	17,0
1,00	8,38	10,4
1,50	4,75	5,75
2,00	3,34	4,01
2,50	2,62	3,11
3,00	2,19	2,57
4,00	1,71	2,01

Fonte: Montgomery, D. C., Statistical Quality Control. 1985

O ARL_0 com $k = \frac{1}{2}$, para $h = 4$ e $h = 5$ é de 168 e 465 amostras, respectivamente. Geralmente, escolhe-se k de acordo com a magnitude da mudança que se quer detectar, isto é, $k = \frac{1}{2}\delta$, onde δ é a magnitude em unidades de desvios padrões. Várias técnicas podem ser usadas para calcular o ARL do CUSUM.

2.1.5.4 Máscara-V

A máscara-V, proposta por Barnard (1959), é um procedimento alternativo ao uso da forma tabular para somas cumulativas, com o propósito de determinar se o processo está fora de controle, ou seja, se ocorreu ou não um desvio no valor médio desejado (μ_0).

Ela é aplicada aos sucessivos valores da estatística de somas acumuladas S_i (C_i):

$$S_i = \sum_{j=1}^i y_j = y_i + S_{i-1} \quad (14)$$

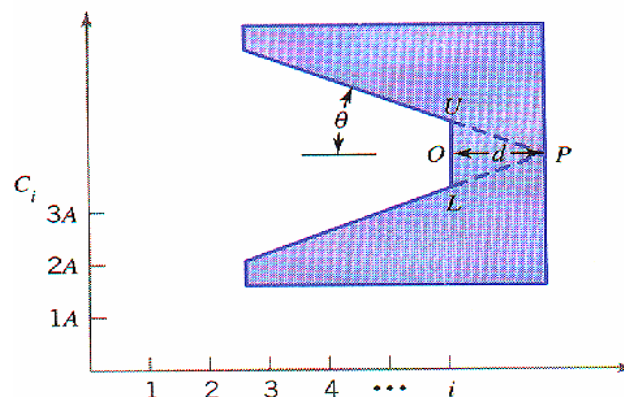
Neste caso, y_i é a observação padronizada $y_i = (X_i - \mu_0) / \sigma$.

A máscara-V pode ser aplicada no controle do valor médio do processo, simultaneamente, para um aumento e/ou redução deste em torno do nível de referência μ_0 .

Consiste numa moldura em formato de V, que é colocada sobre o gráfico S_i x i , com o vértice V localizado a uma distância d , à frente do ponto mais recente do gráfico, a qual desempenha papel semelhante aos limites de controle dos gráficos Shewhart.

A cada novo ponto no gráfico, esta moldura é deslocada de modo que o ponto O coincida com o ponto plotado (Lucas, 1973).

A abertura do V é determinada pelo ângulo θ que as extremidades do V formam com a horizontal, ou seja, coloca-se a máscara-V no gráfico de controle de somas cumulativas, com o ponto O no último valor S_i e a linha OP paralela ao eixo horizontal, conforme a Figura 2:



Fonte: Montgomery, D.C. Introduction to statistical quality control, 1997.

FIGURA 2 – Representação da máscara-V

A escolha do d e do θ está associada ao rigor que se quer na detecção das mudanças do processo.

Assim, se todas as somas cumulativas anteriores S_1, S_2, \dots, S_i ficam dentro dos dois braços da máscara-V, o processo está sob controle, ou seja, a média do processo não sofreu mudanças significativas. Contudo, se qualquer uma das somas cumulativas S_j ($j = 1, \dots, i$) ficarem fora dos limites da máscara, pode-se dizer que houve mudança na média do processo ou que ele saiu do controle.

A máscara-V poderia ser aplicada a cada novo ponto no gráfico de somas cumulativas, tão logo ele tenha sido plotado, estendendo seus braços para trás da origem. Uma vez que o ponto fora de controle foi detectado, pode-se diretamente estimar o novo nível do processo através de somas acumuladas.

No gráfico de somas cumulativas, o nível médio do processo é determinado pela inclinação dos pontos plotados. Se o processo está operando com valor médio centrado no valor nominal μ_0 , a inclinação dos pontos representados é zero (nível zero).

Entretanto, se os pontos plotados seguem uma tendência da observação j para i , a estimativa para o valor médio do processo sob esse segmento é dada por:

$$\hat{\mu} = \mu_0 + \frac{S_i - S_j}{i - j} \quad (15)$$

2.1.5.5 Determinação dos parâmetros da máscara-V

A performance do gráfico de controle de somas cumulativas é determinada pelos parâmetros da máscara-V, que segundo Johnson (1961), podem ser calculados, fazendo-se antes algumas considerações.

Inicialmente, deve-se estabelecer o valor Δ , o qual corresponde ao tamanho do desvio a ser detectado, em relação ao valor nominal.

A estimativa do desvio-padrão da estatística monitorada é representada por $\hat{\sigma}_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ e o erro padrão δ (amplitude da mudança do valor médio do processo, em unidades de desvios padrões, que se pretende detectar) é dado por $\delta = \frac{\Delta\sqrt{n}}{\sigma}$.

As propriedades dos gráficos de controle CUSUM associado à Máscara-V dependem da escolha dos parâmetros d e θ , sendo:

- d é a distância que determina onde deve estar no gráfico, à direita do último ponto amostral, o vértice da máscara-V;
- θ é o ângulo de abertura da máscara-V;

Quanto maiores os valores desses parâmetros menos freqüentes serão as interrupções no processo. Assim, segundo Ewan (1963), tem-se para os valores d e θ :

$$d = \left(\frac{2}{\delta^2} \right) \ln \left(\frac{1-\beta}{\alpha} \right) \quad (16)$$

$$\theta = \arctan \left(\frac{\delta}{2A} \right) \quad (17)$$

Onde: α é a probabilidade de concluir incorretamente que uma mudança ocorreu (alarme falso);

β é a probabilidade de não detectar uma mudança de tamanho δ na média do processo;

A é o fator que relaciona a escala vertical com a horizontal em termos de desvios padrões.

A constante A é um fator de escala que relaciona a unidade na escala vertical para representar as somas cumulativas S_i com a unidade na escala horizontal para representar a ordem i das amostras. Ewan (1963) recomenda que A esteja entre $1\sigma_{\bar{x}}$ e $2\sigma_{\bar{x}}$, sendo este último, um valor recomendável. Um valor adequado escolhido para A tem a vantagem de permitir a construção de uma Máscara-V com braços não muito grandes, de modo a visualizar rapidamente a mudança ocorrida.

Além disso, observa-se que, se o valor de β for pequeno, como freqüentemente ocorre, pode-se reescrever a equação 10, como:

$$d = \frac{-2 \ln \alpha}{\delta^2} \quad (18)$$

Muitos programas de computadores populares usam o método de Johnson and Leone (1962) para projetar a Máscara-V atribuindo os valores para $\delta = 1$, $\alpha = 0,05$ e $\beta = 0,05$.

O esquema de somas cumulativas tabular e a máscara-V são equivalentes se $k = A \operatorname{tg} \theta$ e $h = A d$, com $\operatorname{tg} \theta = d k$. Nesse caso, k é o valor de referência padronizado e h é o intervalo de decisão padronizado.

Pode-se perceber algumas desvantagens e problemas associados a este procedimento, conforme a seguir:

- a máscara-V é um esquema bilateral, não sendo muito útil para monitorar problemas unilaterais em processos;
- muitas vezes, é difícil determinar, quão longe para trás, os braços da máscara deveriam estender-se, tornando-se um problema de interpretação para o usuário;
- talvez, o maior problema é a ambigüidade associada a α e a β .

Lucas (1973) propôs uma modificação na máscara-V para melhorar a performance do gráfico de somas cumulativas no que se refere a grandes mudanças.

2.1.6 Gráficos de controle de médias móveis exponencialmente ponderadas (EWMA)

O gráfico de controle de média móvel exponencialmente ponderada é também uma boa alternativa para os gráficos de controle de Shewhart quando se tem interesse em detectar pequenas mudanças. A performance dos gráficos EWMA é, aproximadamente, equivalente a dos gráficos de controle de somas cumulativas e, de alguma maneira, são mais simples de construir e de operar.

Assim como o gráfico de somas cumulativas, o gráfico EWMA é, tipicamente, usado com observações individuais.

Este tipo de gráfico surgiu, principalmente, para cobrir uma lacuna deixada pelos gráficos de Shewhart, pois ele é usado para descobrir pontos que estão fora de controle, onde existem pequenas variações na média esperada do processo, de 1σ ou $1,5\sigma$.

O EWMA também pode ser utilizado para se fazer previsões, podendo ser útil para determinar um apropriado “feedback” ao ajustamento da média do processo, pois com a previsão, sempre se saberá o possível comportamento do processo um passo-à-frente. Este procedimento é detalhado em Box e Jenkins (1976).

O gráfico de controle EWMA foi introduzido por Roberts (1959) e, intensamente discutido por Crowder (1987) e por Lucas e Saccucci (1990).

O procedimento possui um mecanismo que incorpora as informações de todo o subgrupo anterior mais as informações do subgrupo atual. Estas informações são obtidas através de ponderações, onde é possível atribuir aos valores passados um determinado grau de importância conforme seja desejado, sendo o mesmo, um processo recursivo. Ele tem a vantagem de detectar pontos fora de controle mais rapidamente que os gráficos de Shewhart e, esta descoberta, pode ser realizada se estes pontos estiverem dentro dos limites de confiança de 3σ .

Um sistema de controle pode ser estabelecido para determinar os ajustes necessários, como uma forma de compensar o comportamento alterado do processo, ficando o operador alerta na presença de uma causa especial. Deve-se salientar que a intervenção no processo, por causas desnecessárias ou por alarmes falsos, causa um desajuste no sistema, por isso é necessário ter uma regra muito específica para detecção de *outliers* ou alguma causa especial, devendo-se ter em mente que uma pequena variabilidade é inerente ao próprio processo.

A média móvel exponencialmente ponderada (EWMA) é definida por:

$$Z_i = \lambda x_i + (1 - \lambda) Z_{i-1} \quad (19)$$

Onde: λ é uma constante de ponderação que varia entre 0 e 1;

$Z_0 = \mu_0$ é o valor inicial requerido com a primeira amostra e é igual ao valor objetivo do processo μ_0 .

Muitas vezes, a média das observações é usada como valor inicial do método de EWMA, tendo-se então: $Z_0 = \bar{X}$.

Para demonstrar que a estatística EWMA Z_i é uma média ponderada de todas as médias amostrais anteriores, pode-se fazer substituições em Z_{i-1} , no lado direito da equação, obtendo-se:

$$\begin{aligned} Z_i &= \lambda X_i + (1 - \lambda)[\lambda X_{i-1} + (1 - \lambda) Z_{i-2}] \\ Z_i &= \lambda X_i + \lambda (1 - \lambda) X_{i-1} + (1 - \lambda)^2 Z_{i-2} \end{aligned} \quad (20)$$

Substituindo-se, recursivamente, para Z_{i-j} , com $j = 2, 3, \dots, t$, obtém-se:

$$Z_i = \lambda \sum_{j=0}^{i-1} (1-\lambda)^j X_{i-j} + (1-\lambda)^i Z_0 \quad (21)$$

Os pesos $\lambda (1-\lambda)^j$ decrescem geometricamente a cada média amostral. Além disso, a soma dos pesos é igual à unidade, desde que:

$$\lambda \sum_{j=0}^{i-1} (1-\lambda)^j = \lambda \left[\frac{1-(1-\lambda)^i}{1-(1-\lambda)} \right] = 1-(1-\lambda)^i \quad (22)$$

Como esses pesos decrescem, geometricamente, quando associados a uma curva suavizada, a EWMA é, muitas vezes, chamada de Média Móvel Geométrica (GMA). Esta técnica é muito usada em modelagem e previsão de séries temporais, como por exemplo, em Box, Jenkins e Riensel (1994).

Desde que a estatística EWMA pode ser vista como uma média ponderada de todas as observações, atuais e passadas, é muito insensível à pressuposição de normalidade. Portanto, é o gráfico de controle ideal para ser usado com observações individuais. Se as observações x_i são variáveis aleatórias independentes, com variância σ^2 , então a variância de z_i é:

$$\sigma_{z_i}^2 = \sigma^2 \left(\frac{\lambda}{2-\lambda} \right) [1-(1-\lambda)^{2i}] \quad (23)$$

Portanto, o gráfico de controle EWMA, será construído plotando-se Z_i *versus* o tempo. Os limites de controle para o gráfico EWMA são dados por:

$$LSC = \mu_0 + L\sigma \sqrt{\frac{\lambda}{(2-\lambda)} [1-(1-\lambda)^{2i}]} \quad (24a)$$

$$LC = \mu_0 \quad (24b)$$

$$LIC = \mu_0 - L\sigma \sqrt{\frac{\lambda}{(2-\lambda)} [1-(1-\lambda)^{2i}]} \quad (24c)$$

Onde: L: largura dos limites de controle;

λ : $0 < \lambda \leq 1$ é o fator de ponderação;

μ_0 : valor objetivo, que pode ser substituído pela média do processo;

σ : desvio padrão do processo.

Os limites de controle não são linhas retas. No início do processo, os valores dos limites superiores e inferiores vão aumentando e, após certo tamanho de amostra, estabilizam-se sobre a linha central, formando duas linhas horizontais.

Isto se deve ao fato de que o termo $[1-(1-\lambda)^{2i}]$, nas equações anteriores, aproxima-se da unidade à medida que i torna-se maior, fazendo com que os limites de controle tornem-se fixos depois de certo período. Eles serão dados por:

$$LSC = \mu_0 + L\sigma \sqrt{\frac{\lambda}{(2-\lambda)}} \quad (25a)$$

$$LC = \mu_0 \quad (25b)$$

$$LIC = \mu_0 - L\sigma \sqrt{\frac{\lambda}{(2-\lambda)}} \quad (25c)$$

Contudo, recomenda-se o uso dos limites de controle das equações (24), para valores pequenos de i , o que melhorará bastante a performance do gráfico EWMA.

Este tipo de gráfico é muito efetivo no caso de pequenas mudanças no processo. É possível escolher estes parâmetros para a performance do ARL, ou seja, do número médio de amostras necessárias para que o processo apresente um ponto fora de controle, de um gráfico EWMA que se aproxime da performance do ARL nos gráficos CUSUM. Estes valores são sugeridos por Crowder (1987), Lucas e Saccucci (1990).

Para o gráfico de controle EWMA, procura-se selecionar uma combinação de λ e L , os quais fornecem um melhor valor para o ARL.

Na Tabela 2 são apresentadas performances do ARL, para vários esquemas de controle do gráfico EWMA.

TABELA 2 - ARL para vários esquemas de controle do gráfico EWMA

Mudança na média (múltiplo de σ)	L = 3,054 $\lambda = 0,40$	L = 2,998 $\lambda = 0,25$	L = 2,962 $\lambda = 0,20$	L = 2,814 $\lambda = 0,10$	L = 2,615 $\lambda = 0,05$
	0,00	500	500	500	500
0,25	224	170	150	106	84,1
0,50	71,2	48,2	41,8	31,3	28,8
0,75	28,4	20,1	18,2	15,9	16,4
1,00	14,3	11,1	10,5	10,3	11,4
1,50	5,9	5,5	5,5	6,1	7,1
2,00	3,5	3,6	3,7	4,4	5,2
2,50	2,5	2,7	2,9	3,4	4,2
3,00	2,0	2,3	2,4	2,9	3,5
4,00	1,4	1,7	1,9	2,2	2,7

Fonte: adaptado de Lucas e Saccucci. 1990

O procedimento ótimo consistiria em especificar o valor do ARL desejado, sob e fora de controle, e antecipar a magnitude da mudança do processo, para, posteriormente, selecionar os valores adequados de λ e L.

Em geral, $0,05 \leq \lambda \leq 0,25$ são bons valores para a ponderação. Na prática, os valores mais utilizados são 0,05; 0,10 ou 0,20. Uma boa regra é o uso de pequenos valores de λ para detectar pequenas mudanças.

Observa-se ainda, que $L = 3$, os usuais 3 desvios padrões, trabalham razoavelmente bem, particularmente com um grande valor de λ (próximo da média). Contudo, quando λ é pequeno, como $\lambda \leq 0,1$, há uma vantagem na redução da largura dos limites, usando-se $2,6 < L < 2,8$.

Hunter (1986) recomenda utilizar a escolha de λ que minimize a soma dos quadrados dos erros de previsão um passo-à-frente do conjunto de dados passados.

Os gráficos EWMA são, na maioria das vezes, usados com observações individuais, mas para subgrupos racionais, onde $n > 1$, simplesmente substitui-se x_i por \bar{X}_i e σ^2 por $\frac{\sigma^2}{n}$.

Da mesma forma que o gráfico CUSUM, o EWMA traz bons resultados em situações onde ocorrem pequenas trocas, mas não reage às grandes tão rapidamente quanto os gráficos

de Shewhart. Contudo, o gráfico EWMA é, frequentemente, superior ao CUSUM, para grandes mudanças, particularmente se $\lambda > 0,1$.

Um bom caminho para melhorar a sensibilidade do procedimento de controle para grandes mudanças, sem sacrificar a capacidade de detectar pequenas mudanças rapidamente, é combinar os gráficos de Shewhart com o EWMA.

Estes gráficos de controle combinados são eficientes contra grandes e pequenas mudanças. O procedimento consiste em adicionar os limites de Shewhart ao gráfico EWMA, de tal forma que, um sinal fora de controle, seja detectado pelos valores passados e pela observação atual.

Eles podem ser úteis para detectar *outliers*. Uma simples observação fora dos limites não pode ser considerada uma observação discrepante, mas duas observações seguidas já podem ser consideradas como tal.

Quando este esquema é usado, aconselha-se estabelecer limites de controle ligeiramente mais largos do que os usuais nos gráficos de Shewhart, como $3,25\sigma$ ou, até mesmo, $3,5\sigma$. O formato do gráfico pode ser visto, na Figura 3, a seguir:

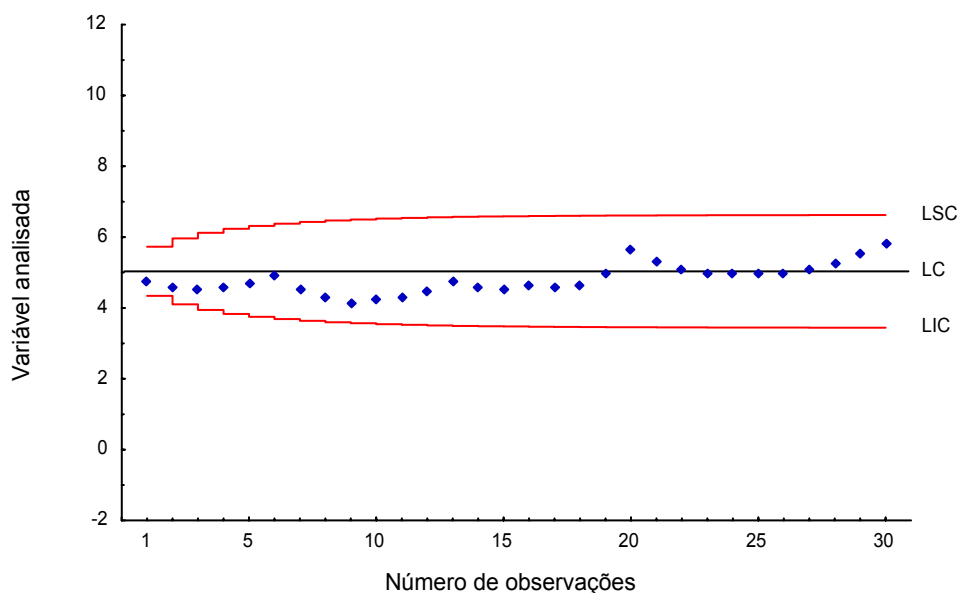


FIGURA 3 - Representação de um gráfico EWMA

Para uma aplicação adequada, tanto das cartas de controle de Shewhart como dos gráficos CUSUM e EWMA, é necessário a verificação de certos pressupostos, como a independência dos dados e a normalidade da distribuição referente à estatística utilizada. Sugere-se a utilização do teste de Shapiro-Wilk ou Kolmogorov-Smirnov para a análise da

normalidade e, a determinação da FAC e da FACP, para verificar se existe autocorrelação significativa.

2.1.7 Gráficos de controle de médias móveis (MA)

Sejam as observações individuais x_1, x_2, \dots, x_n . A média móvel, de período r , no tempo i , onde, sucessivamente, a observação mais antiga é retirada e a mais recente é incluída, é definida por:

$$M_i = \frac{x_i + x_{i-1} + \dots + x_{i-r+1}}{r} \quad (26)$$

Onde: r : ordem da média móvel.

A variância da média móvel M_i é dada por:

$$\text{Var}(M_i) = \frac{1}{r^2} \sum_{j=i-r+1}^i \text{Var}(x_j) = \frac{1}{r^2} \sum_{j=i-r+1}^i \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{r} \quad (27)$$

Os limites de controle, construídos em torno da média μ_0 , para períodos $i \geq r$, são dados por:

$$\text{LSC} = \mu_0 + 3 \frac{\sigma}{\sqrt{r}} \quad (28a)$$

$$\text{LC} = \mu_0 \quad (28b)$$

$$\text{LIC} = \mu_0 - 3 \frac{\sigma}{\sqrt{r}} \quad (28c)$$

Para períodos onde $0 < i < r$, os limites de controle são dados por:

$$\text{LSC} = \mu_0 + 3 \frac{\sigma}{\sqrt{i}} \quad (29a)$$

$$\text{LC} = \mu_0 \quad (29b)$$

$$\text{LIC} = \mu_0 - 3 \frac{\sigma}{\sqrt{i}} \quad (29c)$$

O procedimento de controle consiste no cálculo de uma nova média móvel M_i , à medida que cada observação x_i esteja disponível. No gráfico, conclui-se que o processo está fora de controle se M_i , a média móvel no instante i , excede os limites de controle construídos.

Em geral, a magnitude da mudança na qual se está interessado em avaliar e o valor de r , estão inversamente relacionados.

Nota-se que para os períodos iniciais $i < r$ os limites de controle são mais amplos do que posteriormente. Ainda, as médias móveis que são menores que a distância de r - períodos são altamente correlacionadas, as quais complicam a interpretação do gráfico.

O gráfico de médias móveis é mais eficiente do que os gráficos Shewhart para detectar pequenas trocas. No entanto, geralmente, não é mais eficiente do que os gráficos CUSUM ou EWMA. São considerados pela simplicidade de implementação.

