## Rubson Rocha

## IMPLEMENTAÇÃO DE SISTEMA GERENCIAL, COM AVANÇOS EM CONTROLE ESTATÍSTICO, EM LABORATÓRIO DE NUTRIÇÃO ANIMAL.

Tese apresentada ao Programa de Pós – Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Engenharia de Produção.

Área de Concentração: **Gestão da Qualidade e Produtividade** Orientador: **Prof. Robert Wayne Samohyl**, *Ph.D.* 

Florianópolis Santa Catarina - Brasil Dezembro/2004

#### FICHA CATALOGRÁFICA

#### R672d Rocha, Rubson, 1961 -

Implementação de sistema gerencial, com avanços em controle estatístico, em laboratório de nutrição animal./ Rubson Rocha; orientador Robert Wayne Samohyl. - Florianópolis, 2004.

154f.: il.; figs.; tabs.

Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, 2004.

Inclui bibliografia.

1. Laboratórios químicos – Controle de processo. 2. Métodos gráficos. 3. Animais – Alimentos – Controle de qualidade. 4. Laboratórios – Técnicas atualizadas. I. Samohyl, Robert Wayne. II. Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção.III. Título.

CDU: 658.5

Catalogação na fonte por: Onélia Silva Guimarães CRB-14/071

#### Rubson Rocha

# IMPLEMENTAÇÃO DE SISTEMA GERENCIAL, COM AVANÇOS EM CONTROLE ESTATÍSTICO, EM LABORATÓRIO DE NUTRIÇÃO ANIMAL.

Esta tese foi julgada e aprovada para a obtenção do grau de **Doutor em Engenharia de Produção** no Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina.

Florianópolis SC, 03 de dezembro de 2004.

Prof. Edson Pacheco Paladini, *Dr.*Coordenador do Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção

Banca Examinadora

Prof. Robert Wayne Samohyl, Ph.D.
Universidade Federal de Santa Catarina
Orientador

Universidade Federal de Santa Catarina Moderadora / Examinadora

Profa. Dora Maria Orth, Dra.

Prof<sup>a</sup>. Maria Emilia Camargo, *Dr*<sup>a</sup>. Universidade de Caxias do Sul - UCS **Examinadora Externa** 

Prof. Adriano Mendonça Souza, *Dr.*Universidade Federal de Santa Maria
Examinador Externo

Prof. Marcelo Menezes Reis, *Dr.*Universidade Federal de Santa Catarina
Examinador

Prof. Dalton Francisco de Andrade, Ph.D. Universidade Federal de Santa Catarina Examinador

A meus filhos, Rafael Augusto e Rodrigo Otávio, esperança de dias melhores.

A querida Ivanete, companheira de empresa e de vida, pelo carinho, amor e compreensão em todos os momentos da nossa vida.

A meus pais, Raymundo e Noemia, a quem continuo devendo muito: primeiro a vida, depois o exemplo e os estudos para vivê-la com dignidade.

A querida vó Mercilda, pela disposição jovial de sempre encarar novos desafios e de partilhar suas experiências.

Aos meus queridos familiares, pela constante presença em minha vida: Jefferson, Fabiana, Matheus Henrique, Lucas Gabriel, Roserley, Adriano, Antônio, Roceli, Marco Antônnio, Paulo Eduardo, Ivanda, Bruna, Constante e Gessi.

#### **AGRADECIMENTOS**

Ao orientador, Professor Robert Wayne Samohyl, aceitando-me como orientando, confiança na minha capacidade, disponibilização de tempo, estrutura e esforços para a execução deste trabalho.

Aos professores que compuseram a banca de avaliação do presente trabalho, a disponibilidade em colaborar e preciosas críticas e sugestões para o aprimoramento do mesmo: Adriano Mendonça Souza, Dalton Francisco de Andrade, Dora Maria Orth, Marcelo Menezes Reis e Maria Emilia Camargo.

Aos professores que compuseram a banca de qualificação, as críticas e sugestões para a realização do projeto: Dalton Francisco de Andrade, Dora Maria Orth, Marcelo Menezes Reis, Paulo José Ogliari e Pedro Alberto Barbetta.

Aos professores dos Departamentos de Engenharia de Produção (Ana Lúcia Miranda Lopes, Antonio Cezar Bornia, Antônio Sérgio Coelho, Jair dos Santos Lapa, Leonardo Ensslin, Miguel Angel Verdinelli e Robert Wayne Samohyl), e de Informática e Estatística (Paulo José de Freitas Filho, Paulo José Ogliari e Pedro Alberto Barbetta), da Universidade Federal de Santa Catarina, a paciência e conhecimentos repassados durante as disciplinas cursadas.

Aos colegas do Núcleo de Normalização e Qualimetria - NNQ, a cordial convivência: Adauto Scalon, Andréa Cristina Konrath, Custódio da Cunha Alves, Eder Daniel Corvalão, Edson Marcos Leal Soares Ramos, Fernanda Cristina Barbosa Pereira, Gueibi Peres Souza, Luciana Santos Costa Vieira da Silva, Manoel Domingos Filho, Roberto Meurer, Rodrigo Gabriel de Miranda, Silvia dos Santos de Almeida, Viviane Leite Dias de Mattos e Wesley Vieira da Silva.