Este tipo de gráfico pode ser observado, na Figura 4, a seguir:

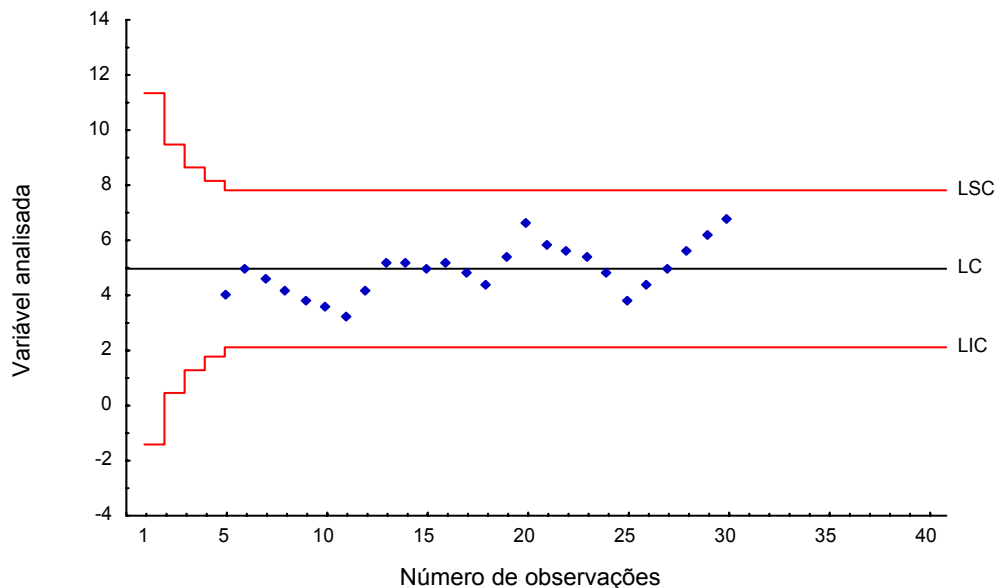


FIGURA 4 - Representação de um gráfico MA

2.1.8 Gráficos de controle para observações correlacionadas

Vários métodos de controle estatístico de processos têm sido usados na indústria nos últimos 50 anos. As pressuposições comuns que, usualmente, são levadas em consideração na justificativa do uso de gráficos de controle de Shewhart é a de que as observações geradas pelo processo são independentes e normalmente distribuídas, quando o mesmo está sob

controle. Sendo assim, é normal assumir que as observações no processo constituem uma amostra aleatória, isto é, as observações são descorrelacionadas e têm média μ e desvio padrão σ .

Pode-se dizer que, quando o processo está sob controle, a qualidade característica no tempo “t”, pode ser representada pelo modelo:

$$x_t = \mu + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (30)$$

Onde: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Esse modelo é, freqüentemente, chamado modelo de Shewhart.

Quando as pressuposições são satisfeitas, pode-se usar os gráficos de controle convencionais e deles tirar conclusões sobre o estado estatístico do processo. Neste caso, as propriedades estatísticas dos gráficos de controle, tal como a taxa de alarme falso com limite de controle de 3σ ou o ARL, podem ser facilmente determinadas e usadas para fornecer informações para a interpretação do gráfico.

Mesmo numa situação onde a pressuposição de normalidade for violada, num grau moderado ou fraco, estes gráficos darão resultados razoáveis. Porém, a pressuposição de observações descorrelacionadas ou independentes não é satisfeita em muitos casos.

No entanto, estes tipos de gráfico podem ser convenientemente modificados para serem usados com dados correlacionados. Especificamente, se os dados são correlacionados, os gráficos de Shewhart resultarão em muitos alarmes falsos.

Para tratar observações autocorrelacionadas, recomenda-se, inicialmente, ajustar um modelo estocástico adequado que remova a autocorrelação dos dados e, posteriormente, construir gráficos de controle para os resíduos do modelo. A partir daí, o modelo deverá ser aplicado aos novos dados do processo, onde, a cada novo, calcula-se o resíduo, que será plotado no gráfico já dimensionado.

Estes resíduos são obtidos da diferença entre o valor X_t e o valor ajustado ε_t e são aproximadamente normais e independentemente distribuídos com média zero e variância constante.

A idéia geral de filtragem de um sinal correlacionado produz uma seqüência descorrelacionada de resíduos que podem ser analisadas através de gráficos de controle convencionais, conforme Berthouex et al. (1978), Ermer (1980), Liao et al. (1982).

É possível medir analiticamente o nível de autocorrelação a cerca de observações orientadas no tempo, através de:

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(X_t, X_{t-k})}{V(X_t)} \quad (31)$$

Onde: $k = 0, 1, 2, \dots$;

$\text{Cov}(X_t, X_{t-k})$ é a covariância entre as observações separadas por k períodos de tempo;

$V(X_t)$ é a variância constante das observações.

Para estimar ρ_k , usa-se a seguinte função de autocorrelação amostral:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t-k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2} \quad (32)$$

Como regra geral, usualmente, calcula-se o valor de r_k para poucos valores de k , ou seja, $k \leq n/4$.

2.1.9 Modelagem de Box e Jenkins para séries temporais

Dados originais de um processo $X_1, X_2, \dots, X_t, \dots$, os quais podem apresentar autocorrelação entre eles, são transformados até um sinal descorrelacionado ou num ruído branco $e_1, e_2, \dots, e_t, \dots$ que é a seqüência chamada de resíduos. Então uma função apropriada para os resíduos é plotada num gráfico de controle.

Os modelos ARMA (p, q) , desenvolvidos por Box e Jenkins (1976), são idealmente sugeridos para modelar uma série temporal de dados originais. Esses modelos podem acomodar, não somente a estrutura de dados correlacionados, mas também características como não-estacionariedade, tendência determinística, intervenções e outras perturbações.

A forma geral do modelo ARMA (p, q) é dada por:

$$X_t = \xi + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (33)$$

Onde: $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ e $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ são parâmetros autorregressivos e de médias móveis, respectivamente;

ξ é um parâmetro relacionado ao nível ou à média da série.

Pode-se reescrever a equação (33), como:

$$\hat{\phi}_p(B)\tilde{X}_t = \varepsilon_t \theta_q(B)$$

$$\text{Onde: } \hat{\phi}_p(B) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j B^j ;$$

$$\hat{\theta}_q(B) = 1 - \sum_{j=1}^q \theta_j B^j .$$

Os métodos de mínimos quadrados não-lineares podem ser usados para estimar os parâmetros ϕ_j e θ_j .

$\hat{\phi}_p(B)$ e $\hat{\theta}_q(B)$ representam os polinômios autorregressivos e de médias móveis, respectivamente, com os parâmetros ϕ_j e θ_j , substituídos por suas estimativas de mínimos quadrados. Então os resíduos são dados por:

$$e_t = \hat{\theta}_q^{-1}(B) \hat{\phi}_p \tilde{X}_t \quad (34)$$

Alguns tipos destes modelos e suas estatísticas são abordados a seguir:

2.1.9.1 Modelos autorregressivos de ordem 1 – AR(1)

$$\text{O modelo é escrito na forma: } X_t = \xi + \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (35)$$

Onde: $-1 < \phi_1 < 1$ e ξ são constantes desconhecidas;

$$\xi_t \sim N(0, \sigma^2).$$

As observações X_t para este modelo têm as seguintes estatísticas:

- média: $\mu = \frac{\xi}{1 - \phi_1}$;

- variância: $\sigma_x^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\phi_1^2}$;
- função de autocorrelação: $\rho_k = \phi_1^k$, apresentando um decaimento exponencial à medida que vai aumentando a distância entre os períodos.

Observa-se que, se $\phi_1 = 0$, o modelo recai no de Shewhart.

2.1.9.2 Modelos autorregressivos de ordem 2 – AR(2)

O modelo é escrito na forma: $X_t = \xi + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \varepsilon_t$ (36)

Onde: $\phi_1 + \phi_2 < 1$, $\phi_2 - \phi_1 < 1$ e $-1 < \phi_2 < 1$

As observações X_t para este modelo têm as seguintes estatísticas:

- média: $\mu = \frac{\xi}{(1-\phi_1-\phi_2)}$;
- variância: $\sigma_x^2 = \frac{(1-\phi_2)\sigma_\varepsilon^2}{(1+\phi_2)(1+\phi_2)^2 - \phi_1^2}$;
- função de autocorrelação: $\rho_1 = \frac{\phi_1}{1-\phi_2}$ e $\rho_2 = \phi_2 + \frac{\phi_1^2}{1-\phi_2}$.

2.1.9.3 Modelos de média móveis de ordem 1 – MA(1)

O modelo é escrito na forma: $X_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$ (37)

Onde: $-1 < \theta_1 < 1$

As observações X_t para este modelo têm as seguintes estatísticas:

- média: μ ;
- variância: $\sigma_x^2 = (1+\theta_1^2)\sigma_\varepsilon^2$;
- função de autocorrelação: $\rho_1 = \frac{-\theta_1}{(1+\theta_1)^2}$ e zero para outros valores de k.

Observa-se que, se $\theta_1 = 0$, o modelo recai no de Shewhart.

2.1.9.4 Modelos de média móveis de ordem 2 – MA(2)

$$\text{O modelo é escrito na forma: } X_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (38)$$

Onde: $\theta_1 + \theta_2 < 1$, $\theta_2 - \theta_1 < 1$ e $-1 < \theta_2 < 1$

As observações X_t para este modelo têm as seguintes estatísticas:

- média: μ ;
- variância: $\sigma_x^2 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)\sigma_\varepsilon^2$;
- função de autocorrelação: $\rho_1 = \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$ e $\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$; zero para outros valores de k .

2.1.9.5 Modelo misto autorregressivo e de média móvel de ordem 1 – ARMA(1, 1)

$$\text{O modelo é escrito na forma: } X_t = \xi + \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (39)$$

As observações X_t para este modelo têm as seguintes estatísticas:

- média: μ ;
- variância: $\sigma_x^2 = \frac{1+\theta_1^2-2\phi_1\theta_1}{1-\phi_1^2}\sigma_\varepsilon^2$;
- função de autocorrelação: $\rho_k = \phi_1\rho_{k-1}$, $k \geq 2$.

2.1.9.6 Modelos de média móvel integrado de ordem 1 – IMA(i, 1)

$$\text{O modelo é escrito na forma: } X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (40)$$

Este modelo descreve a não-estacionariedade do processo e surge, frequentemente, quando X_t está num processo de saída “descontrolado”, isto é, quando não são feitas ações de controle para conservar a variável próxima do valor estabelecido como meta.

Box, Jenkins e Riensel (1994) discutem, com detalhes, estes e vários outros modelos que podem ser identificados.

2.1.9.7 Modelos sazonais

Define-se sazonalidade de uma série temporal como a repetição periódica de um padrão de oscilações dentro de determinados e consecutivos períodos de tempo. As séries sazonais apresentam alta correlação serial entre observações da variável, separadas pelo período da sazonalidade.

Geralmente, o período de sazonalidade compreende um ano ($s = 12$ meses ou $s = 4$ trimestres), acompanhado ou não de periodicidade mensal.

O comportamento periódico pode ser representado por misturas de senos e cossenos e estimados por uma série de Fourier, ma nem sempre se obtém bons resultados, segundo Box e Jenkins (1976). As séries homogêneas não-estacionárias podem ser representadas por um modelo ARIMA, conforme a seguir:

$$\phi(B)^s \nabla_s^D X_t = \theta(B)^s \eta_t \quad (41)$$

Onde: $\phi(B^s) = 1 - \phi_1 B^s - \phi_2 B^{2s} - \dots - \phi_p B^{ps}$ é o operador autorregressivo sazonal estacionário de ordem P;

$\theta(B^s) = 1 - \theta_1 B^s - \theta_2 B^{2s} - \dots - \theta_Q B^{Qs}$ é o operador média móvel sazonal inversível de ordem Q;

$\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$ é o operador diferença sazonal;

$\nabla_s X_t = X_t - X_{t-s}$;

D é o número de diferenças sazonais;

η_t geralmente não é um ruído branco, sendo representado por um ARIMA do tipo

$$\phi(B) \nabla^d \eta_t = \theta(B) \varepsilon_t.$$

Se um modelo apresentar, além das componentes simples, componentes sazonais, tem-se o modelo multiplicativo SARIMA (p, d, q) x (P, D, Q)_s:

$$\phi(B) \Phi(B^s) \nabla^d \nabla_s^D X_t = \theta(B) \Theta(B^s) \varepsilon_t \quad (42)$$

Onde: $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ é o polinômio autorregressivo simples de grau p;

$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ é o polinômio de média móvel simples de grau q ;

$\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{sp}$ é o polinômio autorregressivo múltiplo sazonal de grau P ;

$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{sQ}$ é o polinômio de média móvel múltiplo sazonal de grau Q ;

$\nabla_s^D \nabla^d X_t = W_t$ é o filtro não-linear aplicado à série original X_t que produz um processo estacionário W_t , com $\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$ e $\nabla^d = (1 - B)^d$;

a_t é o ruído branco do modelo.

2.1.9.8 Gráficos de controle para os resíduos de uma série temporal

Existem várias alternativas para construção do gráfico de controle para os resíduos, entre eles, o gráfico de Shewhart para valores individuais, o de médias móveis geométricas (GMA), o de amplitude ou o gráfico de somas cumulativas CUSUM - Tabular.

2.1.9.9 Gráfico de média móvel aplicado a valores individuais dos resíduos

O gráfico de controle para valores individuais é construído por plotagem dos resíduos e_t num gráfico de controle de parâmetros:

$$LSC = \bar{e} + \frac{3}{d_2} \bar{R}_e \quad (43a)$$

$$LC = \bar{e} (\approx 0) \quad (43b)$$

$$LIC = \bar{e} - \frac{3}{d_2} \bar{R}_e \quad (43c)$$

Onde: \bar{R}_e é a média das amplitudes móveis de sucessivos pares de resíduos ordenados no tempo;

a linha central \bar{e} deve ser aproximadamente zero;

d_2 é a constante usada na construção do gráfico.

2.1.9.10 Gráfico da amplitude móvel aplicado aos valores individuais dos resíduos

O gráfico da amplitude móvel é construído com os seguintes limites de controle:

$$LSC = D_4 \bar{R}_e \quad (44a)$$

$$LC = \bar{R}_e \quad (44b)$$

$$LIC = 0 \quad (44c)$$

Onde: D_4 é a constante usada para construção do gráfico.

Os valores das constantes para vários tipos de gráficos, em função do valor de n , podem ser encontrados no Anexo A.

2.1.9.11 Gráfico de controle de somas acumuladas aplicado aos resíduos

Um gráfico de controle de somas cumulativas bilateral poderia também ser aplicado aos resíduos. Recomenda-se a forma tabular do CUSUM no lugar do esquema da tradicional máscara-V. Isso requer plotar duas somas cumulativas unilaterais:

$$S_H(t) = \text{máx} [0, e_t - (\bar{e} + k) + S_H(t-1)] \quad (45)$$

$$S_L(t) = \text{máx} [0, (\bar{e} - k) - e_t + S_L(t-1)] \quad (46)$$

Conclui-se que o processo está fora de controle se $S_H(t) > h$ ou $S_L(t) > h$.

O gráfico CUSUM tabular é definido pela escolha do valor de referência k e o intervalo de decisão h . No caso de séries temporais, reescreve-se a estatística $S(t)$ em termos de somas acumuladas dos erros de previsão e_t , obtidos do modelo de previsão.

Esta estatística pode ser utilizada no controle das previsões, indicando possíveis mudanças no comportamento da série e a conseqüente inadequabilidade do modelo, avaliando variações na estatística $S(t)$.

2.1.9.12 Gráfico de média móvel geométrica aplicado aos resíduos (GMA)

Um gráfico alternativo ao CUSUM é o de médias móveis geométricas (GMA). Para construção deste gráfico, plota-se a média móvel geométrica, conforme a seguir:

$$G_t = r e_t + (1 - r) G_{t-1} \quad (47)$$

Os limites de controle do gráfico são dados por:

$$LSC = \bar{e} + \Delta \frac{\bar{R}_e}{d_2} \sqrt{\frac{r}{(2-r)} [1 - (1-r)^{2t}]} \quad (48a)$$

$$LC = \bar{e} (\approx 0) \quad (48b)$$

$$LIC = \bar{e} - \Delta \frac{\bar{R}_e}{d_2} \sqrt{\frac{r}{(2-r)} [1 - (-r)^{2t}]} \quad (48c)$$

Onde: r é um fator de desconto ($0 \leq r \leq 1$);

Δ é a largura dos limites de controle em unidades de σ ;

\bar{R}_e é a média das amplitudes móveis de sucessivos pares de resíduos ordenados no tempo;

a linha central \bar{e} deve ser aproximadamente zero;

d_2 é a constante usada na construção do gráfico.

Observa-se que os limites de controle crescem muito rapidamente na largura, estabilizando-se posteriormente, pois o termo $[1 - (1-r)^{2t}]$ vai aproximando-se da unidade.

Se bem definido, o gráfico GMA terá a performance do ARL equivalente ao CUSUM, enquanto preserva a aparência do gráfico de Shewhart. Usualmente, recomenda-se pequenos valores de r , tais que: $0,05 \leq r \leq 0,20$ e $\Delta = 2,5$ ou $\Delta = 3,0$ e valores pequenos para r , em torno de 0,1, fornecem excelentes resultados.

Como os gráficos GMA e o CUSUM são mais eficientes quando se deseja detectar pequenas mudanças na média. Seria conveniente acompanhá-los com um gráfico de médias móveis para medidas individuais, para que mudanças maiores possam ser detectadas.

Na Figura 5, observa-se um esquema, onde são apresentadas sugestões para a escolha adequada de alguns tipos de gráficos de controle, que podem ser adotados, de acordo com as características do processo que se está trabalhando, de acordo com Montgomery (1985).

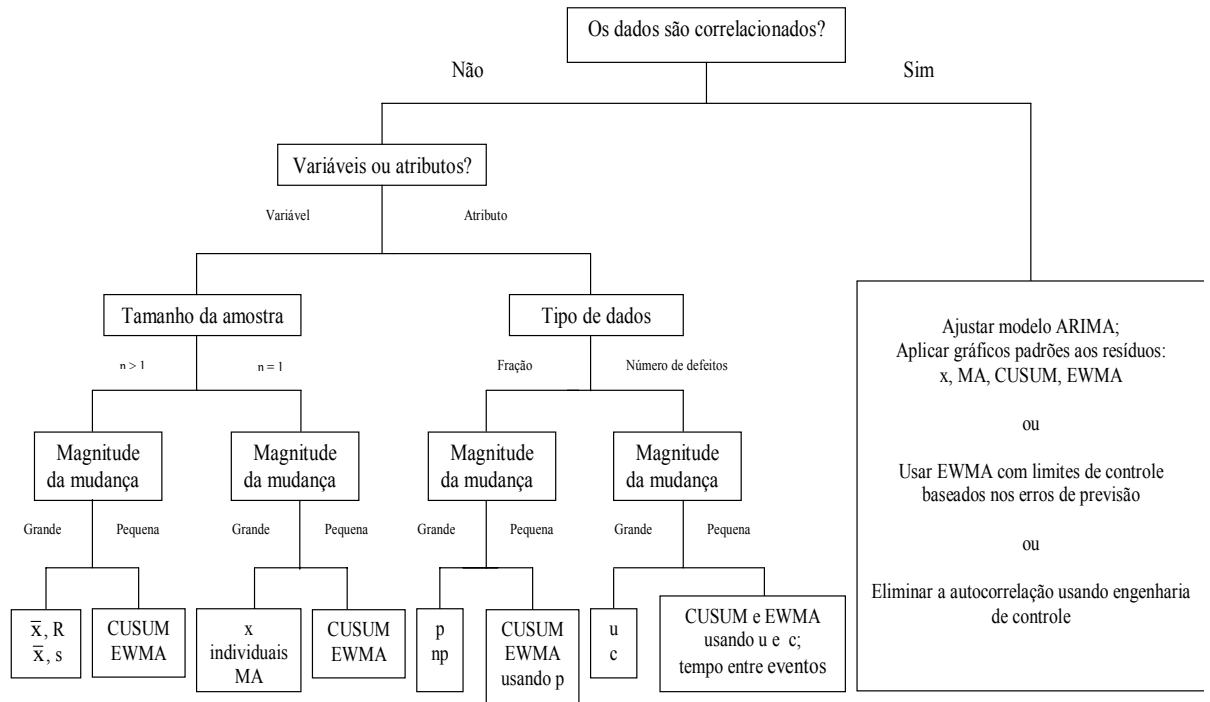


FIGURA 5 - Algumas sugestões para escolha do gráfico de controle

2.2 Similaridades entre o controle estatístico de qualidade e a Epidemiologia

Segundo Benneyan (1998) existem similaridades entre os objetivos gerais e métodos da engenharia de qualidade industrial e os da área da saúde, principalmente na Epidemiologia.

Considerando a linguagem e a terminologia, modificadas por epidemiologistas em vários artigos, muitas dessas formulações podem ser lidas facilmente, como se elas tivessem sido escritas sobre CEP, por um engenheiro da qualidade ou um estatístico industrial.

O Quadro 3 resume as principais similaridades observadas nas publicações entre os conceitos e a terminologia da Epidemiologia e do CEP. Por exemplo, programas epidemiológicos hospitalares preocupam-se com infecções endêmicas (sistêmicas) e epidêmicas (não-sistêmicas), que na terminologia CEQ equivalem à variabilidade natural (causa comum) e não natural (causa especial), respectivamente (Benneyan, 1998).

QUADRO 3 – Relação entre CEP e terminologia/conceitos usados em Epidemiologia

Controle Estatístico do Processo	Epidemiologia
Variação natural	Variação genérica
Eventos de causa comum	Eventos endêmicos
Sob controle estatístico	Taxa de infecção constante
Variação não natural	Variação não endêmica
Evento de causa especial	Evento adverso (indesejável)
Monitoramento do processo	Vigilância de infecções
Aumento na taxa do processo	Epidemia
Pontos fora de controle	Sinal de alerta
Limites de controle	Limites de ação ou limiares
Regras de controle	Tendência a doenças
Confiança	Especificação
Alarme falso, erro tipo 1	Valor preditivo positivo*
Erro tipo 2	Valor preditivo negativo*
Poder para detectar variações no processo	Sensibilidade
Redução de causa comum e especial de variação	Redução de eventos epidêmicos e endêmicos
Gráficos de controle de planejamento ótimo	Uso dos limites de 2σ versus 3σ ou outros limites limiares
Métodos de confiabilidade e filas	Incidência, prevalência e análise de duração

* Conceitos precisamente não idênticos

O gráfico de controle de Shewhart e suas variações, como também, o gráfico de somas cumulativas (CUSUM), estão entre os mais usados para o controle de doenças e outros eventos na área da saúde pública.

2.3 Aplicações dos gráficos de controle na área da saúde

A maioria dos profissionais da saúde revela que vê o CEQ como um conjunto adicional de ferramentas de que os epidemiologistas podem fazer uso quando e onde for apropriado.

O trabalho de McGuckin e Abrutyn (1979) descreve um método de vigilância em saúde, muito similar aos gráficos de controle de qualidade, os quais foram usados para detectar potenciais epidemias e desencadear ações investigativas.

Cullen et al. (1984) usaram gráficos de controle em um sistema de detecção precoce de epidemia de malária no Tailândia.

Martone et al. (1991) fizeram distinções importantes em taxas de infecções para as diferentes clínicas (UTI adulto e infantil, pacientes cirúrgicos e pacientes de alto risco). Eles recomendaram que taxas de infecções fossem baseadas no número ou na duração sob risco (tal como o número de pacientes diários e de cirurgias). Esse método é melhor do que basear, somente, no número de admissões ou altas. Posteriormente, os autores discutiram algumas aproximações para aplicar gráficos de controle a qualquer categoria de pacientes homogêneos.

Reinke (1991) e Sellick (1993) propõem monitorar taxas de infecção sobre o tempo.

Benneyan (1995) discute similaridades e diferenças entre epidemiologia e métodos de controle estatístico de qualidade, assim como possíveis dificuldades referentes à aplicação desses de gráficos de controle básicos no controle de infecção.

Costa (1995) realizou uma revisão de literatura e constatou o uso dos gráficos de controle de Shewhart no estudo da epidemia de poliomielite no estado da Califórnia, na epidemia de doença meningocócica ocorrida em São Paulo, na caracterização de epidemias de influenza na Tailândia, no estudo de mortalidade por doença meningocócica em Londrina, no monitoramento da incidência da raiva (Secretaria de Saúde do Estado do Paraná) e de doenças como: coqueluche, tétano, sarampo, febre tifóide e difteria pela Secretaria de Saúde do Estado do Rio de Janeiro.

As técnicas das somas cumulativas (CUSUM) são sensíveis a pequenas mudanças nos números registrados tornando-se satisfatórias na detecção do tempo de início das epidemias ou na monitoração de séries de infecções incomuns. Assim elas são robustas quando são usadas nos dados da vigilância, podendo apresentar uma boa performance se o número de casos estiver aumentando rapidamente acima do usual em determinado ano.

Santos (1997) realizou estudo comparativo simulado, entre a carta de Shewhart e o procedimento de CUSUM, e detectou boa sensibilidade e precocidade nos dois métodos. No referido estudo, foram utilizados registros de diversos agravos.

Uma revisão realizada por Sanches (2000) mostrou que o CUSUM foi aplicado na vigilância de má-formação congênita e de estudos envolvendo várias unidades de saúde; no controle da qualidade em radioimunoensaio e em química clínica; no monitoramento da temperatura corporal basal em mulheres em idade de procriar, de doenças isquêmicas do coração e de abortos espontâneos. Os resultados dessa revisão podem ser observados a seguir.

TABELA 3 – Os procedimentos de Shewhart e CUSUM, na literatura, com aplicações à vigilância em saúde pública e áreas correlatas

Autor(es)	Procedimento	Área de utilização do procedimento
Serfling (1944)	Shewhart	Vigilância em poliometilite
Rich (1946)	Shewhart	Controle de qualidade de pessoal de enfermagem
Levey e Jennings (1950)	Shewhart	Controle de qualidade de exames laboratoriais em clínica médica
Hill et al. (1968)	CUSUM	Vigilância de má-formação congênita
Bjerkedal e Bakketeig (1975)	CUSUM	Vigilância de má-formação congênita
Weatherall e Haskey (1976)	CUSUM	Vigilância de má-formação congênita
Wetsgard et al. (1977)	Shewhart-CUSUM combinados	Controle de qualidade em química clínica
Kemp et al. (1978)	CUSUM	Controle de qualidade em radioimunoensaio
Wilson et al. (1979)	CUSUM	Controle de qualidade em radioimunoensaio
Edwards (1980)	CUSUM e Máscara V truncada	Controle de qualidade em química clínica
Rowlands et al. (1980)	CUSUM	Controle de qualidade em química clínica
Royston e Abrams (1980)	CUSUM	Monitoramento de temperatura corporal basal em mulheres em idade de procriar
Wetsgard et al. (1981)	Shewhart	Controle de qualidade em química clínica
Thompson (1983)	CUSUM Modificado	Monitoramento de doenças isquêmicas do coração
Barbujani e Calzolari (1984)	CUSUM	Vigilância de má-formação congênita
Levin e Kline (1985)	CUSUM Modificado	Monitoramento de abortos espontâneos
Raubertas (1989)	CUSUM	Vigilância envolvendo várias unidades de saúde
Reinke (1991)	Shewhart	Controle de qualidade de pessoal de saúde pública
Royston (1991)	CUSUM	Monitoramento de temperatura corporal basal em mulheres em idade de procriar
Santos (1997)	Shewhart e CUSUM	Análise de dados de vigilância para três doenças distintas

Brookmeyer e Stroup (2004) coordenaram ampla discussão sobre o monitoramento de saúde das populações, os princípios estatísticos e métodos para vigilância em saúde pública. Desse trabalho, pode-se destacar as técnicas para detecção de surtos, voltadas para aplicação na vigilância de doenças infecciosas, as quais são classificadas por Farrington (2004) em três métodos estatísticos principais: métodos de regressão; métodos de séries temporais e métodos de controle estatístico do processo.

Farrington (2004) relata que a detecção prospectiva de surtos de doenças infecciosas é similar à detecção de incoerências no processo de produção industrial. Por exemplo, vários

métodos usados na vigilância de infecção hospitalar são similares aos gráficos de controle introduzidos por Shewhart em 1931. Esses gráficos são tipicamente usados para traçar as características do processo de produção em um determinado tempo, como o índice de qualidade e a proporção de itens defeituosos. Na detecção de surtos, o processo, que inicialmente é traçado, é o número de eventos no tempo, e os limites de predição fazem o papel dos limites de controle.

Esses autores também relatam que o CUSUM foi utilizado na detecção de surto de influenza no Reino Unido e na detecção de surtos de salmonelas nos Estados Unidos.

Freitas e Hamann (2004) avaliaram os aspectos epidemiológicos da meningite aplicando gráficos de controle.

2.4 Indicadores hospitalares de qualidade e produtividade

A definição mais simples da qualidade talvez seja aquela inspirada pelo trabalho de W. Edwards Deming, um pioneiro do movimento de qualidade na indústria. Em seu aspecto mais básico, fornecer boa qualidade significa fazer o que é correto e da forma correta (Blumenfeld, 1993). Na área de atendimento de saúde e planejamento familiar, isso significa oferecer uma gama de serviços que sejam seguros e eficazes e que satisfaçam às necessidades e desejos do cliente.

De uma perspectiva de saúde pública, a qualidade significa oferecer os maiores benefícios de saúde com o menor nível de risco ao maior número de pessoas, dados os recursos disponíveis (Huber, 1994). Para outros, a qualidade significa oferecer uma série adequada de serviços, por exemplo, integrando serviços que tratam de doenças sexualmente transmissíveis e serviços de saúde maternal e infantil aos serviços de planejamento familiar. Ainda existem outros que definem a qualidade basicamente como a capacidade de satisfazer aos desejos dos clientes.

A boa qualidade pode significar, também, cumprir as normas mínimas de atendimento adequado ou alcançar altos padrões de excelência. A qualidade pode se referir à qualidade técnica do atendimento, aos aspectos não técnicos da prestação do serviço, por exemplo, quanto tempo o cliente tem que esperar, ou como é tratado pelo pessoal de atendimento, ou ainda, aos elementos programáticos, tais como políticas, infra-estrutura, acesso e administração (Bruce, 1990; Donabedian, 1980). A qualidade é, às vezes, comparada com a facilidade de acesso, mas, na verdade, é difícil fazer uma distinção entre as duas.

Os clientes, profissionais de saúde, gerentes, elaboradores de políticas, agências de financiamento ou doadores têm perspectivas diferentes, porém legítimas, sobre o que constitui um atendimento de boa qualidade.

Historicamente, para os profissionais de saúde, a qualidade significa qualidade clínica do atendimento, ou seja, poder atender de forma competente, eficaz e segura, poder contribuir para o bem-estar de um indivíduo (Diprete et al., 1993). De sua parte, os gerentes de programas reconhecem que os serviços de apoio, por exemplo, a logística e manutenção de registros são também importantes para a qualidade da prestação dos serviços. Para os responsáveis pela elaboração de políticas e doadores, outros elementos importantes da qualidade incluem o custo, a eficácia e os resultados obtidos para a população como um todo (Hull, 1996; Newbrander, 1997).

A definição de qualidade da Organização Mundial da Saúde (OMS) engloba as perspectivas de todos esses grupos: a qualidade de atendimento consiste em realizar intervenções de forma adequada (de acordo com as normas), ou seja, que tenham sido confirmadas como seguras, pelas quais o público possa pagar e que possam ter impacto substancial sobre a taxa de mortalidade, morbidade, invalidez e desnutrição (Roemer, 1988).

O controle de qualidade garante que as atividades do programa ocorram conforme planejado. As atividades de controle da qualidade também poderão descobrir falhas no projeto e, assim, indicar mudanças que poderiam melhorar a qualidade (Buchanan, 1995; Kritchevsky, 1991).

No campo da saúde, o objetivo principal do controle da qualidade é garantir que todo prestador de serviços ofereça sempre a mesma boa qualidade a todos os clientes (Kritchevsky, 1991, McGlynn, 1995).

O controle da qualidade inclui a supervisão e o monitoramento cotidianos para confirmar que as atividades estejam sendo realizadas como planejado e que o pessoal do atendimento esteja seguindo as diretrizes (Diprete et al., 1993). Também inclui a avaliação periódica que mede o progresso obtido para cumprir os objetivos do programa. Um bom controle de qualidade exige que os programas elaborem e mantenham:

- indicadores mensuráveis de qualidade;
- coleta e análise de dados nos momentos mais adequados;
- supervisão eficaz.

As estatísticas de saúde são construídas a partir de dados relativos a eventos vitais (nascimentos, óbitos e perdas fetais), estrutura da população, morbidade (doenças) e serviços e atividades sanitárias. A avaliação da situação de saúde de uma comunidade pode ser complementada por coeficientes e índices provenientes de medidas de avaliação hospitalar, também conhecidas como medidas ou indicadores hospitalares (Laurenti et al., 1987).

Os indicadores são instrumentos utilizados para avaliar o desempenho hospitalar, envolvendo sua organização, recursos e metodologia de trabalho. Os dados coletados nas diversas áreas do hospital, transformam-se em instrumentos de gestão úteis para a avaliação da assistência prestada, quantidade e tipo de recursos envolvidos, controle dos custos gerados na produção dos serviços e grau de resolução dos mesmos (APM e CRM/SP, 1992).

Considerando que indicadores são meramente reflexos de uma situação real e, portanto, medidas indiretas e parciais de uma situação complexa, quando calculados seqüencialmente, no tempo, podem indicar a direção e a velocidade das mudanças e servem para comparar diferentes áreas ou grupo de pessoas em um mesmo momento (Mello Jorge et al., 1992).

Uma ressalva a ser considerada é a grande dificuldade existente em definir e interpretar padrões-ouro (*gold standards*) para a performance de hospitais. A alternativa é acompanhar indiretamente o desempenho ao longo do tempo na própria instituição e comparativamente a outros hospitais, através de indicadores.

Para facilitar as comparações de dados e informações dentro dos hospitais e entre hospitais, a terminologia, as definições, o vocabulário e a nomenclatura utilizada devem estar acordados e padronizados, de maneira uniforme. Os dados devem ser codificados para que possam ser armazenados de forma compacta e recuperados mais rapidamente.

Alguns dos principais indicadores hospitalares de qualidade são apresentados a seguir:

2.4.1 Taxa de Mortalidade Geral Hospitalar

É a relação percentual entre o número de óbitos ocorridos em pacientes internados, durante um determinado período, e o número de saídas (altas + óbitos) no mesmo período:

$$\text{TMGH} = \frac{\text{n}^\circ \text{ de óbitos em determinado período} \times 100}{\text{n}^\circ \text{ de saídas (altas + óbitos) no mesmo período}}$$

Esse fator é importante na avaliação da eficiência hospitalar, sendo considerado um bom índice, no caso de hospital geral, limites de 3% para os casos agudos, 4% para os casos crônicos e de 1 a 2% para casos cirúrgicos. Um valor superior requer uma investigação acurada das causas.

2.4.2 Taxa de Mortalidade Específica ou Institucional

É a relação percentual entre o número de óbitos ocorridos no hospital após um período de 48 horas após a admissão, durante determinado período, e o número de saídas (altas + óbitos) no mesmo período:

$$\text{TMI} = \frac{\text{n}^\circ \text{ de óbitos após 48 horas em determinado período} \times 100}{\text{n}^\circ \text{ saídas (altas + óbitos) no mesmo período}}$$

É o elemento mais expressivo na avaliação do padrão de assistência hospitalar, pois só verifica os óbitos após dois dias de internação. Nos hospitais agudos o coeficiente não deve exceder 2,5%.

2.4.3 Taxa de Mortalidade Pós-Operatória

É a relação percentual entre o número de óbitos pós-operatórios ocorridos durante determinado período de tempo e o total de pacientes operados no mesmo período:

$$\text{TMPo} = \frac{\text{n}^\circ \text{ de óbitos pós-operatórios em determinado período} \times 100}{\text{n}^\circ \text{ de pacientes operados no mesmo período}}$$

Deve ser aferida por unidade clínica e cirúrgica. Serviços de cirurgia de qualidade alcançam coeficientes inferiores a 0,5% e alguns autores acham que não deve atingir 1%. O óbito pós-operatório é o óbito ocorrido dentro dos 10 primeiros dias após a operação, motivado por hemorragia, infecção, choque, embolia, etc.

2.4.4 Taxa de Mortalidade por Anestesia

É a relação percentual entre o número de óbitos por anestesia, ocorridas durante determinado período no hospital e o total de anestésias ministradas no mesmo período:

$$\text{TMA}n = \frac{\text{n}^\circ \text{ de \u00f3bitos por anestesia durante determinado per\u00edodo} \times 100}{\text{n}^\circ \text{ de anest\u00e9sias no mesmo per\u00edodo}}$$

N\u00e3o \u00e9 admiss\u00edvel mais que 1 \u00f3bito a cada 5 mil anest\u00e9sias.

2.4.5 Taxa de Infec\u00e7\u00e3o Hospitalar

\u00c9 a rela\u00e7\u00e3o percentual entre o n\u00famero de infec\u00e7\u00f5es adquiridas pelo paciente durante a sua perman\u00eancia no hospital em determinado per\u00edodo e o n\u00famero de sa\u00eddas (altas + \u00f3bitos) no mesmo per\u00edodo:

$$\text{TIHo} = \frac{\text{n}^\circ \text{ de infec\u00e7\u00f5es atribu\u00edveis ao hospital no per\u00edodo} \times 100}{\text{n}^\circ \text{ de pacientes sa\u00eddos no mesmo per\u00edodo}}$$

Esta avalia\u00e7\u00e3o visa \u00e0s infec\u00e7\u00f5es p\u00f3s-operat\u00f3rias e obst\u00e9tricas. O coeficiente de forma alguma deve exceder a 2%, caso contr\u00e1rio, deve-se estudar as causas determinantes das infec\u00e7\u00f5es.

2.4.6 Taxas de Complica\u00e7\u00f5es ou Intercorr\u00eancias

\u00c9 a rela\u00e7\u00e3o percentual entre o n\u00famero de complica\u00e7\u00f5es ou intercorr\u00eancias ocorridas durante um determinado per\u00edodo e o n\u00famero de altas e \u00f3bitos no mesmo per\u00edodo:

$$\text{TC}o = \frac{\text{n}^\circ \text{ de complica\u00e7\u00f5es durante determinado per\u00edodo} \times 100}{\text{n}^\circ \text{ de sa\u00eddas no mesmo per\u00edodo}}$$

Complica\u00e7\u00e3o \u00e9 o agravamento de uma situa\u00e7\u00e3o patol\u00f3gica e em maioria s\u00e3o resultantes das defici\u00eancias de cuidados ao paciente. S\u00e3o admitidos valores de 3 a 4% dos casos.

2.4.7 M\u00e9dia de Perman\u00eancia

\u00c9 a rela\u00e7\u00e3o num\u00e9rica entre o total de doentes-dia num determinado per\u00edodo e o total de sa\u00eddas (altas + \u00f3bitos). Esse valor corresponde ao n\u00famero m\u00e9dio de pacientes-dia:

$$\text{Mpe} = \frac{\text{n}^\circ \text{ pacientes-dia em determinado período}}{\text{n}^\circ \text{ saídas no mesmo período}}$$

A média de permanência é também conhecida como tempo médio de permanência, tempo médio de internação, média do tempo de permanência e duração média de permanência.

Representa o número de dias em que o paciente permanece internado, resultando alguns fatores que antecedem e seguem a internação. Tais como: um serviço de ambulatório organizado, podendo ser feitos os exames auxiliares de diagnóstico antes da internação e permitindo seguir o tratamento após a admissão, tornando possível uma alta precoce, da política do hospital, da existência de postos de saúde para acompanhamento do paciente, das condições sócio-econômicas da família, da equipe de saúde, etc.

São vantagens de baixa permanência o menor tempo de ausência na família, a redução do custo da hospitalização, a melhor utilização do leito e a maior produção de saúde para a coletividade.

A média de permanência difere de hospital para hospital, segundo a especialidade, o tipo de enfermidade e a política da instituição. Nos hospitais de curta permanência, a média é de 8 dias em clínica médica e, de 6 dias, em clínica cirúrgica. A baixa média de permanência pode traduzir alto nível de atendimento, o que determina recuperação rápida.

2.4.8 Taxa de Ocupação Hospitalar

É a relação entre o número de pacientes-dia e o número de leitos-dia num determinado período:

$$\text{TOH} = \frac{\text{n}^\circ \text{ de pacientes-dia em determinado período} \times 100}{\text{lotação do hospital no mesmo período}}$$

ou ainda, a relação percentual entre a média dos censos diários e a lotação do hospital:

$$\text{TOH} = \frac{\text{média dos censos diários em determinado período} \times 100}{\text{lotação do hospital no mesmo período}}$$

Em um hospital distinguem-se os leitos disponíveis e os leitos realmente ocupados:

- leito-dia é a cama disponível para o doente durante um dia;
- paciente-dia é o doente ocupando um leito por um dia.

O total de leito-dia é o número de camas ocupadas ou não que estiverem disponíveis para o paciente e, paciente-dia é o número de pacientes que realmente ocupa um leito. A relação entre os leitos disponíveis e ocupados é a taxa de ocupação hospitalar.

Um hospital geral não deve funcionar com 100% de sua capacidade. O ideal é ter uma lotação de 85%. Havendo leitos reservados exclusivamente para especialidades, o percentual de ocupação tende a cair, não sendo conveniente deixar leitos exclusivos, a menos que sejam ocupados.

A baixa percentagem de ocupação torna o hospital deficitário economicamente (abaixo de 70%), porque continua com as mesmas despesas físicas diminuindo a receita. A ocupação muito elevada causa sobrecarga de trabalho na preparação de leitos, dificulta a higienização das enfermarias/leitos, prejudica o trabalho da farmácia e sobrecarrega as tarefas administrativas.

2.4.9 Média de Pacientes-Dia

É a relação entre o número de pacientes-dia durante determinado período e o número de dias no mesmo período:

$$\text{MPDi} = \frac{\text{n}^\circ \text{ de pacientes-dia em determinado período}}{\text{n}^\circ \text{ de dias no mesmo período}}$$

A média de pacientes-dia é uma decorrência do percentual de ocupação verificado no período. Se o percentual de ocupação for baixo em determinado período, também se verificará uma média de pacientes-dia baixa.

2.4.10 Taxa de Movimentação de Leitos

É a relação entre o percentual de ocupação e a média de permanência, num determinado período:

$$\text{TML} = \frac{\text{percentual de ocupação}}{\text{média de permanência}}$$

ou a relação entre o número de saídas (altas + óbitos) e o número de leitos:

$$\text{TML} = \frac{\text{n}^\circ \text{ saídas no período}}{\text{n}^\circ \text{ de leitos}}$$

Quanto mais elevada à média de permanência menor será a taxa de movimentação de leitos.

2.4.11 Índice de Intervalo de Substituição

Analisa o tempo médio que um leito permanece desocupado entre a saída de paciente e a admissão de outro. Esta medida relaciona o percentual de ocupação com a média de permanência:

$$\text{IIS} = \frac{\text{percentual de desocupação} \times \text{média de permanência em dias}}{\text{percentual de ocupação}}$$

2.4.12 Gira de Rotatividade ou Índice de Renovação

É a relação entre o número de pacientes saídos (altas + óbitos) durante determinado período e o número de leitos disponíveis para o paciente no mesmo período. Representa a utilização do leito hospitalar durante determinado período considerado:

$$\text{IR1} = \frac{\text{n}^\circ \text{ de saídas em determinado período}}{\text{n}^\circ \text{ de leitos em determinado período}}$$

Também indica o número de pacientes que pode ocupar um leito durante um determinado período:

$$\text{IR2} = \frac{\text{Período determinado}}{\text{média de permanência} + \text{intervalo de substituição}}$$

Comentários gerais do capítulo

Nesse capítulo apresentou-se uma revisão teórica com destaque aos principais tipos de gráficos de controle, os quais podem ser usados na área da saúde. Foram apresentadas as similaridades entre os gráficos de controle e a Epidemiologia, além de descrever várias aplicações publicadas com enfoque na melhoria da saúde e apresentar as definições de alguns dos principais indicadores de qualidade hospitalar.

3 METODOLOGIA

Nesse capítulo serão abordados os procedimentos que foram usados para desenvolver essa pesquisa.

A revisão de literatura sobre vários tipos de gráficos de controle que podem ser utilizados com variáveis da área da saúde foi essencial para a aplicação nos casos apresentados nesse trabalho.

3.1 Caracterização e limitação da pesquisa

Essa pesquisa foi realizada com dados secundários e tem caráter exploratório, sendo desenvolvida com o objetivo de proporcionar uma visão geral sobre os gráficos de controle estatístico e sua aplicação na área da saúde.

Devido à abrangência do tema, alguns tipos de gráficos de controle não foram incluídos. Além disso, os resultados são limitados ao Hospital Universitário de Santa Maria, tendo em vista sua característica peculiar como hospital-escol, apenas para o período de 2000 a 2005.

3.2 Variáveis e elaboração do banco de dados

As variáveis utilizadas foram obtidas dos relatórios elaborados pelo setor de Estatística do Hospital Universitário de Santa Maria – HUSM no período de 2000 a 2005:

- a) taxa de ocupação do hospital geral (TOH)
- b) taxa de ocupação do pronto atendimento (PA)
- c) taxa de ocupação da unidade psiquiátrica (UP)
- d) taxa de ocupação na UTI de recém-nascidos (UTI-RN)
- e) taxa de mortalidade institucional - diálise (TMI)

O banco de dados foi elaborado em planilha eletrônica (Microsoft Excel) e, posteriormente, foi exportado para o *software* Statistica 7.1, para as análises estatísticas, modelagem e elaboração dos gráficos de controle.

3.3 Estratégia analítica

Após a coleta, a elaboração e a revisão do banco de dados foi realizada uma análise descritiva e testes de normalidade para as variáveis, usando o teste de Shapiro-Wilks. Para aquelas variáveis com presença de correlação serial foram ajustados modelos de séries temporais, usando a metodologia de Box e Jenkins, para posterior construção dos gráficos de controle nos resíduos das mesmas.

Para identificar o modelo adequado, inicialmente, apresentou-se o gráfico da série original, para verificar possível falta de estacionariedade. Em caso afirmativo, foi realizada uma diferenciação na mesma para estacionarizá-la, antes de prosseguir a modelagem.

Posteriormente foram construídos os gráficos de autocorrelação (ACF) e autocorrelação parcial (PACF) para tentar identificar o tipo de modelo e o número de parâmetros a serem incluídos no modelo.

Após o ajuste de alguns “prováveis” modelos que apresentaram ruído branco, o melhor modelo foi escolhido com base nos critérios de AIC e BIC, ou seja, aquele cujo critério apresentou menor valor entre os previamente ajustados.

Para as séries que seguiram o pressuposto de normalidade foram construídos gráficos de controle para medidas individuais.

3.4 Divulgação dos resultados

As informações relevantes obtidas desta pesquisa serão divulgadas em forma de artigos publicados em revistas e periódicos especializados, nacionais e internacionais. Além disso, será encaminhado aos gestores do HUSM um relatório resumido, para que tenham conhecimento dos resultados obtidos, que podem servir de suporte para tomada de decisões no processo de gerenciamento do hospital.

Comentários gerais do capítulo

Nesse capítulo apresentou-se as variáveis analisadas assim como a estratégia analítica dessa pesquisa.

4 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA

No Capítulo 4 são apresentados os resultados aplicação da metodologia apresentada nessa pesquisa. No item 4.1, apresenta-se as estatísticas descritivas, os resultados dos testes de normalidade para as variáveis e de presença de autocorrelação serial. No item 4.2 apresentam-se a análise gráfica, a FAC, a FACP e a modelagem para cada série que não atendeu ao pressuposto de normalidade, de acordo com a metodologia de Box e Jenkins. Também são apresentadas as análises de resíduos das séries tendo por base os modelos ajustados e os gráficos de controle para cada série analisada.

4.1 Análise descritiva

Procedeu-se inicialmente uma análise descritiva das variáveis: taxa de ocupação do hospital geral (TOH), pronto atendimento (PA), unidade psiquiátrica (UP), UTI recém-nascidos (UTI-RN) e taxa de mortalidade - diálise (TMI), apresentada na Tabela 4.

Para que possam ser utilizados, os gráficos de controle de Shewhart, CUSUM e EWMA, entre outros, necessitam atender a certos pressupostos, como a independência dos dados e a normalidade da distribuição referente à estatística utilizada.

TABELA 4 – Estatística descritiva das variáveis

Variáveis	Média	Desvio padrão	Normalidade	Autocorrelação
TOH	85,36	7,52	sim	sim
PA	169,90	50,92	não	sim
UP	82,45	15,22	não	sim
UTI-RN	10,24	7,37	sim	não
TMI	20,16	14,47	sim	não

Utilizou-se o teste de Shapiro-Wilks para a análise da normalidade da distribuição dos dados e, a verificação da FAC e a FACP, para a existência de autocorrelação serial.

Diante da presença de autocorrelação serial em TOH, PA e UP, não foi atendido o pressuposto de independência das observações, o que impossibilita a aplicação direta dos gráficos de controle. Sendo assim, inicialmente, foi ajustado um modelo ARIMA para,

posteriormente, aplicar os gráficos de controle nos resíduos originados dos respectivos modelos.

Para UTI-RN e TMI aplicaram-se diretamente os gráficos de controle, devido à verificação de normalidade nos dados e ausência de autocorrelação serial.

4.2 Ajuste dos modelos de Box e Jenkins e construção dos gráficos de controle

4.2.1 Taxa de ocupação do hospital geral (TOH)

Na Figura 6 apresenta-se a série da taxa de ocupação do hospital geral, na qual se observa que ela não é estacionária em seu nível, indicando uma tendência decrescente.

Nesse caso, a série será diferenciada para obtenção da estacionariedade pressuposta para a utilização da metodologia de Box e Jenkins.

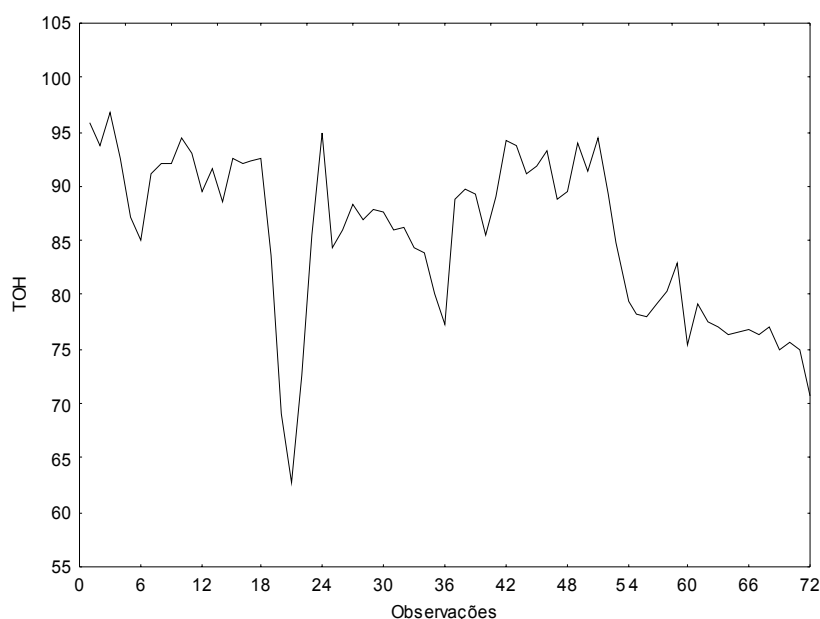


FIGURA 6 – Taxa de ocupação do hospital geral, de 2000 a 2005 no HUSM

Desta forma a aplicação direta de gráficos de controle se torna inviável. Estas afirmações são corroboradas pelas funções de autocorrelações e autocorrelações parciais.

A Figura 7 mostra a série original e a série diferenciada ($d = 1$).

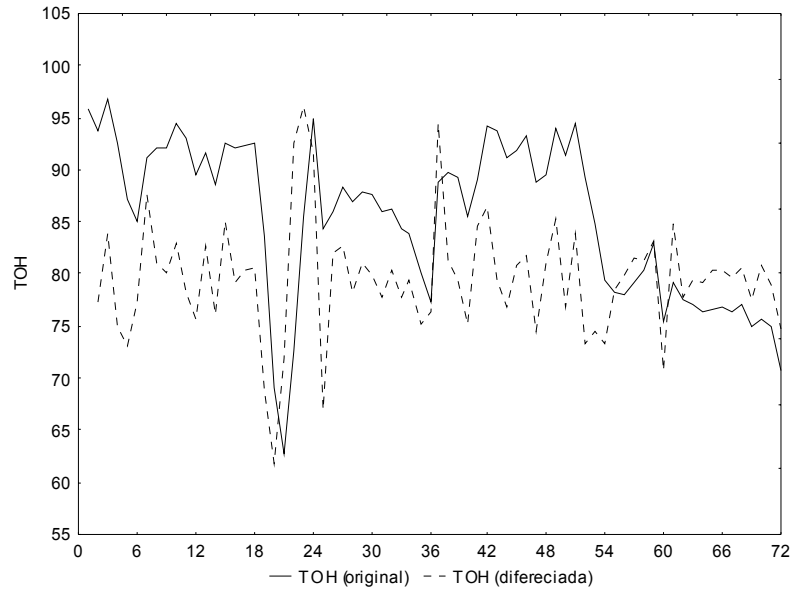


FIGURA 7 – Taxa de ocupação do hospital geral, de 2000 a 2005 no HUSM – original e diferenciada

A partir da série com uma diferença, pode-se observar uma oscilação em torno de uma média constante, possibilitando o ajuste de um modelo ARIMA.

A seguir são apresentados os gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial, respectivamente.

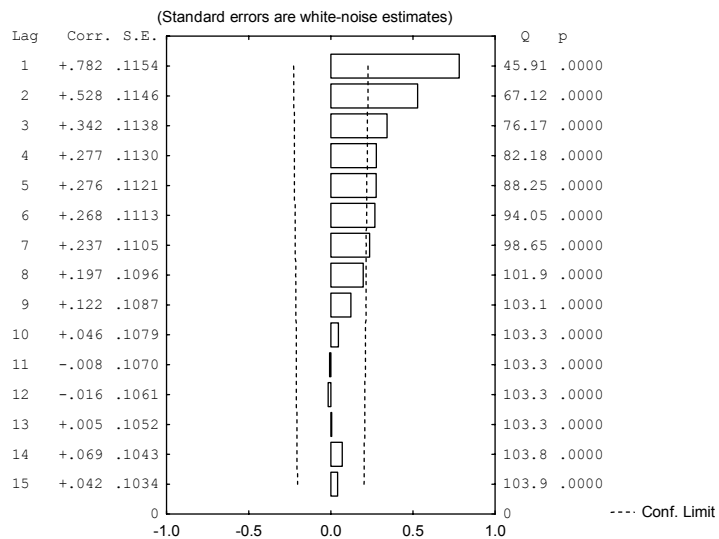


FIGURA 8 – Função de autocorrelação (ACF) da taxa de ocupação do hospital geral

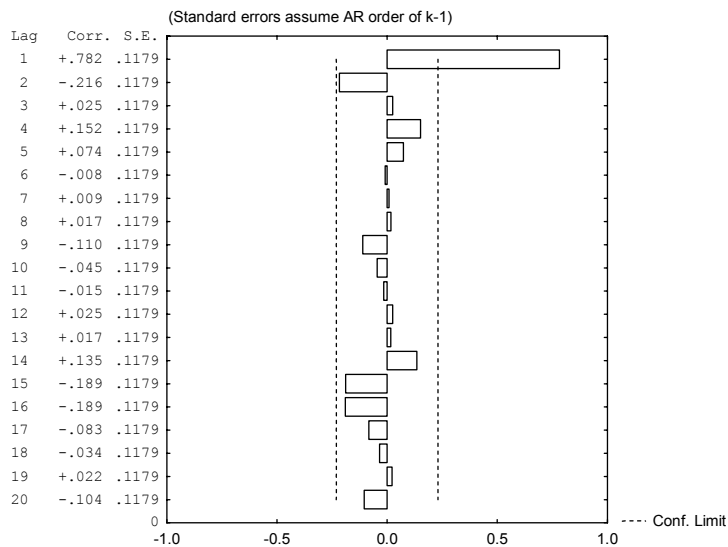


FIGURA 9 – Função de autocorrelação parcial (PACF) da taxa de ocupação do hospital geral

Pela análise da série original, da ACF e PACF foram identificados três possíveis modelos. Assim, foi utilizado o critério do menor valor de AIC = 509,24 e BIC = 516,03 para seleção do melhor modelo, o qual foi um ARIMA (2, 1, 1). Na Tabela 5 são apresentados os principais resultados, do modelo escolhido:

TABELA 5 – Principais resultados do modelo ARIMA (2, 1, 1) ajustado para a taxa de ocupação do hospital geral

Ordem	Parâmetros	Erro padrão	Limite inferior (95%)	Limite superior (95%)	p-valor
p(1)	0,85	0,17	0,52	1,19	0,000003
p(2)	-0,37	0,12	-0,61	-0,14	0,002292
q(1)	0,75	0,15	0,45	1,06	0,000006

O modelo pode ser escrito como: $\nabla^1 X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$. Substituindo os valores dos parâmetros estimados, tem-se:

$$\nabla^1 X_t = 0,85 X_{t-1} - 0,37 X_{t-2} + \varepsilon_t - 0,75 \varepsilon_{t-1}$$

Após a identificação do modelo e a estimação dos parâmetros realizou-se a análise dos resíduos. O ajuste de um modelo adequado e a constatação de que os resíduos se comportam como um ruído branco pode-se construir os gráficos de controle dos mesmos.

As Figuras 10 e 11 mostram, respectivamente, a normalidade dos resíduos e a ausência de correlação serial, caracterizando-os como ruído branco.

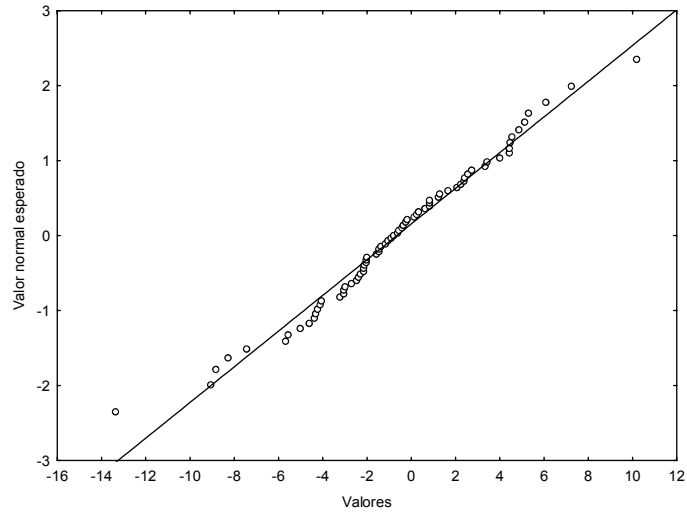


FIGURA 10 – Gráfico de normalidade dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1)

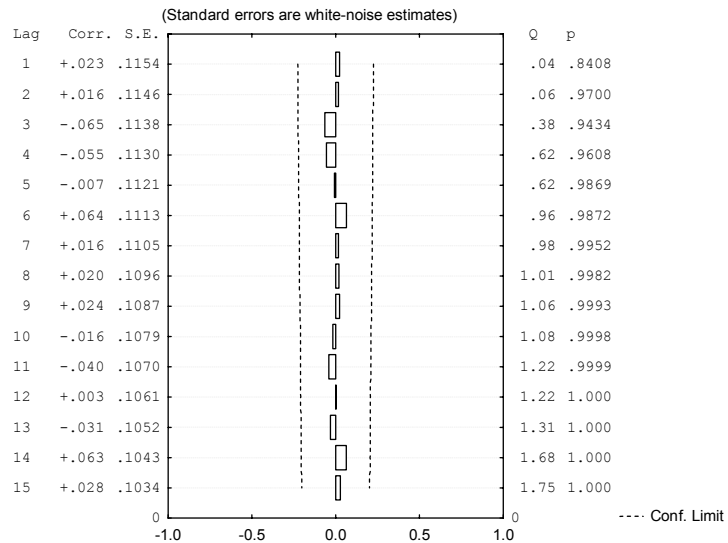


FIGURA 11 – Função de autocorrelação dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1)

As conseqüências de não se levar em conta a presença de autocorrelação podem ter um impacto negativo no processo e são observadas a seguir. Inicialmente foi construído um gráfico de controle X e R, para medidas individuais ($n = 1$), apresentado na Figura 12.

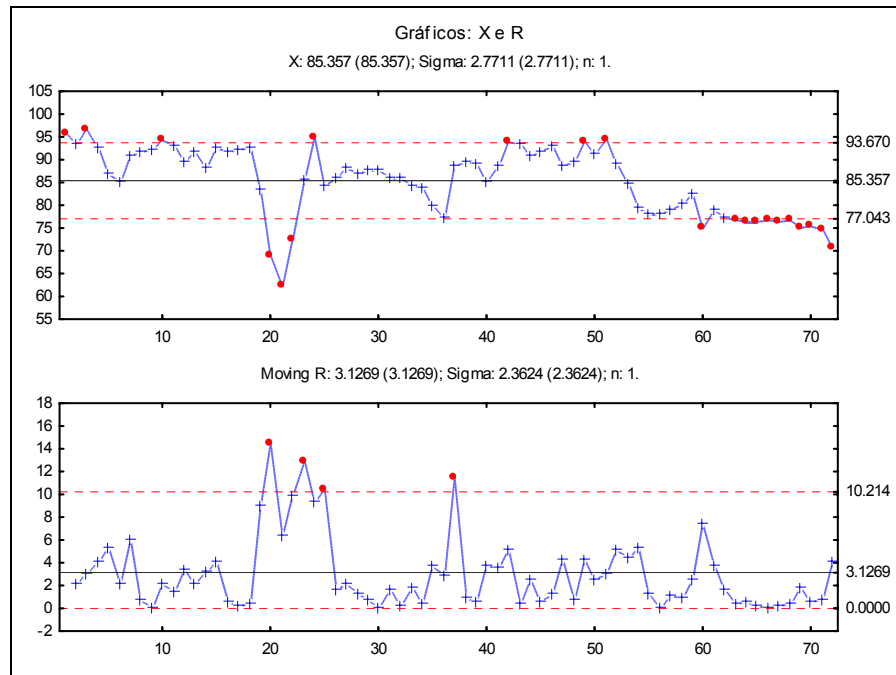


FIGURA 12 – Gráfico de controle da taxa de ocupação do hospital geral

A análise da Figura 12 revela que ocorreram causas especiais de variação em muitos pontos. Após a eliminação desses pontos, alguns deles ainda permaneceram fora dos limites.

Uma análise inicial levaria à tomada de decisões que poderiam não ser adequadas ao processo, como o aumento de custos ou mudanças de pessoal. Isso porque não está sendo considerada a autocorrelação serial presente na série.

Nesses casos, uma alternativa é construir os gráficos de controle para os resíduos do modelo. Considerando-se o gráfico de controle X e R, verificou-se apenas um ponto indicando causa especial de variação, conforme a Figura 13, demonstrando que o processo não está tão instável quanto parece ao se observar a Figura 12.

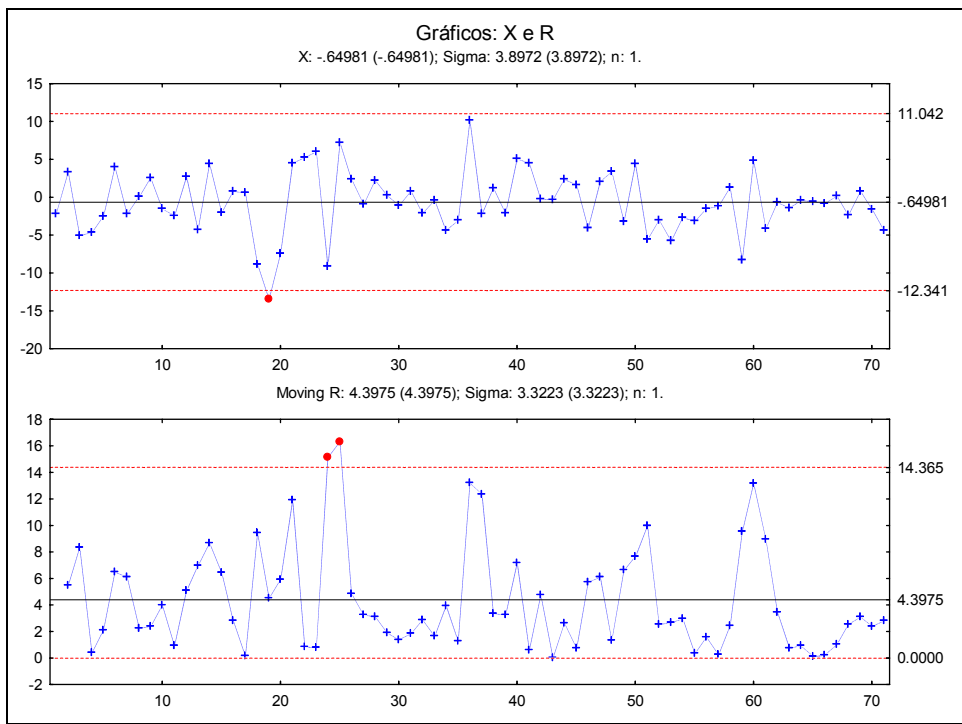


FIGURA 13 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação do hospital geral

Retirando esse ponto, não se observou nenhuma causa especial de variação para medidas individuais e dois pontos para o gráfico de amplitude móvel, conforme Figura 14.

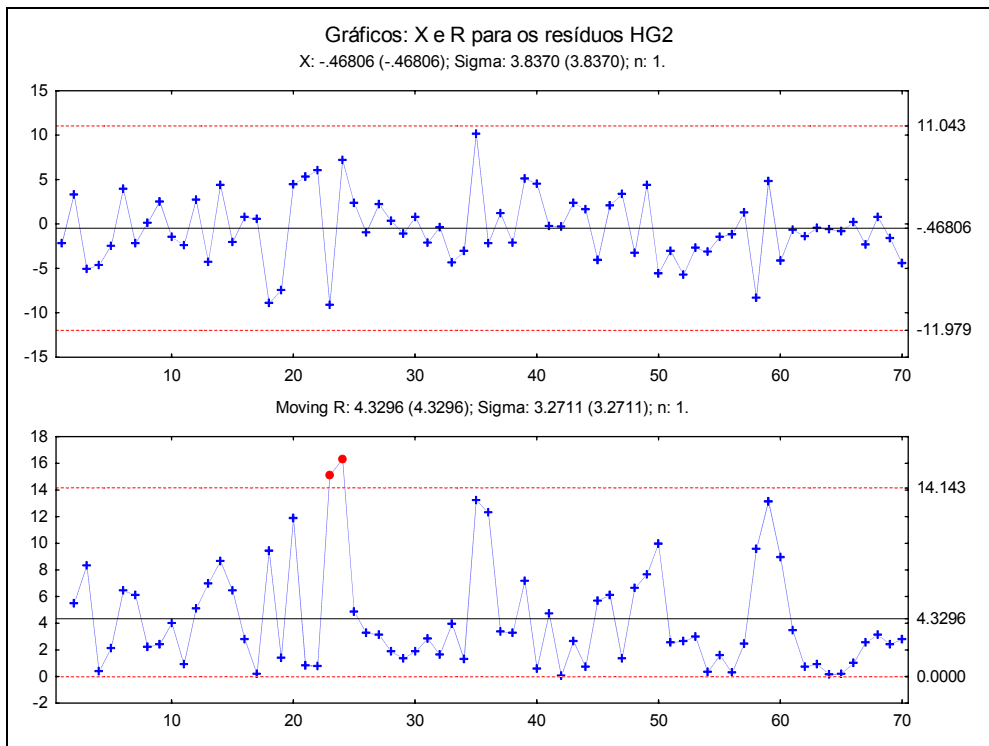


FIGURA 14 – Gráfico 2 de controle dos resíduos da taxa de ocupação do hospital geral

Em relação à capacidade do processo, verificou-se que, após desconsiderar-se o efeito da autocorrelação foi considerado incapaz ($C_p = 0,35$ e $C_{pk} = 0,35$), apresentando elevada variabilidade ($C_p < 1,33$) e uma média descentrada ($C_{pkL} = 0,34$ e $C_{pkS} = 0,37$).

Assim, recomenda-se produzir grandes melhorias no processo para redução da variabilidade.

Quanto à análise de padrões, apesar de não se observar nenhum ponto fora dos limites de controle, identificou-se 5 pontos consecutivos (20 a 24) na faixa B, de acordo com a Figura 1, indicando que o processo se manteve fora de controle.

4.2.2 Taxa de ocupação do pronto atendimento (PA)

Na Figura 15 apresenta-se a série da taxa de ocupação do pronto atendimento, na qual se observa que a ela não é estacionária em seu nível.

Nesse caso, a série será diferenciada para obtenção da estacionariedade pressuposta na metodologia de Box e Jenkins.

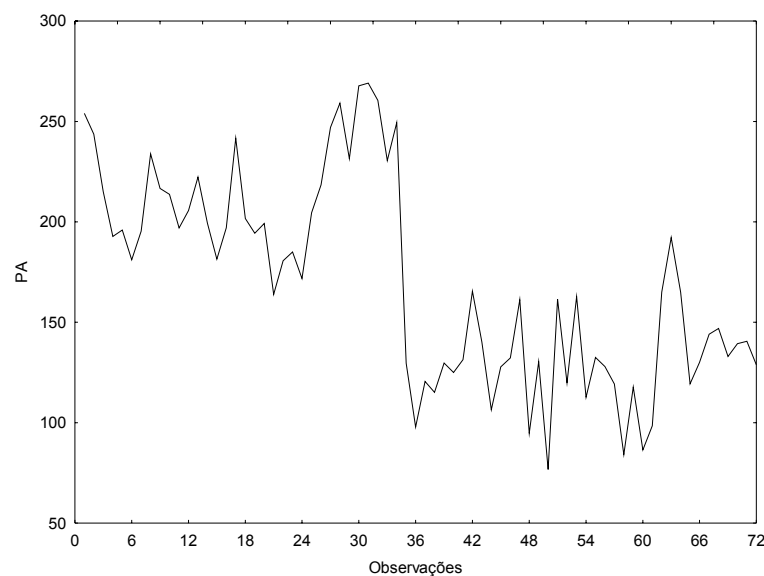


FIGURA 15 – Taxa de ocupação dos leitos do PA, de 2000 a 2005 no HUSM

Desta forma a aplicação direta de gráficos de controle se torna inviável. Estas afirmações são confirmadas ao se analisar as funções de autocorrelações e autocorrelações parciais.

A Figura 16 mostra a série original e a série diferenciada ($d = 1$).

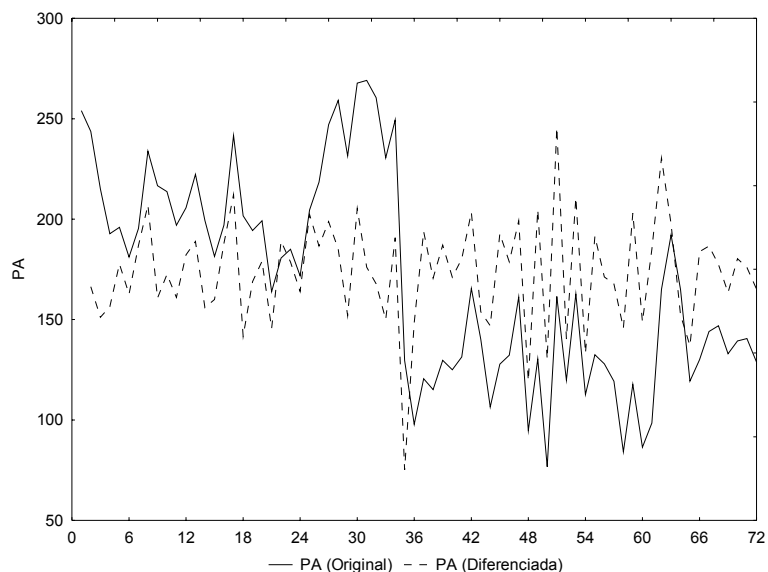


FIGURA 16 – Taxa de ocupação dos leitos do PA, de 2000 a 2005 no HUSM – original e diferenciada

A partir da série com uma diferença, pode-se observar uma oscilação em torno de uma média constante, possibilitando o ajuste de um modelo ARIMA.

A seguir são apresentados os gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial, respectivamente.

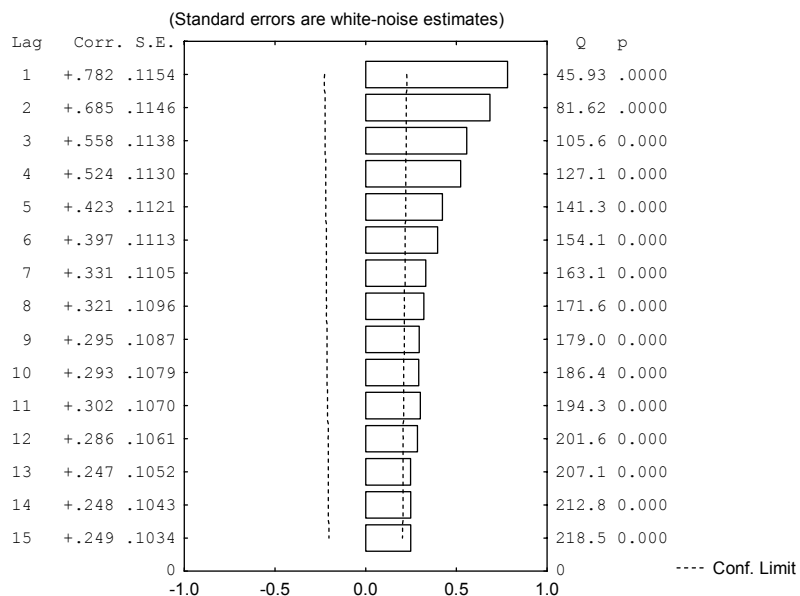


FIGURA 17 – Função de autocorrelação (ACF) da taxa de ocupação dos leitos do PA

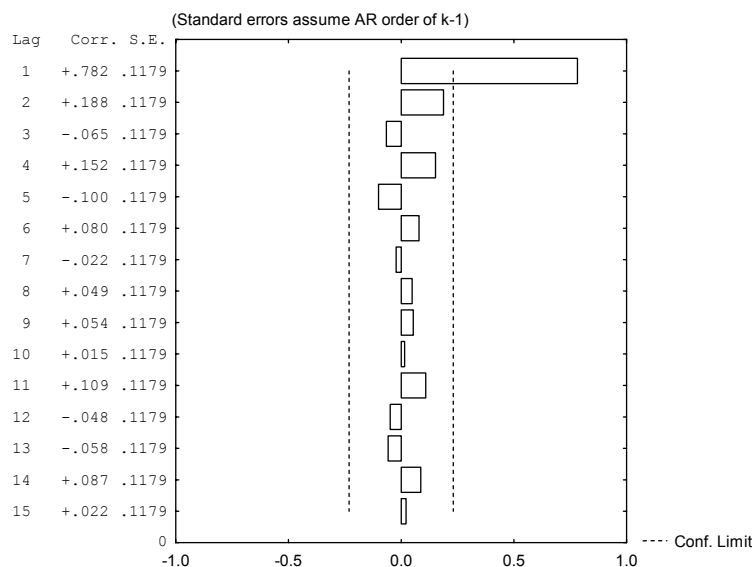


FIGURA 18 – Função de autocorrelação parcial (PACF) da taxa de ocupação do PA

Pela análise da série original, da ACF e PACF foram identificados dois possíveis modelos. Assim, foi utilizado o critério do menor valor de AIC = 789,20 e BIC = 791,46 para seleção do melhor modelo, o qual foi um ARIMA (1, 1, 0). Na Tabela 6 são apresentados os principais resultados, do modelo escolhido.

TABELA 6 – Principais resultados do modelo ARIMA (1, 1, 0) ajustado para a taxa de ocupação do pronto atendimento

Ordem	Parâmetros	Erro padrão	Limite inferior (95%)	Limite superior (95%)	p-valor
p(1)	-0,29	0,16	-0,52	-0,06	0,013696

O modelo pode ser escrito como: $\nabla^1 X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$. Substituindo os valores dos parâmetros estimados, tem-se:

$$\nabla^1 X_t = -0,29 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Após a identificação do modelo e a estimação dos parâmetros realizou-se a análise dos resíduos, a qual irá validar o modelo para utilização de gráficos de controle.

As Figuras 19 e 20 mostram, respectivamente, a normalidade dos resíduos e a ausência de correlação serial entre os mesmos, caracterizando-os como ruído branco.

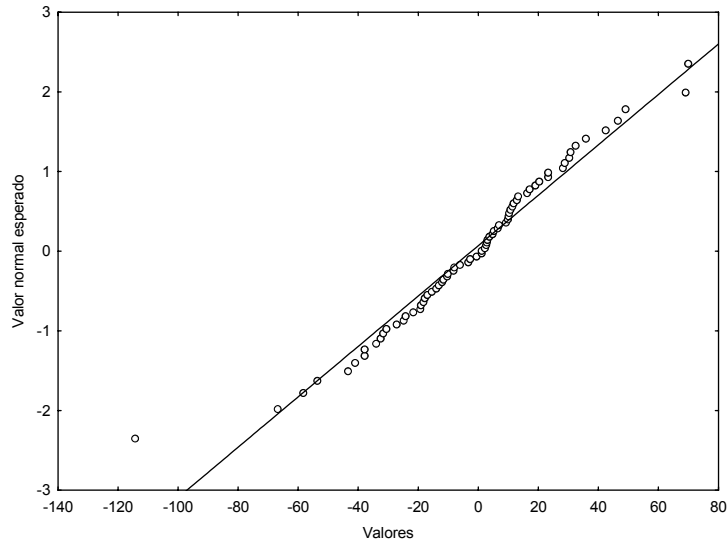


FIGURA 19 - Gráfico de normalidade dos resíduos para o modelo ARIMA (1, 1, 0)

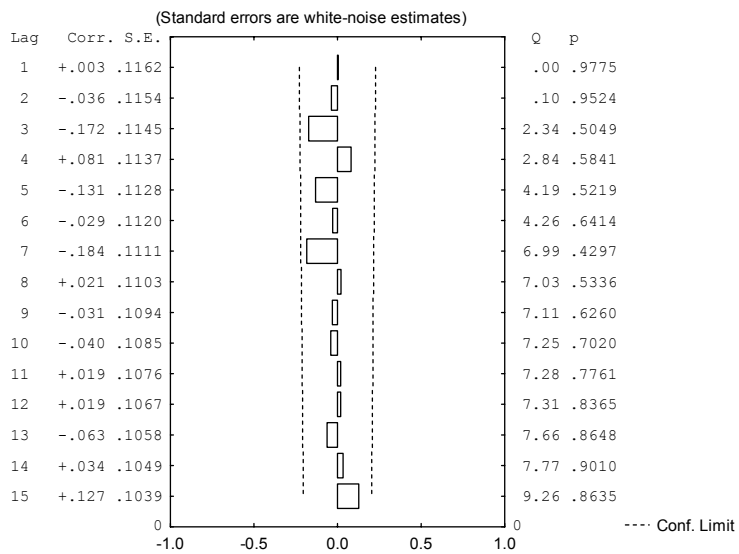


FIGURA 20 – Função de autocorrelação dos resíduos para o modelo ARIMA (1, 1, 0)

Confirmadas as pressuposições teóricas, a seguir apresentam-se os gráficos de controle X e R, para os resíduos do modelo da taxa de ocupação do pronto atendimento ARIMA (1, 1, 0).

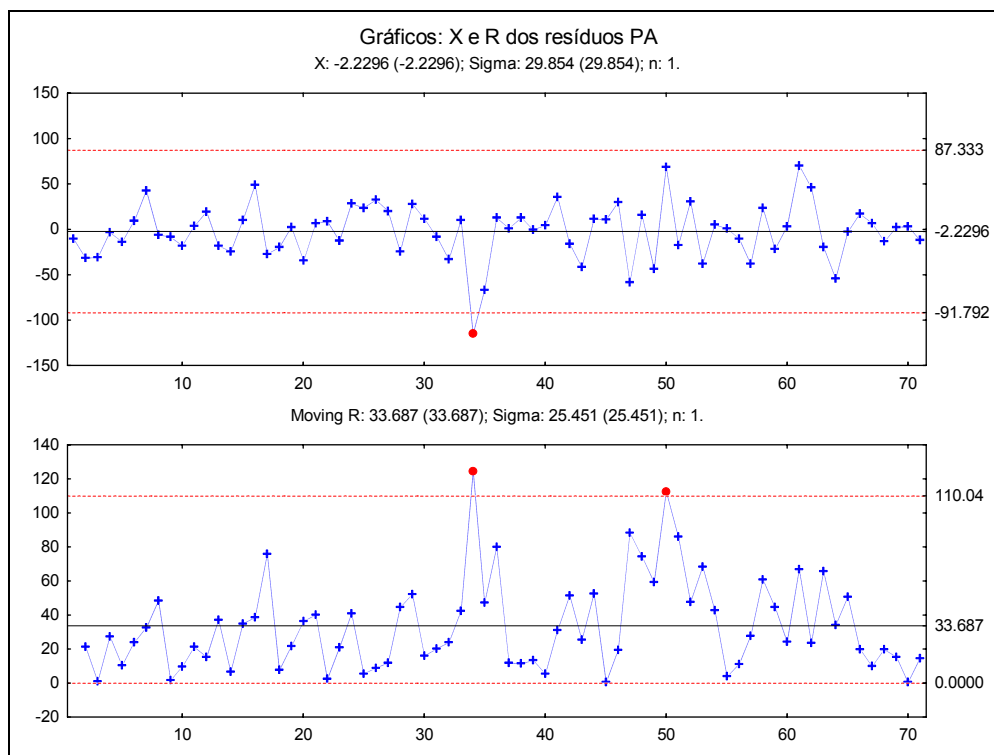


FIGURA 21 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação do PA

A análise da Figura 21 revela um ponto indicando causa especial de variação. Retirando esse ponto, não se observou mais nenhuma causa especial de variação para medidas individuais e um ponto apenas para o gráfico de amplitude móvel, conforme Figura 22.

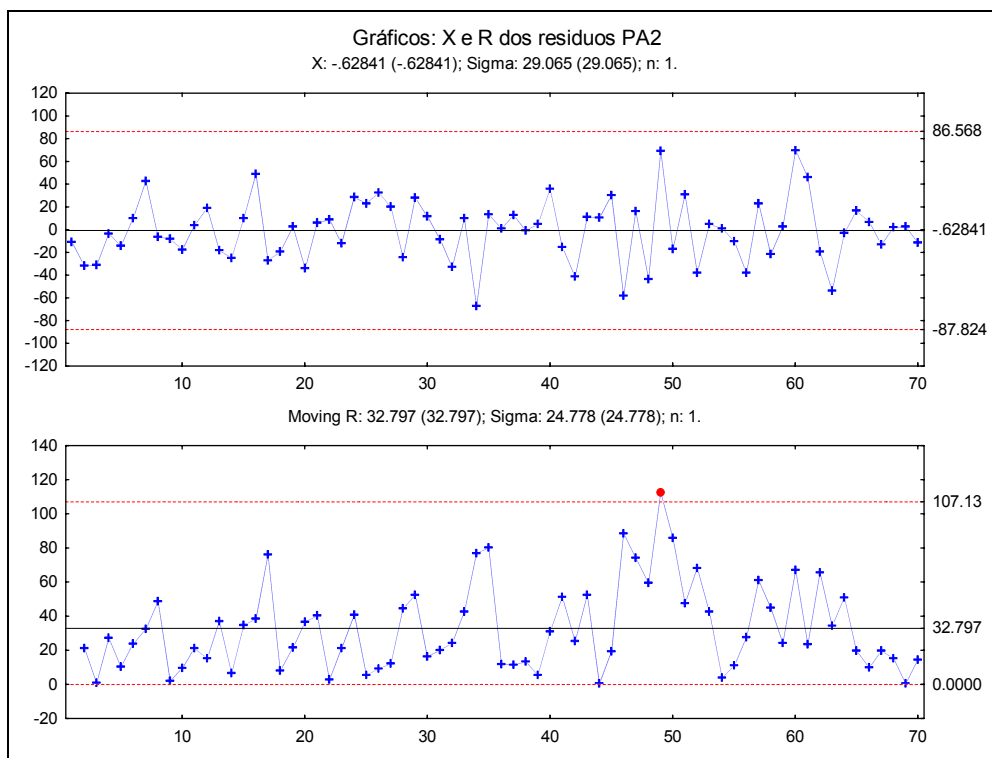


FIGURA 22 – Gráfico 2 de controle dos resíduos da taxa de ocupação do PA

Quanto à análise de padrões não se identificou nenhum padrão anormal de variação, indicando que o processo se manteve sob controle estatístico.

4.2.3 Taxa de ocupação da unidade psiquiátrica (UP)

Na Figura 23 apresenta-se a série da taxa de ocupação unidade psiquiátrica, na qual se observa que a ela não é estacionária em seu nível.

Nesse caso, a série será diferenciada para obtenção da estacionariedade pressuposta na metodologia de Box e Jenkins.

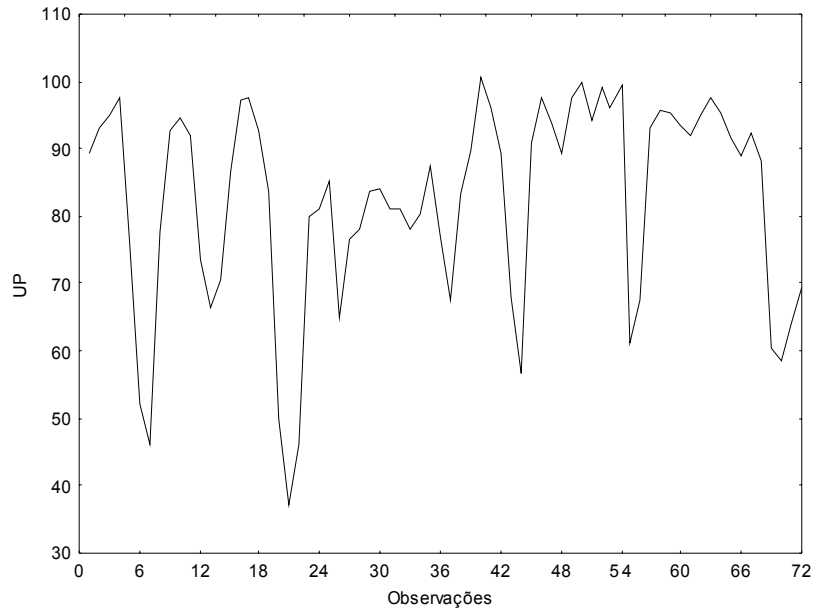


FIGURA 23 – Taxa de ocupação da unidade psiquiátrica, de 2000 a 2005 no HUSM

A aplicação direta de gráficos de controle não é adequada nesse caso. Estas afirmações são confirmadas pela análise das funções de autocorrelações e autocorrelações parciais.

A Figura 24 mostra a série original e a série diferenciada ($d = 1$).

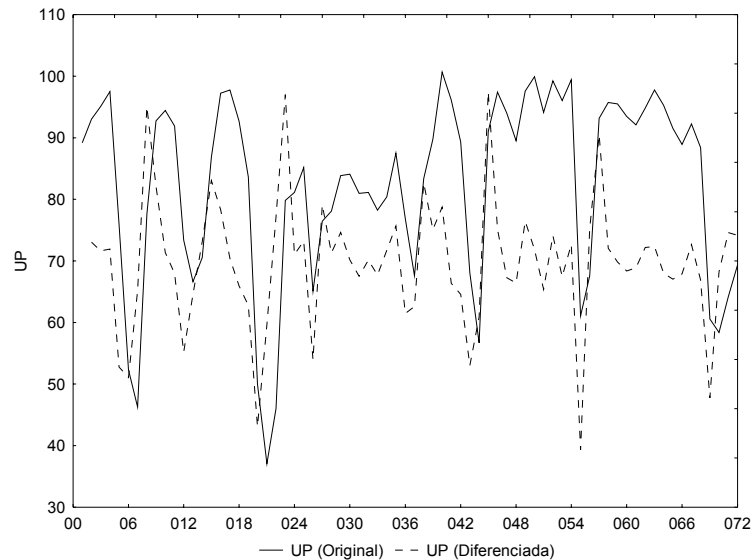


FIGURA 24 – Taxa de ocupação da unidade psiquiátrica, de 2000 a 2005 no HUSM – original e diferenciada

A partir da série com uma diferença, pode-se observar uma oscilação em torno de uma média constante, possibilitando o ajuste de um modelo ARIMA. A seguir são apresentados os gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial, respectivamente.

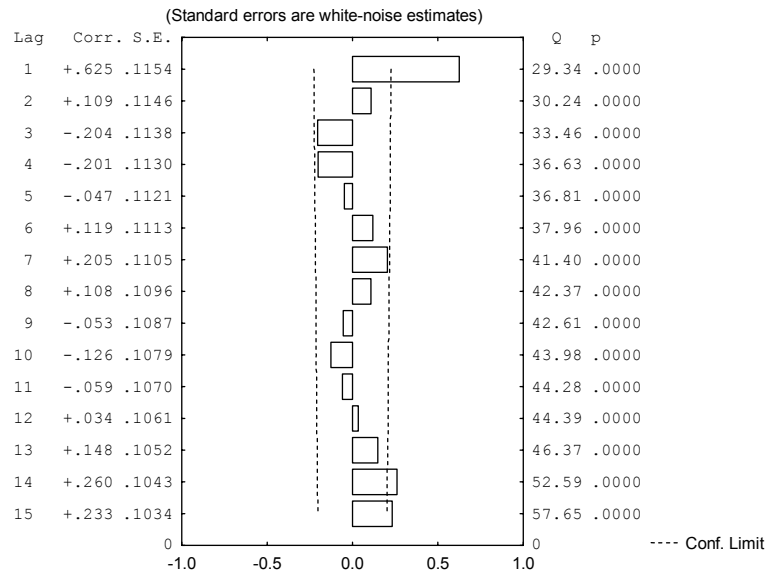


FIGURA 25 – Função de autocorrelação (ACF) da taxa de ocupação dos leitos da unidade psiquiátrica

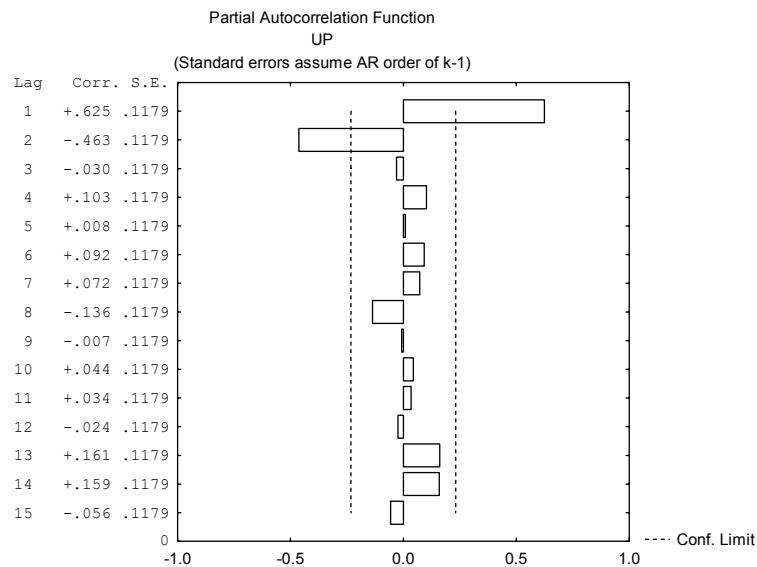


FIGURA 26 – Função de autocorrelação parcial (PACF) da taxa de ocupação dos leitos da unidade psiquiátrica

Pela análise da série original, da ACF e PACF foi identificado apenas um possível modelo, com AIC = 645,87 e BIC = 652,66, o qual foi um ARIMA (2, 1, 1). Na Tabela 7 são apresentados os principais resultados, do modelo escolhido.

TABELA 7 – Principais resultados do modelo ARIMA (2, 1, 1) ajustado para a taxa de ocupação da unidade psiquiátrica

Ordem	Parâmetros	Erro padrão	Limite inferior (95%)	Limite superior (95%)	p-valor
p(1)	0,89	0,12	0,65	1,14	0,000000
p(2)	-0,48	0,11	-0,71	-0,25	0,000076
q(1)	0,91	0,09	0,73	1,09	0,000000

O modelo pode ser escrito como: $\nabla^1 X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$. Substituindo os valores dos parâmetros estimados, tem-se:

$$\nabla^1 X_t = 0,89 X_{t-1} - 0,48 X_{t-2} + \varepsilon_t - 0,91 \varepsilon_{t-1}$$

Após a identificação do modelo e a estimação dos parâmetros realizou-se a análise dos resíduos, a qual irá validar o modelo para utilização de gráficos de controle.

As Figuras 27 e 28 mostram, respectivamente, a normalidade dos resíduos e a ausência de correlação serial entre os mesmos, caracterizando-os como ruído branco.

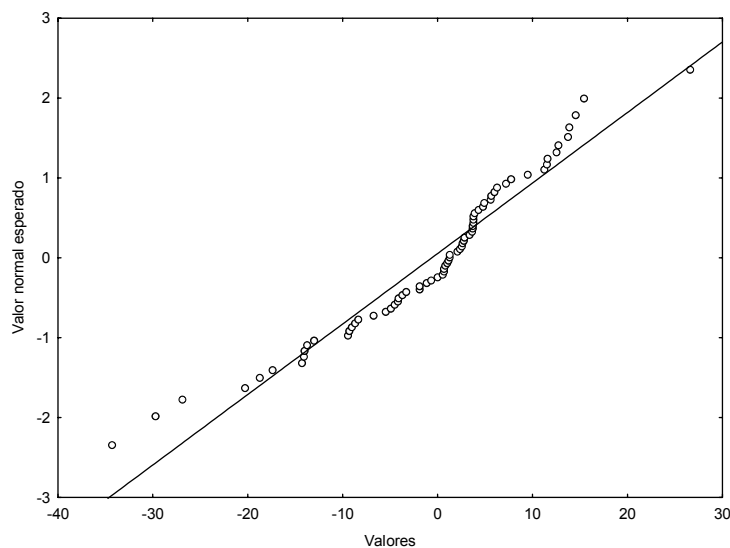


FIGURA 27 - Gráfico de normalidade dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1)

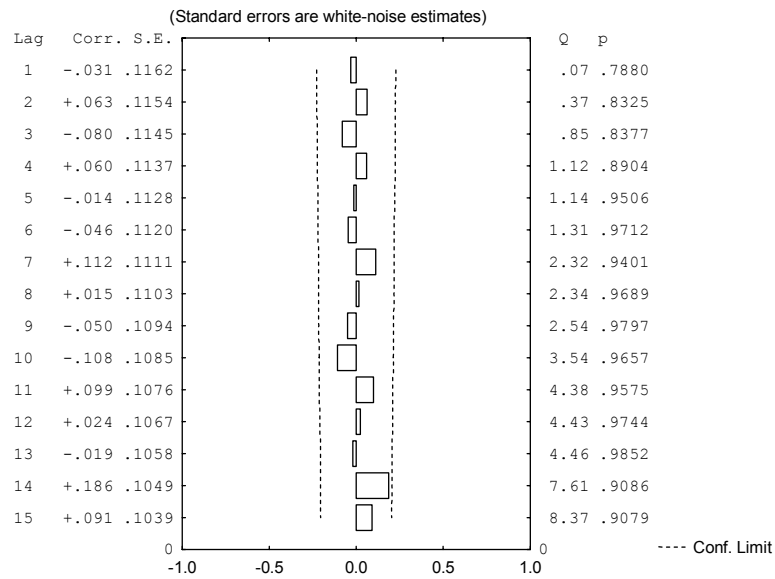


FIGURA 28 – Função de autocorrelação dos resíduos para o modelo ARIMA (2, 1, 1)

A seguir apresenta-se os gráficos de controle X e R para medidas individuais dos resíduos do modelo da taxa de ocupação da unidade psiquiátrica ARIMA (2, 1, 1).

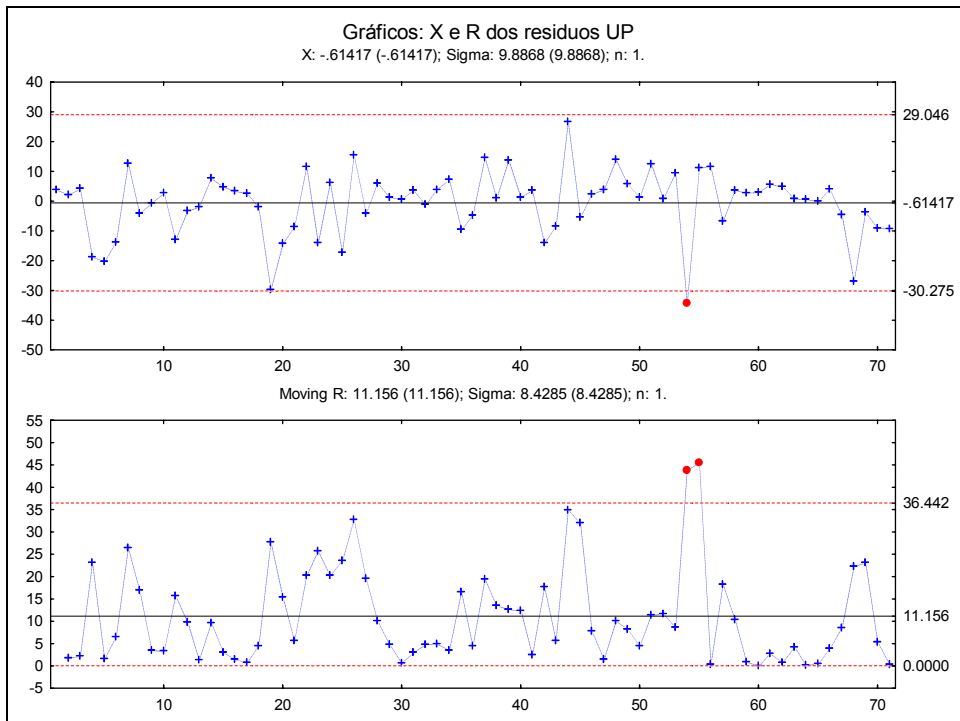


FIGURA 29 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação da unidade psiquiátrica

A análise da Figura 29 revela um ponto indicando causa especial de variação. Retirando esse ponto, se observou outros três pontos de causa especial de variação e um ponto apenas para o gráfico de amplitude móvel, conforme Figura 30.

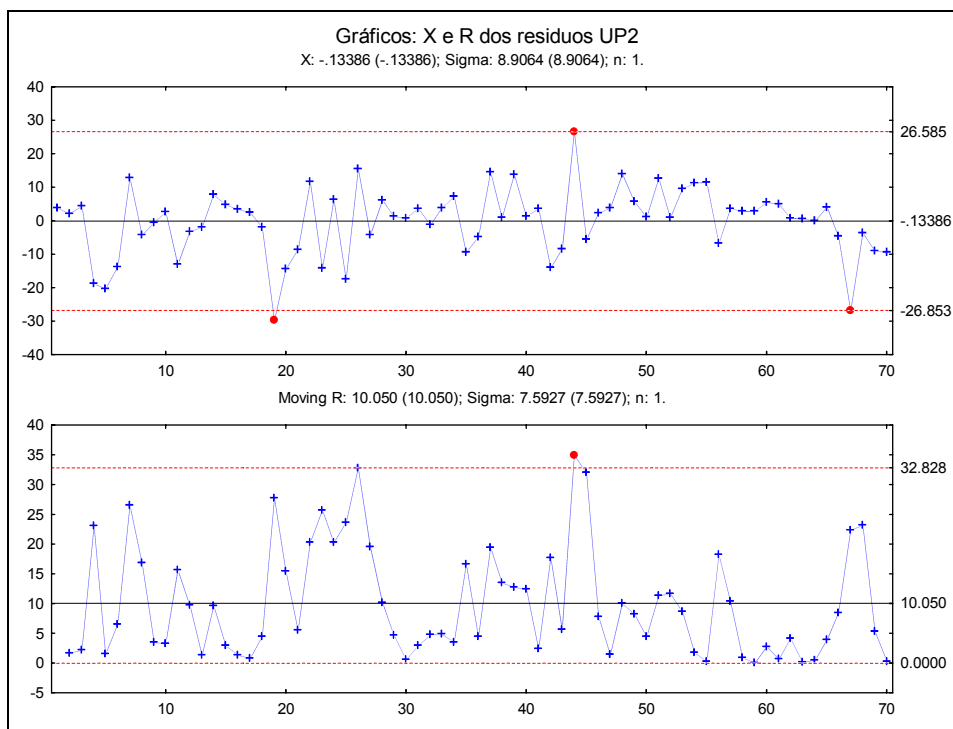


FIGURA 30 – Gráfico de controle dos resíduos da taxa de ocupação da UP

Em relação à capacidade do processo, verificou-se que, após desconsiderar-se o efeito da autocorrelação ele se manteve fora de controle, não sendo possível calcular os índices de capacidade e de performance.

Quanto à análise de padrões, de acordo com a Figura 1, identificaram-se padrões anormais de variação da observação 46 a 54 e da 57 a 65 (nove pontos consecutivos na faixa C); da 3 a 5 (3 pontos consecutivos na faixa A) e da 51 a 55 (cinco pontos consecutivos na faixa B), indicando a instabilidade do processo.

4.2.4 Taxa de ocupação UTI de recém-nascidos (UTI-RN)

Após a identificação da normalidade dos dados e ausência de autocorrelação serial procedeu-se a construção dos gráficos de controle.

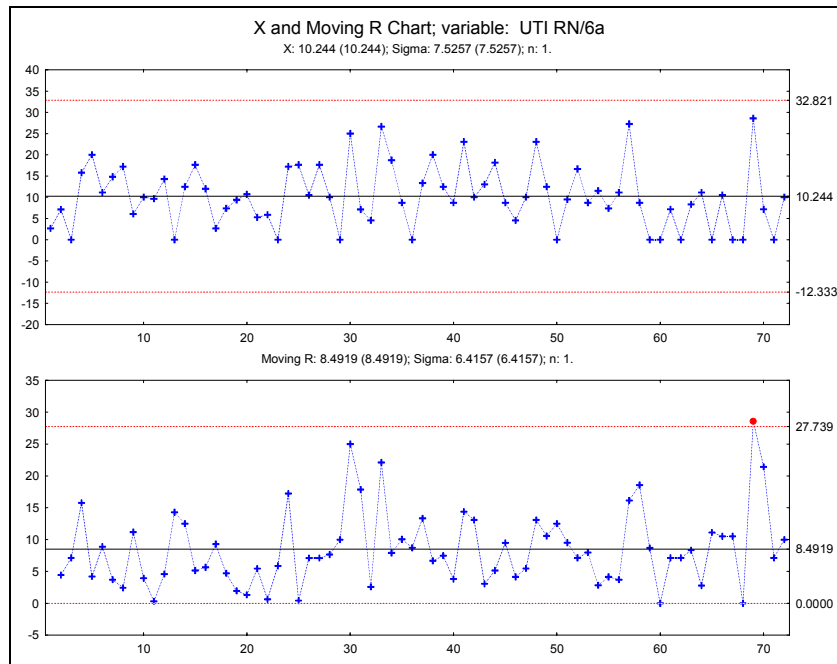


FIGURA 31 – Gráfico de controle da taxa de ocupação da UTI-RN

Analisando-se o gráfico para X, observa-se um processo sob controle estatístico e, no gráfico R, o limite superior foi ultrapassado em um ponto (observação nº 69). A análise de padrões especiais indicou que o processo está sob controle estatístico.

O gráfico CUSUM, apresentado na Figura 32, foi aplicado com o intuito de detectar desvios mais rapidamente do que os gráficos X e R.

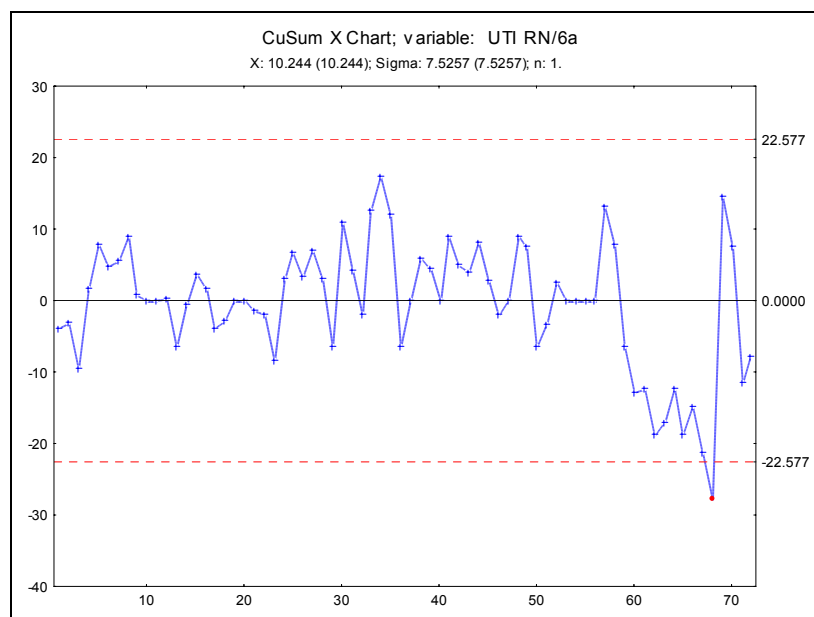


FIGURA 32 – Gráfico de controle CUSUM da taxa de ocupação da UTI-RN

Nesse caso, observa-se um ponto fora do limite de controle (observação 68). Comparando o sinal dado na observação 68, com o da observação 69 do gráfico R, verifica-se que o gráfico CUSUM detectou o desvio mais rapidamente. Considerando o gráfico X, esse sinal não foi detectado.

Numa análise em tempo real, poder-se-ia intervir no processo imediatamente, ou seja, assim que se detectasse uma mudança na declividade da curva no gráfico.

Analisando-se os gráficos EWMA, a seguir, observa-se que não foi detectado nenhum ponto fora dos limites.

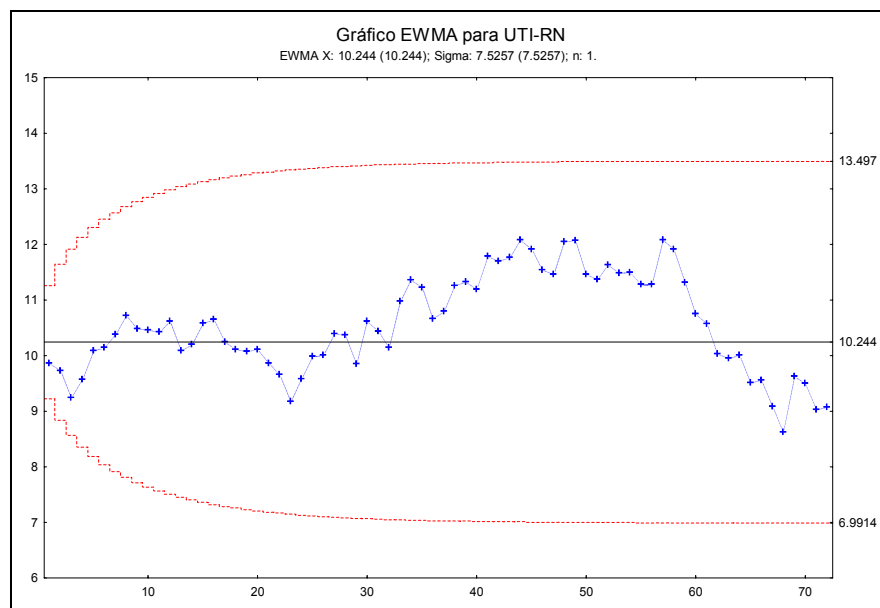


FIGURA 33 – Gráfico de controle EWMA da taxa de ocupação da UTI-RN ($L = 2,7$, $\lambda = 0,05$)

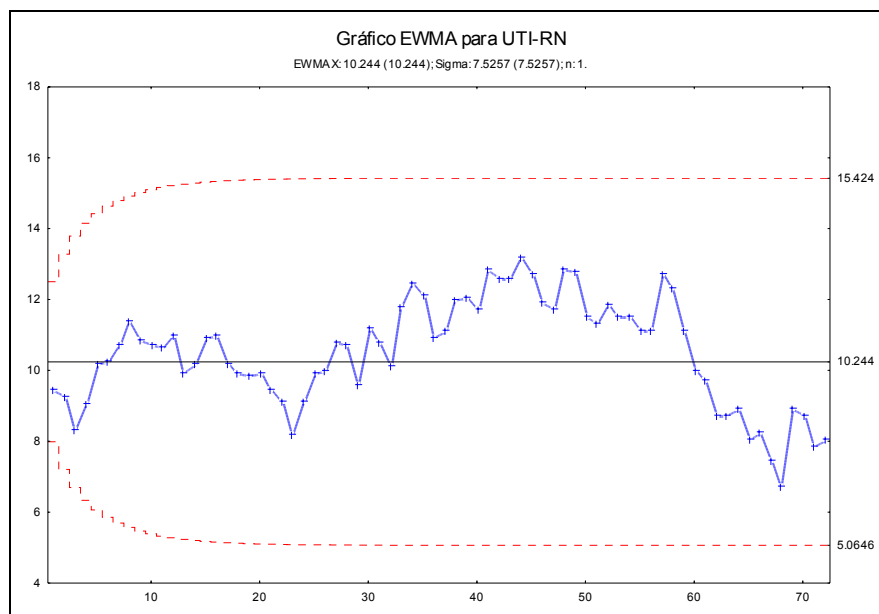


FIGURA 34 – Gráfico de controle EWMA da taxa de ocupação da UTI-RN ($L = 2,7$, $\lambda = 0,10$)

O gráfico CUSUM foi mais sensível na detecção de mudanças nas taxas de ocupação da UTI para os recém-nascidos.

4.2.5 Taxa de mortalidade institucional – diálise (TMI)

Inicialmente foram construídos os gráficos X e R, para medidas individuais, representado na Figuras 35, seguido do CUSUM e do EWMA.

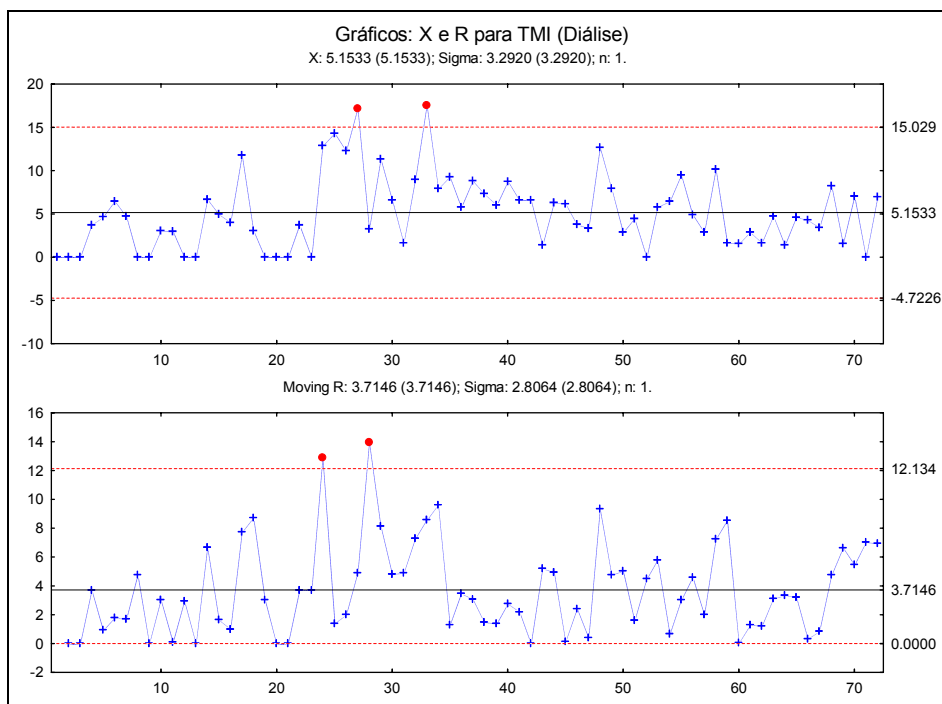


FIGURA 35 – Gráfico de controle da taxa de mortalidade institucional: diálise

Observando-se os gráficos X e R pode-se identificar duas observações fora dos limites. Retirando essas observações, ainda assim, o processo não permaneceu estável.

Além da análise gráfica, pelos resultados do *run test* encontrou-se 9 pontos consecutivos na faixa C nas observações de número 32 a 40 e 56 a 67; 3 pontos consecutivos na faixa A (23 a 25 e 26 a 28) e 5 pontos consecutivos na faixa B (19 a 23 e 24 a 28).

A seguir apresenta-se o gráfico de controle CUSUM para a taxa de mortalidade institucional (diálise).

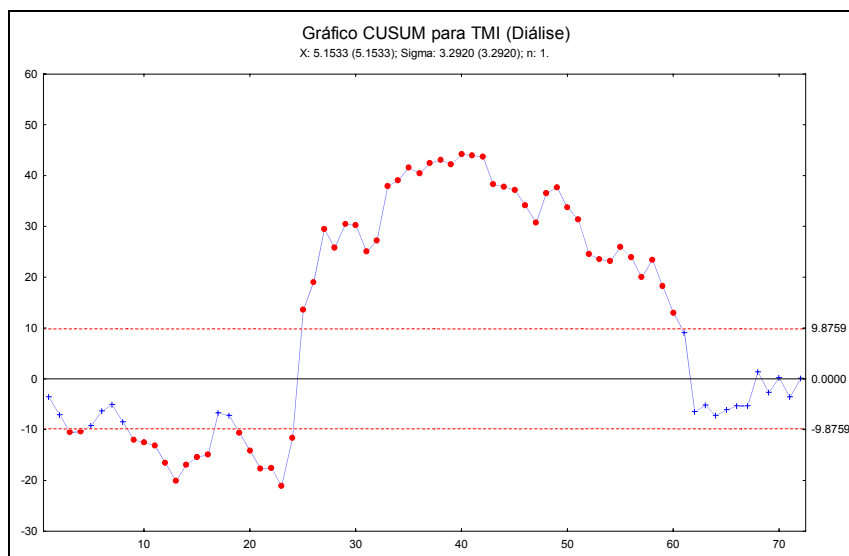


FIGURA 36 – Gráfico de controle CUSUM da taxa de mortalidade institucional: diálise

Verificaram-se muitos pontos fora dos limites, quando se analisou o gráfico CUSUM para a taxa de mortalidade institucional (diálise), apresentados na Figura 36.

O processo se manteve fora de controle praticamente durante todo o período analisado, voltando a se estabilizar apenas no último ano analisado (2005).

A seguir apresenta-se o gráfico de controle EWMA ($\lambda = 0,05$ e $\lambda = 0,10$) para a taxa de mortalidade institucional (diálise).

A Figura 37 mostra que, apenas alguns pontos do início do período analisado excederam os limites de controle, quando a constante de ponderação foi 0,05.

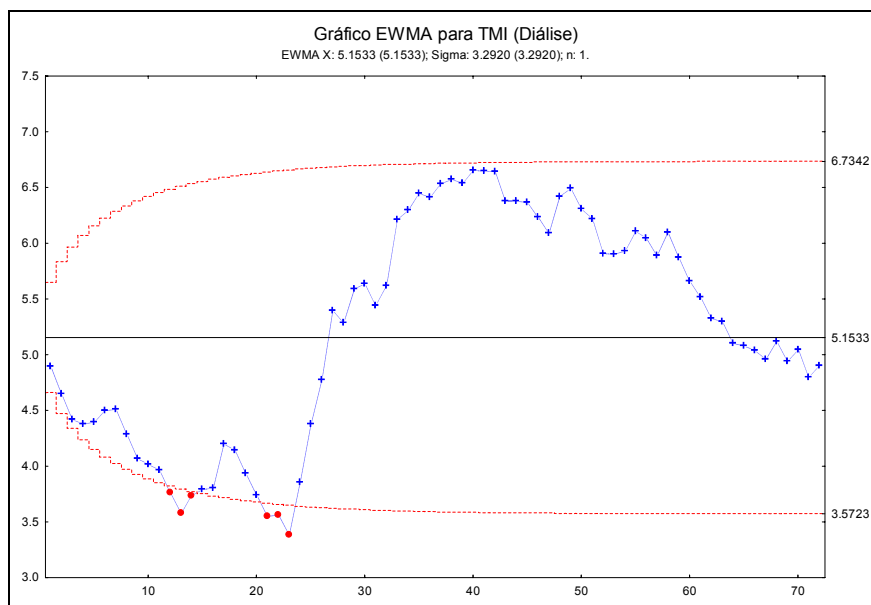


FIGURA 37 – Gráfico de controle EWMA da taxa de mortalidade institucional: diálise ($L = 2,7$, $\lambda = 0,05$)

No caso em que se considerou $\lambda = 0,10$, o gráfico detecta mais alguns pontos fora dos limites, como se observa a seguir.

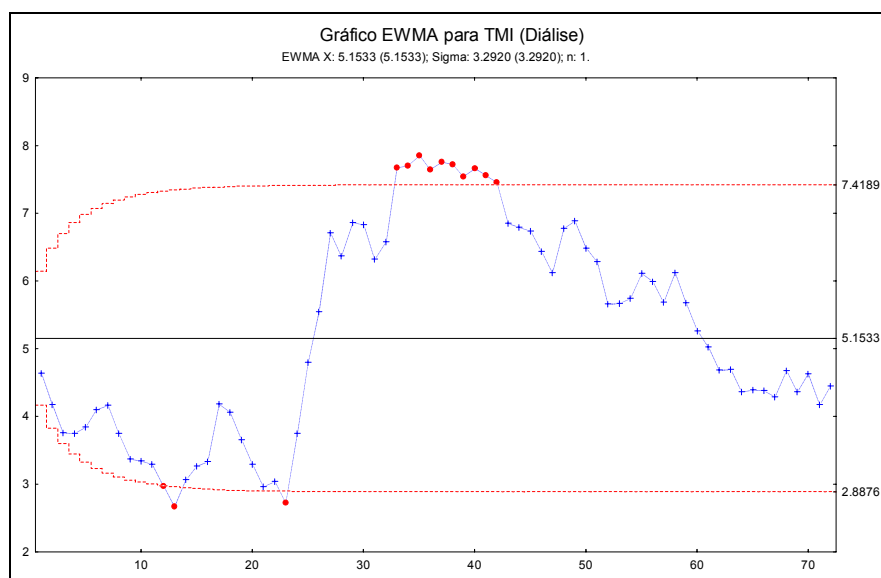


FIGURA 38 – Gráfico de controle EWMA da taxa de mortalidade institucional: diálise ($L = 2,7$, $\lambda = 0,10$)

Nesse caso, o gráfico CUSUM também foi mais eficiente na detecção precocemente pontos fora dos limites.

Comentários gerais do capítulo

Utilizando-se a metodologia de Box e Jenkins para séries temporais foi possível ajustar os modelos que melhor explicaram as séries: taxa de ocupação hospitalar, taxa de atendimento no pronto atendimento e taxa de ocupação da unidade pediátrica. Posteriormente, foi possível analisar essas variáveis, além da taxa de ocupação da UTI de recém-nascidos e procedimento de diálise, por meio da construção de gráficos de controle para observações individuais autocorrelacionadas ou não.

5 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

A elaboração desse trabalho desenvolve-se em várias etapas: a apresentação da metodologia específica de diversos tipos de gráficos de controle, o estabelecimento das semelhanças entre os conceitos da área da saúde com os do CEP, a modelagem de algumas séries obtidas junto ao Hospital Universitário de Santa Maria e a aplicação de alguns dos gráficos de controle abordados.

Com a aplicação da metodologia de Box e Jenkins para séries temporais e a construção de gráficos de controle, verifica-se que os métodos aqui apresentados e exemplificados constituem, seguramente, um importante suporte de orientação e apoio para os profissionais envolvidos no gerenciamento de processos na área da saúde.

Destaca-se também que, o fato de não considerar a autocorrelação nos dados quando se utiliza a metodologia de gráficos de controle pode ter as seguintes conseqüências:

- identificar causas especiais de variação quando na realidade elas não existem e o processo se encontra sob controle;
- considerar o processo sob controle estatístico, quando existem causas especiais de variação presentes no processo;
- estimar incorretamente os parâmetros do processo;
- classificar incorretamente o processo em relação à capacidade do mesmo;
- investigar as causas de problemas que não existem, levando ao desperdício de recursos e tempo.

Além disso, os gráficos X e R propiciam uma implementação mais simples, mas são ineficientes para detectar pequenos desvios e insensíveis para emitir sinal de alerta preventivo. Por outro lado os gráficos EWMA e, especialmente, os gráficos CUSUM são mais eficientes para detectar pequenos desvios e, em tempo real, emitem sinais de alerta precoces mais rapidamente que os demais.

Entretanto, superadas as dificuldades de treinamento dos profissionais envolvidos e da implementação computacional de outros tipos de gráficos, os benefícios seriam significativos, devido ao grande número de variáveis que poderiam ser controladas num ambiente hospitalar ou em qualquer outro setor de saúde.

Nessa pesquisa, observa-se que existe autocorrelação serial e grande variabilidade na maioria das séries estudadas, o que dificultaria a implementação de gráficos mais simples.

São identificados vários pontos fora dos limites de controle para a taxa de ocupação do hospital geral e para a taxa de mortalidade institucional por diálise. As taxas de ocupação do pronto atendimento, da unidade psiquiátrica e da UTI de recém-nascidos são as que se mostraram mais estáveis.

Espera-se que esse trabalho possa colaborar, significativamente, na melhoria dos processos que envolvem a área da saúde, o qual tem se mostrado muito problemático nos últimos anos. Deve-se ressaltar que qualquer intervenção no sentido de melhorar a saúde das pessoas é de extrema importância, devido à repercussão que isso trará para os beneficiados em outros setores, como o pessoal, o familiar e no âmbito profissional.

Para pesquisas futuras sugere-se: aplicar os gráficos CUSUM uni e multivariado no controle de infecção hospitalar; avaliar os resultados para outros tipos de gráficos de controle e indicadores de saúde; ampliar a pesquisa para outros estabelecimentos de saúde de Santa Maria e região, além de divulgar a aplicabilidade dessas metodologias com intuito de simplificar sua implementação, promovendo palestras nos hospitais.

6 BIBLIOGRAFIA

ALMEIDA, D.T. **Otimização do controle e análise dos parâmetros de um processo produtivo**. 90p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal de Santa Maria, 1984.

ARANTES, A.; CARVALHO, E.S.; MEDEIROS, E.A.S.; FARHAT, C.K.; MANTESE, O.C. Uso de diagramas de controle na vigilância epidemiológica das infecções hospitalares. **Revista de Saúde Pública**, v.37, n.6, p.768-774, 2003.

ARAÚJO, A.A. **Controle de qualidade em Epidemiologia: aplicação de gráficos de controle para medidas individuais no controle de infecção hospitalar**. 131p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Métodos Quantitativos) – Universidade de Brasília, Brasília, 2000.

APM/CRM-SP - ASSOCIAÇÃO PAULISTA DE MEDICINA e CONSELHO REGIONAL DE MEDICINA DO ESTADO DE SÃO PAULO. **Programa de Avaliação e Controle da Qualidade do Atendimento Médico-Hospitalar, São Paulo, 1992**. Informativo CQH. (CQH- Informativo, ano I, nº 3, julho 1992).

BARBUJANI, G.; CALZOLARI, E. Comparison of two statistical techniques for the surveillance of births defects trough a Monte Carlo simulation. **Statistics in Medicine**, v.3, p.239-247, 1984.

BARNARD, G.A. Control charts and stochastic processes. **Journal of the Royal Statistical Society (B)**, v.21, p.239, 1959.

BENNEYAN, J.C. Statistical quality control methods in infection control and hospital epidemiology - Part II: chart use, statistics properties, and research issues. **Infection Control and Hospital Epidemiology**, v.19, n.4, p.265-283, 1998.

BENNEYAN, J.C. Number-between g-type statistical quality control charts for monitoring adverse events. **Health Care Management Science**, v.4, p.305-318, 2001.

BENNEYAN, J.C. Statistical quality control methods in infection control and hospital epidemiology - Part I: introduction and basic theory. **Infection Control and Hospital Epidemiology**, v.19, n.4, p.194-214, 1998.

BERTHOUEX, T.M.; HUNTER, W.G.; PALLESEN, L. Monitoring sewage treatment plants: some quality control aspects. **Journal of Quality Technology**, v.10, 1978.

BJERKEDAL, T.; BAKKETEIG, L. Surveillance of malformations and other conditions of newborn. **International Journal of Epidemiology**, n.4, p.31-36, 1975.

BLUMENFELD, S.N. Quality assurance in transition. **Papua New Guinea Medical Journal**, v.36, n.2, p.81-89, 1993.

BOX, G.E.P., JENKINS, G.M. **Time series analysis**. San Francisco: Holden-Day, 1976.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M.; REINSEL, G.C. **Time series analysis-forecasting and control**, New Jersey: Prentice-Hall, 1994.

BOWKER, A.H.; LIEBERMAN, G.J. **Engineering statistics**, 2nd ed., New Jersey: Prentice-Hall, 1972. 641p.

BROOKMEYER, R; STROUP, D.F. **Monitoring the health of populations: statistical principles e methods for public health surveillance**. New York: Oxford University press; 2004.

BRUCE, J. Fundamental elements of the quality of care: A simple framework. **Studies in Family Planning**, v.21, n.2, p.61-91, 1990.

BUCHANAN, F.D.; BATALDEN, P.E. Knowledge for improvement: Initiating continual improvement at the Hospital Corporation of America. In: Goldfield, N. and Nash, D.H., eds. Providing quality care: Future challenges. 2nd ed. **Ann Arbor, Michigan, Health Administration Press**. 1995, p.99-114.

BURNS, C.M.; BENNETT, C.J.; MYERS, C.T.; WARD, M. The use of CUSUM analysis in the early detection and management oh hospital bed occupancy crises. **The Medical Journal of Australia**, v.183, n.6, p.291-294, 2005.

COSTA, A.J.L. **Revisão das Técnicas Estatísticas propostas na Literatura para Detecção de Epidemias de Doenças Infecciosas**. 95p. Dissertação (Mestrado em Saúde Coletiva) - Universidade do Estado do Rio de Janeiro, 1995.

CROWDER, S.V. Average runs lenghts of exponentially weighted moving average control charts. **Journal of Quality Technology**, v.19, p.161-164, 1987.

CULLEN, J.R.; CHITPRAROP, U.; DOBERSTYN, E.B.; SOMEBATWATTANANGKUL, K. An epidemiological early warning system for malaria control in northern Thailand. **Bulletin of the World Health Organization**, v.62, n.1, p.107-114, 1984.

CUSTÓDIO, C.A. **Gráficos de Controle CUSUM: um enfoque dinâmico para a análise estatística de processos**. 134p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2003.

DIPRETE, B.L.; FRANCO, L.M.; RAFEH, N.; HATZELL, T. **Quality assurance of health care in developing countries**. Bethesda, Maryland, Quality Assurance Project, Center for Human Services. 1993, 27p.

DONABEDIAN, A. The definition of quality: A conceptual exploration. in: Explorations in quality assessment and monitoring: The definition of quality and approaches to its assessment. v.1. **Ann Arbor, Michigan, Health Administration Press**. 1980, p.3-28.

DUNCAN, A.J. **Quality control and industrial statistics**, 4th ed. Homewood: Irwin Inc., 1974.

EDWARDS, R. W. Internal analytical quality control using the CUSUM chart and truncated. V- Mask procedures. **Annals of Clinical Biochemistry**, v.17, p.205-211, 1980.

ERMER, D.S. A control chart for dependent data. **ASQC 34th Annual Technical Conference Transactions**. Atlanta, Georgia, 1980.

EWAN, W.D. When and how to use CUSUM charts. **Technometrics**, v.5, n.1, p.1-32, 1963.

FARRINGTON, P.A.N. **Outbreak detections: application to infectious disease surveillance**. In: BROOKMEYER, R; STROUP, D.F. Monitoring the health of populations: statistical principles e methods for public health surveillance. New York: Oxford University press; 2004. p.203-230.

FORD MOTOR COMPANY LTDA. **Continuous process control and process capability improvement, statistical methods**. Office, Operations Support, 1985.

GOEL, A.L., WU, S.M. Determination of ARL and a contour nomogram for CUSUM charts to control normal mean. **Technometrics**, n.13, p.221-230, 1971.

FREITAS, H.S.A, MERCHÁN-HAMANN, E. Aspectos epidemiológicos da meningite pelo *Haemophilus influenzae* no Distrito Federal, Brasil, antes da introdução da vacina conjugada. **Revista do Sistema Único de Saúde do Brasil**, v.13, n.1, p.25-34, 2004.

HILL, G.B.; SPICER, C.R.;WEATHERALL, J.C. The computer surveillance of congenital malformations. **British Medical Bulletin**, n.24, p.215-218, 1968.

HUBER, D. **Proposed approach for medical quality of care in family planning/reproductive health services supported by Pathfinder International**. 1994, 111p.

HULL, V.J. Improving quality of care in family planning: How far have we come? **Jakarta, Indonesia, Population Council**, 1996. (South and East Asia Regional Working Papers N° 5).

HUNTER, J.S. The exponentially weighted moving average. **Journal of Quality Technology**, v.18, p.203-210, 1986.

JOHNSON, N.L. A simple theoretical approach to cumulative sum control charts. **Journal of the American Statistical Association**, v.56, p.835-840, 1961.

JURAN, J.M. **Quality control handbook**. New York: Mc Graw-Hill, 1962.

JOHNSON, N.L.; LEONE, F.C. Cumulative sum control charts - Mathematical Principles Applied to Their Construction and Use. **Industrial Quality Control**, v.18, Part I p.15-21, Part II p.22-28, Part III p.29-36, 1962.

KAMINSKY, F.; DAVIS, R.; BURKE, R. Statistical control charts based on a geometric distribution. **Journal of Quality Technology**, v.24, n.2, p.63-69, 1992.

KANE, V.E. Process capability indices. **Journal of Quality Technology**, v.18, p.41-52, 1986.

KEMP, K.W.; NIX, A.B.J.; WILSON, D.W.; GRIFFINS, K., Internal quality control of radioimmunoassay. **Journal of Endocrinology**, v.76, p.203-210, 1978.

KRITCHEVSKY, S.B.; SIMMONS, B.P. Continuous quality improvement: Concepts and applications for physician care. **Journal of the American Medical Association**, v.255, n.13, p.1817-1823, 1991.

LAURENTI, R.; MELLO-JORGE, M.H.P.; LEBRÃO, M.L.; GOTLIEB, S.L.D. **Estatísticas de saúde**. 2ª. ed. São Paulo. E.P.U., 1987.

LEVEY, S.; JENNINGS, E.R. The use of control charts in the clinical laboratories. **American Journal of Clinical Pathology**, n.20, p.1059-1066, 1950.

LEVIN, B.; KLINE, J. The CUSUM test of homogeneity with an application in spontaneous abortion epidemiology. **Statistics in Medicine**, v.4, p.:469-488, 1985.

LIAO, W.S.; WU, S.M.; ERMER, D.S. A time series approach to quality assurance. **Inspection and Quality Control in Manufacturing Systems**, v.5, ASME, 1982.

LUCAS, M.J. A modified V-mask control scheme. **Technometrics**, v.15, n.4, p.833-847, 1973.

LUCAS, M.J.; SACCUCCI, M.S. Exponentially weighted moving average control schemes: properties and enhancements. **Technometrics**, v.32, n.1, p.1-12, 1990.

MADDALA, G.S. **Introduction to econometrics**. 2. ed. New Jersey: Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs, 1992. 631 p.

MARTONE, W.J.; GAYNES, R.P.; HORAN, T.C.; EMORI, T.G.; JARVIS, W.R.; BENNET, M.E. et al. Nosocomial infections rates for interhospital comparison: limitations and possible solutions. **Infection Control Hospital and Epidemiology**, v.12, p.609-621, 1991.

McGUICKIN, M.B.; ABRUTYN, E. A surveillance method for early detection of nosocomial outbreaks. **American Journal of Infectology Control**, v.7, p.18-21, 1979.

MELLO-JORGE, M.H.P.; GOTLIEB, S.L.D.; SOBOLL, M.L.M.S.; BALDIJÃO, M.F.A.; LATORRE, M.R.D. **O sistema de informação sobre nascidos vivos - SINASC**. São Paulo, Centro da OMS para Classificação de Doenças em Português (Centro Brasileiro de Classificação de Doenças), 1992. (MS/USP/OPAS-OMS - Série Divulgação, nº 7).

McGLYNN, E.A. Quality assessment of reproductive health services. **Western Journal of Medicine**, v.163, 3 Suppl., p.19-27, 1995.

MONTGOMERY, D.C. **Statistical quality control**. New York: Wiley, 1985. 520p.

MONTGOMERY, D.C. **Introduction to statistical quality control**. 3rd ed. New York: John Wiley e Sons Inc., 1997. 677p.

MONTGOMERY, D.C. **Introduction to statistical quality control**. 4th Edition, New York: John Wiley e Sons Inc., 2000. 796p.

MORTON, A. **Methods for hospital epidemiology and healthcare quality improvement: control charts – Part 1**. Disponível em: <<http://www.eicat.com/CHAPTER4.PDF>>. Acesso em: 15 out. 2005.

NELSON, L.S. The Shewhart control chart-tests for special causes. **Journal of Quality Technology**, v.16, n.4, p.237-239, 1984.

NEWBRANDER, W.; ROSENTHAL, G. **Quality of care issues in health sector reform**. In: Private health sector growth in Asia: Issues and implications. Chichester, England, John Wiley and Sons. 1997, p.177-195.

PAGE, E.S. Continuous Inspection Schemes. **Biometrika**, v.41, p.100-115, 1954.

PETENATE, A.J. **Controle estatístico de processo**. ABEQ - Associação Brasileira de Engenharia Química, São Paulo, [19__].

RAUBERTAS, R.F. An analysis of disease surveillance data that uses the geographic locations of the reporting units. **Statistics in Medicine**, v.8, p.267-271, 1989.

REINKE, W.A. Applicability of industrial sampling techniques to epidemiologic investigations: examination of an underutilized resource. **American Journal of Epidemiology**, v.134, n.10, p.1222-1232, 1991.

RICH, W.H. The industrial "control-chart" applied to the study of epidemics. **Public Health Report**, n.61, p.1501-1511, 1946.

ROBERTS, S.W. Control chart tests based on geometric moving averages. **Technometrics**, v.1, p.239-250, 1959.

ROEMER, M.I.; MONTOYA-AGUILAR, C. **Quality assessment and assurance in primary health care**. Geneva, World Health Organization (WHO), 1988. (WHO Offset Publication n.105), 82 p.

ROSSI, G.; LAMPUGNANI, L.; MARCHI, M. An approximate CUSUM procedure for surveillance of health events. **Statistics in Medicine**, v.18, p.2111-2122, 1999.

ROYSTON, J.P.; ABRAMS, R.M. An objective method for detecting the shift in basal body temperature in women. **Biometrics**, v.36, p.217-224, 1980.

ROYSTON, J.P. Identifying the fertile phase of the human menstrual cycle. **Statistics in Medicine**, v.10, p.221-240, 1991.

ROWLANDS, R.J.; WILSON, D.W.; NIX, A.B.J.; KEMP, K.W.; GRIFFITHS, K. Advantages of the CUSUM techniques for quality control in clinical chemistry. **Clinica Chemica Acta**, v.108, p.393-397, 1980.

SANCHES, O. Princípios básicos de procedimentos estatísticos aplicados na análise de dados de vigilância em saúde pública: uma revisão. **Cadernos de Saúde Pública**, v.16, n.2, p.317-333, 2000.

SANTOS, M.O. **A Utilização da Técnica de Somas Cumulativas (CUSUM) na Análise de Dados de Vigilância em Saúde Pública**. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública), Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, 1997.

SELLICK, J.A. The use of statistical process control charts in hospital epidemiology. **Infection Control and Hospital Epidemiology**, v.14, n.11, p.649-656, 1993.

SERFLING, W. Analysis of the data of public health organization by the control chart method. **Journal of the American Statistical Association**, v.39, p.311-324, 1994.

SHEWHART, W.A. **Economic control of quality of manufactured product**. Princeton, NJ: D. Van-Nostrand Reinhold, 1931.

SIQUEIRA, L.G. P. **Controle estatístico do processo**. Série: Qualidade Brasil, São Paulo: Pioneira, 1997. 129p.

THOMPSON, S.G. A method of analysis of laboratory data in epidemiological study where time trends are present. **Statistics in Medicine**, v.2, p.147-153, 1983.

WEATHERALL, J.A.C.; HASKEY, J.C. Surveillance of malformations. **British Medical Bulletin**, n.32, p.39-40, 1976.

WERKEMA, M.C.C. **Ferramentas estatísticas básicas para o gerenciamento de processos**. Fundação Christiano Ottoni. Minas Gerais, v.2, 1995. 384p.

WESTGARD, J.O.; BARRY, P.L., HUNT, M.R. A multiple rule Shewhart chart for quality control in clinical chemistry. **Clinical Chemistry**, v.27, p.493-501, 1981.

WESTGARD, J.O.; GROTH, T.; ARONSON, T.; VERDIER, C.H. Combined Shewhart-CUSUM control chart for improved quality control in clinical laboratory. **Clinical Chemistry**, n.23, p.1881-1887, 1997.

WILSON, D.W.; GRIFFITHS, K.; KEMP, K.W.; NIX, A.B.J.; ROWLANDS, R.J. Internal quality control of radioimmunoassay: Monitoring of error. **Journal of Endocrinology**, v.80, p.365-372, 1979.

WOODWARD, R.H.; GOLDSMITH, P.L. **Cumulative sum techniques**. London: Oliver e Boyd, 1964.

ANEXOS

ANEXO A – Fatores para o cálculo dos limites de controle (3σ) para os gráficos: \bar{X} , R e s

n	Gráfico para a Média			Gráfico para o Desvio Padrão						Gráfico para a Amplitude						
	Fatores para os Limites de Controle			Fatores para a Linha Central		Fatores para os Limites de Controle				Fatores para a Linha Central		Fatores para os Limites de Controle				
	A	A ₂	A ₃	c ₄	1/c ₄	B ₃	B ₄	B ₅	B ₆	d ₂	1/d ₂	d ₃	D ₁	D ₂	D ₃	D ₄
2	2,121	1,880	2,659	0,7979	1,2533	0	3,627	0	2,606	1,128	0,8865	0,953	0	3,686	0	3,267
3	1,732	1,023	1,954	0,8862	1,1284	0	2,568	0	2,276	1,693	0,5907	0,888	0	4,358	0	2,575
4	1,500	0,729	1,628	0,9213	1,0854	0	2,266	0	2,088	2,059	0,4857	0,880	0	4,698	0	2,282
5	1,342	0,577	1,427	0,9400	1,0638	0	2,089	0	1,964	2,326	0,4299	0,864	0	4,918	0	2,115
6	1,225	0,483	1,287	0,9515	1,0510	0,030	1,970	0,029	1,874	2,534	0,3946	0,848	0	5,078	0	2,004
7	1,134	0,419	1,182	0,9594	1,0423	0,118	1,882	0,113	1,806	2,704	0,3698	0,833	0,204	5,204	0,076	1,924
8	1,061	0,373	1,099	0,9650	1,0363	0,185	1,815	0,179	1,751	2,847	0,3512	0,820	0,388	5,306	0,136	1,864
9	1,000	0,337	1,032	0,9693	1,0317	0,239	1,761	0,232	1,707	2,970	0,3367	0,808	0,547	5,393	0,184	1,816
10	0,949	0,308	0,975	0,9727	1,0281	0,284	1,716	0,276	1,669	3,078	0,3249	0,797	0,687	5,469	0,223	1,777
11	0,905	0,285	0,927	0,9754	1,0252	0,321	1,679	0,313	1,637	3,173	0,3152	0,787	0,811	5,535	0,256	1,744
12	0,866	0,266	0,886	0,9776	1,0229	0,354	1,646	0,346	1,610	3,258	0,3069	0,778	0,922	5,594	0,283	1,717
13	0,832	0,249	0,850	0,9794	1,0210	0,382	1,618	0,374	1,585	3,336	0,2998	0,770	1,025	5,647	0,307	1,693
14	0,802	0,235	0,817	0,9810	1,0194	0,406	1,594	0,399	1,563	3,407	0,2935	0,763	1,118	5,696	0,328	1,672
15	0,775	0,223	0,789	0,9823	1,0180	0,428	1,572	0,421	1,544	3,472	0,2880	0,756	1,203	5,741	0,347	1,653
16	0,750	0,212	0,763	0,9835	1,0168	0,448	1,552	0,440	1,526	3,532	0,2831	0,750	1,282	5,782	0,363	1,637
17	0,728	0,203	0,739	0,9845	1,0157	0,466	1,534	0,458	1,511	3,588	0,2787	0,744	1,356	5,820	0,378	1,622
18	0,707	0,194	0,718	0,9854	1,0148	0,482	1,518	0,475	1,496	3,640	0,2747	0,739	1,424	5,856	0,391	1,608
19	0,688	0,187	0,698	0,9862	1,0140	0,497	1,503	0,490	1,483	3,689	0,2711	0,734	1,487	5,891	0,403	1,597
20	0,671	0,180	0,680	0,9869	1,0133	0,510	1,490	0,504	1,470	3,735	0,2677	0,729	1,549	5,921	0,415	1,585
21	0,655	0,173	0,663	0,9876	1,0126	0,523	1,477	0,516	1,459	3,778	0,2647	0,724	1,605	5,951	0,425	1,575
22	0,640	0,167	0,647	0,9882	1,0119	0,534	1,466	0,528	1,448	3,819	0,2618	0,720	1,659	5,979	0,434	1,566
23	0,626	0,162	0,633	0,9887	1,0114	0,545	1,455	0,539	1,438	3,858	0,2592	0,716	1,710	6,006	0,443	1,557
24	0,612	0,157	0,619	0,9892	1,0109	0,555	1,445	0,549	1,429	3,895	0,2567	0,712	1,759	6,031	0,451	1,548
25	0,600	0,153	0,606	0,9896	1,0105	0,565	1,435	0,559	1,420	3,931	0,2544	0,708	1,806	6,056	0,459	1,541

Fonte: Siqueira, Controle estatístico do processo, 1997.

Para $n > 25$

$$A = \frac{3}{\sqrt{n}}, A_3 = \frac{3}{c_4 \sqrt{n}}, c_4 \cong \frac{4(n-1)}{4n-3}, B_3 = 1 - \frac{3}{c_4 \sqrt{2(n-1)}}, B_4 = 1 + \frac{3}{c_4 \sqrt{2(n-1)}},$$

$$B_5 = c_4 - \frac{3}{\sqrt{2(n-1)}}, B_6 = c_4 + \frac{3}{\sqrt{2(n-1)}}$$

ANEXO B – Planilha das variáveis analisadas

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Ano	Mês	ID	Res.HG2	Res.HG	HG2	HG	Res.PA2	Res.PA	PA	Res.UP2	Res.UP	UP	UTI RN/6a	TMI Diálise
2000	Jan	1	-2.1600	-2.1600	93.63	95.79	-10.350	-10.350	254.03	3.8300	3.8300	89.19	2.7	0
2000	Fev	2	3.3199	3.3199	92.67	93.63	-31.647	-31.647	243.68	2.1270	2.1270	93.02	7.14	0
2000	Mar	3	-5.0179	-5.0179	87.22	96.73	-30.617	-30.617	215.05	4.3605	4.3605	95.08	0	0
2000	Abr	4	-4.5977	-4.5977	85.07	92.67	-3.303	-3.303	192.78	-18.7220	-18.7220	97.5	15.79	3.7
2000	Mai	5	-2.4724	-2.4724	91.14	87.22	-13.930	-13.930	195.97	-20.2843	-20.2843	75.97	20	4.65
2000	Jun	6	4.0087	4.0087	91.99	85.07	9.988	9.988	181.11	-13.7469	-13.7469	52.33	11.11	6.45
2000	Jul	7	-2.1219	-2.1219	92.17	91.14	42.615	42.615	195.43	12.7604	12.7604	46.29	14.81	4.76
2000	Ago	8	0.1286	0.1286	92.98	91.99	-5.993	-5.993	233.87	-4.1320	-4.1320	77.58	17.24	0
2000	Set	9	2.5508	2.5508	89.56	92.17	-7.974	-7.974	216.67	-0.6343	-0.6343	92.75	6.06	0
2000	Out	10	-1.4497	-1.4497	91.72	94.46	-17.633	-17.633	213.71	2.6852	2.6852	94.44	10	3.03
2000	Nov	11	-2.3903	-2.3903	88.54	92.98	3.821	3.821	196.94	-13.0014	-13.0014	91.92	9.68	2.94
2000	Dez	12	2.7291	2.7291	92.65	89.56	19.199	19.199	205.65	-3.2619	-3.2619	73.39	14.29	0
2001	Jan	13	-4.2508	-4.2508	92	91.72	-18.053	-18.053	222.31	-1.8897	-1.8897	66.61	0	0
2001	Fev	14	4.4363	4.4363	92.23	88.54	-24.629	-24.629	199.4	7.7945	7.7945	70.54	12.5	6.67
2001	Mar	15	-2.0122	-2.0122	92.67	92.65	10.367	10.367	181.45	4.7906	4.7906	86.85	17.65	5
2001	Abr	16	0.8087	0.8087	83.67	92	49.168	49.168	197.05	3.3925	3.3925	97.25	12	4
2001	Mai	17	0.6087	0.6087	85.52	92.23	-26.992	-26.992	241.67	2.5976	2.5976	97.74	2.7	11.76
2001	Jun	18	-8.8320	-8.8320	84.44	92.67	-18.982	-18.982	201.67	-1.8820	-1.8820	92.67	7.41	3.03
2001	Jul	19	-7.4329	-13.3727	86.07	83.67	2.706	2.706	194.35	-29.6833	-29.6833	83.63	9.38	0
2001	Ago	20	4.4745	-7.4329	88.3	69.09	-33.889	-33.889	199.19	-14.2502	-14.2502	50	10.71	0
2001	Set	21	5.3017	4.4745	86.9	62.63	6.469	6.469	163.89	-8.6573	-8.6573	37.08	5.26	0
2001	Out	22	6.0910	5.3017	87.78	72.63	9.236	9.236	180.65	11.6016	11.6016	46.05	5.88	3.7
2001	Nov	23	-9.0498	6.0910	87.71	85.52	-11.962	-11.962	185	-14.0709	-14.0709	79.83	0	0
2001	Dez	24	7.2504	-9.0498	86.02	94.89	28.943	28.943	171.77	6.2559	6.2559	81.13	17.24	12.9
2002	Jan	25	2.3826	7.2504	86.23	84.44	23.442	23.442	204.57	-17.3387	-17.3387	85.16	17.65	14.29
2002	Fev	26	-0.9028	2.3826	84.37	86.07	32.637	32.637	218.45	15.4459	15.4459	65.09	10.53	12.28
2002	Mar	27	2.2302	-0.9028	83.87	88.3	20.465	20.465	247.04	-4.0945	-4.0945	76.45	17.65	17.19
2002	Abr	28	0.3321	2.2302	80.08	86.9	-24.184	-24.184	259.17	6.0516	6.0516	78.08	10	3.23
2002	Mai	29	-1.0515	0.3321	77.25	87.78	28.249	28.249	231.45	1.3349	1.3349	83.87	0	11.36
2002	Jun	30	0.8360	-1.0515	88.73	87.71	11.902	11.902	267.78	0.7087	0.7087	84.08	25	6.56
2002	Jul	31	-2.0426	0.8360	89.783	86.02	-8.228	-8.228	269.09	3.6983	3.6983	80.97	7.14	1.67
2002	Ago	32	-0.3694	-2.0426	89.234	86.23	-32.430	-32.430	260.48	-1.1387	-1.1387	81.13	4.55	8.97
2002	Set	33	-4.3364	-0.3694	85.401	84.37	10.177	10.177	230.56	3.7687	3.7687	78.25	26.67	17.54
2002	Out	34	-3.0419	-4.3364	89.002	83.87	-66.762	4.309936	249.46	7.2316	7.2316	80.4	18.75	7.94
2002	Nov	35	10.1918	-3.0419	93.657	80.08	13.417	-66.762	129.64	-9.3708	-9.3708	87.5	8.7	9.23
2002	Dez	36	-2.1428	10.1918	91.153	77.25	1.289	13.417	97.81	-4.8689	-4.8689	76.85	0	5.75
2003	Jan	37	1.2332	-2.1428	91.814	88.73	12.992	1.289	120.51	14.5481	14.5481	67.58	13.3333	8.82353
2003	Fev	38	-2.0430	1.2332	93.167	89.78	-0.483	12.992	115.18	1.0248	1.0248	83.39	20	7.35294
2003	Mar	39	5.1321	-2.0430	88.776	89.23	4.959	-0.483	129.72	13.7469	13.7469	89.76	12.5	5.97015
2003	Abr	40	4.5400	5.1321	89.628	85.4	35.987	4.959	125	1.3117	1.3117	100.7	8.69565	8.75
2003	Mai	41	-0.2037	4.5400	91.379	89	-15.431	35.987	131.34	3.7232	3.7232	96.13	23.0769	6.57895
2003	Jun	42	-0.2614	-0.2037	89.253	94.19	-41.041	-15.431	165.48	-13.9537	-13.9537	89.33	10	6.55738
2003	Jul	43	2.4033	-0.2614	84.761	93.66	11.479	-41.041	140.09	-8.3250	-8.3250	68.06	13.0435	1.36986

ANEXO B – Planilha das variáveis analisadas (continuação)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Ano	Mês	ID	Res.HG2	Res.HG	HG2	HG	Res.PA2	Res.PA	PA	Res.UP2	Res.UP	UP	UTI RN/6a	TMI (Diálise)
2003	Ago	44	1.6588	2.4033	79.47	91.15	10.726	11.479	106.5	26.6566	26.6566	56.7	18.1818	6.3291139
2003	Set	45	-4.0513	1.6588	78.2	91.81	30.369	10.726	127.7	-5.4477	-5.4477	91	8.69565	6.1728395
2003	Out	46	2.0604	-4.0513	78.06	93.17	-58.139	30.369	132.3	2.3531	2.3531	97.4	4.54545	3.75
2003	Nov	47	3.4197	2.0604	79.25	88.78	16.295	-58.139	161.3	3.8237	3.8237	94	10	3.3333333
2003	Dez	48	-3.2186	3.4197	80.26	89.63	-43.279	16.295	94.7	13.9364	13.9364	89.5	23.0769	12.676056
2004	Jan	49	4.4324	-3.2186	82.83	93.87	69.144	-43.279	130.4	5.6851	5.6851	97.6	12.5	7.8947368
2004	Fev	50	-5.5494	4.4324	79.2	91.38	-16.918	69.144	76.72	1.1860	1.1860	99.9	0	2.8571429
2004	Mar	51	-2.9915	-5.5494	77.44	94.52	30.767	-16.918	161.5	12.5469	12.5469	94.1	9.52381	4.4776119
2004	Abr	52	-5.6769	-2.9915		89.25	-37.660	30.767	119.9	0.8715	0.8715	99.3	16.6667	0
2004	Mai	53	-2.7002	-5.6769		84.76	5.243	-37.660	162.8	9.5088	9.5088	96	8.69565	5.7692308
2004	Jun	54	-3.0637	-2.7002		79.47	1.300	5.243	112.6	11.2609	-34.2357	99.4	11.5385	6.4516129
2004	Jul	55	-1.4660	-3.0637		78.2	-10.020	1.300	132.5	11.5583	11.2609	61	7.40741	9.4594595
2004	Ago	56	-1.1706	-1.4660		78.06	-37.724	-10.020	128	-6.6757	11.5583	67.6	11.1111	4.8780488
2004	Set	57	1.2846	-1.1706		79.25	23.379	-37.724	119.3	3.6890	-6.6757	93.2	27.2727	2.8985507
2004	Out	58	-8.2843	1.2846		80.26	-21.526	23.379	84.1	2.7749	3.6890	95.7	8.69565	10.126582
2004	Nov	59	4.8704	-8.2843		82.83	2.962	-21.526	117.7	2.8802	2.7749	95.5	0	1.6129032
2004	Dez	60	-4.1173	4.8704		75.4	70.049	2.962	86.41	5.6157	2.8802	93.5	0	1.5625
2005	Jan	61	-0.6357	-4.1173		79.2	46.535	70.049	98.5	4.9401	5.6157	92.1	7.14286	2.8571429
2005	Fev	62	-1.3795	-0.6357		77.44	-19.253	46.535	165	0.7255	4.9401	94.8	0	1.6393443
2005	Mar	63	-0.4167	-1.3795		76.97	-53.565	-19.253	192.2	0.5831	0.7255	97.7	8.33333	4.7619048
2005	Abr	64	-0.5679	-0.4167		76.34	-2.662	-53.565	165	0.0525	0.5831	95.3	11.1111	1.4285714
2005	Mai	65	-0.8095	-0.5679		76.59	17.113	-2.662	119.4	3.9460	0.0525	91.5	0	4.6153846
2005	Jun	66	0.2420	-0.8095		76.78	6.964	17.113	130	-4.5186	3.9460	88.9	10.5263	4.2857143
2005	Jul	67	-2.3031	0.2420		76.47	-13.074	6.964	144	-26.8555	-4.5186	92.3	0	3.4482759
2005	Ago	68	0.8302	-2.3031		76.99	2.369	-13.074	146.9	-3.6784	-26.8555	88.4	0	8.1967213
2005	Set	69	-1.5783	0.8302		75.06	3.067	2.369	133	-8.9951	-3.6784	60.6	28.5714	1.5625
2005	Out	70	-4.3889	-1.5783		75.78	-11.445	3.067	139.4	-9.2768	-8.9951	58.4	7.14286	7.0422535
2005	Nov	71		-4.3889		74.91		-11.445	140.6		-9.2768	64.2	0	0
2005	Dez	72				70.7			128.8			69.4	10	6.9444444

Ano – Período de 2000 a 2005

Meses considerados

ID - Identificador individual de cada medida

HG – Taxa de ocupação do hospital geral

Res.HG – Série dos resíduos do modelo para a taxa de ocupação do hospital geral

HG2 - Taxa de ocupação do hospital geral retirado os pontos fora dos limites

Res.HG2 - Resíduos da taxa de ocupação do hospital geral retirado os pontos fora dos limites

PA - Taxa de ocupação do pronto atendimento

Res.PA - Resíduos da taxa de ocupação do pronto atendimento

Res.PA2 - Resíduos da taxa de ocupação do pronto atendimento retirado os pontos fora dos limites

UP - Taxa de ocupação da unidade psiquiátrica

Res.UP - Resíduos da taxa de ocupação da unidade psiquiátrica

Res.UP2 - Resíduos da taxa de ocupação da unidade psiquiátrica retirado os pontos fora dos limites

UTI-RN – Taxa de ocupação da UTI de recém-nascidos

TMI (Diálise) – Taxa de mortalidade institucional: diálise.