Aos colegas, companheiros de disciplinas, que estiveram presentes e me ajudaram nesta caminhada: Ademar Dutra, Adriana Kirchof de Brum, Adriano José Schappo, Alexandre Serra Barreto, Almir Granemann dos Reis, Angélia Berndt, Artur Santa Catarina, Carlos H. A. Miranda, Célio Ricardo Portes, Damaris Fanderuff, Daniel Massen Frainer, Denilson Sell, Edison de Andrade Costa, Eldemir Pereira de Oliveira, Elio Carlos Petroski, Emanuel José de Moura Júnior, Fernando Tonial, Florence Pereira Araújo, Gretel Vivamonte, Hegler Correa Tissot, Hélio João Coelho

Júnior, Heriberto R. Peres, Ismar Marcondes do Espirito Santo, Jefferson da Cunha, Jorge E. Scarpin, Jorge Jacob de Souza, José Elias Couto Júnior, José Francisco Assmann, Juliano Cesar Sá, Júlio Miranda Pureza, Juvenille Fitzgerald Wolff, Leandro Valmorbido, Leila Inês Napoli de Luca, Luís Antônio Ferreira de Oliveira, Luzitânia Dall'Agnol, Magali Rusczala, Mairton França, Marcelo Borba, Marcelo Sartor, Márcia Gonçalves Pizaia, Márcio Rui de Oliveira, Marjorie Demaria, Mauricio Simiano Nunes, Mauro Samy Silva, Michele Margareth Coelho, Natascha Tye Tamaki, Neiva Teresinha Badin, Ofélia Gomes Machado, Paola Neiza Camacho Rojas, Patrícia Silva Tavares, Pedro Paulo Andrade Júnior, Roberto Santangelo, Rodrigo Spricigo, Sandra Rolim Ensslin, Saray Giovana dos Santos, Sérgio Murilo Petri, Sérgio Vito, Silvia F. Nunes, Simone Gurgel de Brito e Zenira Pires de Souza.

A Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina – Epagri, a oportunidade de desenvolver meus conhecimentos. A Gerência Regional de Lages, incluindo a Estação Experimental de Lages e o Laboratório de Nutrição Animal, a colaboração e fornecimento de tempo e dados para a realização do presente trabalho. Agradecimento especial para a funcionária Maria Cássia de Lourdes Colombo Alves.

A Empresa de Pesquisa Agropecuária Brasileira – Embrapa, o apoio econômico recebido durante o curso e no desenvolvimento deste trabalho. A Embrapa Pecuária Sul, por ter possibilitado a visita ao LNA daquela unidade de Bagé – RS.

Ao Laboratório de Nutrição da Escola de Veterinária da Universidade Federal de Minas Gerais, nas pessoas do Prof. Norberto Mário Rodriguez e da Prof<sup>a</sup> Eloísa de Oliveira Simões Saliba, a possibilidade de novamente acompanhar os processos analíticos.

Aos meus tios Antônio Carlos Junkes dos Santos e Roceli Rocha dos Santos, a cordial hospedagem em Lages durante a realização dos trabalhos no Laboratório de Nutrição Animal – LNA.

E a você que está lendo agora, e que me conheceu, pode estar certo que de alguma forma você contribuiu para o que sou hoje – obrigado.

#### **BIOGRAFIA DO AUTOR**

RUBSON ROCHA, filho de Raymundo Rocha e Noemia Rocha, nasceu aos 24 de outubro de 1961, na cidade de União da Vitória, Paraná.

Gradou-se em Medicina Veterinária pela Universidade Federal do Paraná, em 05 de fevereiro de 1983.

Trabalhou na Cooperativa Agropecuária de Tubarão Ltda (COPAGRO), em Tubarão SC, de março de 1983 a janeiro de 1985, prestando assistência técnica e clínica na área de veterinária.

Entre março de 1985 e setembro de 1987, realizou o curso de Mestrado na Escola de Veterinária da Universidade Federal de Minas Gerais, na área de Produção e, orientado pelo Dr. Airdem Gonçalves de Assis, apresentou a dissertação intitulada "Avaliação do pasto de capim elefante (*Pennisetum purpureum*, Schumacher) na produção de leite de vacas mestiças Holandês X Zebu, suplementadas com diferentes fontes alimentares, no período da seca".

Entre junho de 1987 e janeiro de 1988 atuou como pesquisador da área de produção animal na Unidade de Execução de Pesquisa em Âmbito Territorial, em Macapá – UEPAT-Macapá, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Embrapa.

Iniciou suas atividades de pesquisa na antiga Empresa Catarinense de Pesquisa Agropecuária – EMPASC, atual Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina – Epagri, em janeiro de 1988, desenvolvendo pesquisas na área de forragicultura e produção animal no antigo Centro de Pesquisa para Pequenas Propriedades – CPPP, atual Centro de Pesquisa para Agricultura Familiar – Cepaf, em Chapecó SC.

Em março de 2001 iniciou o curso de Doutorado no Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção – PPGEP, da Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC, na área de Gestão da Qualidade e Produtividade.

#### **RESUMO**

ROCHA, Rubson. Implementação de sistema gerencial, com avanços em controle estatístico, em laboratório de nutrição animal. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – PPGEP/UFSC, Florianópolis –SC, Brasil. 2004. 154p.

A avaliação correta do valor nutritivo dos alimentos tem importância fundamental para a indústria animal. A rotina laboratorial está sujeita à presença de causas especiais que podem ocasionar desde pequenas até grandes mudanças no processo analítico, acarretando a emissão de laudos laboratoriais errados. Considerando estas características peculiares ao processo laboratorial, os esquemas de Shewhart e de soma cumulativa (CUSUM) seriam indicados para realizar o controle estatístico de processos em laboratórios analíticos. Um gráfico de controle é elaborado considerando-se o desempenho do mesmo, medido através da taxa de alarme falso e da velocidade na detecção de mudanças no processo. Desta forma, um aplicativo foi desenvolvido para apresentar as medidas de desempenho através do Número Médio de Amostras (NMA), da curva de desempenho e determinar o parâmetro intervalo de decisão (h) para a montagem do gráfico combinado, quando os outros parâmetros são fornecidos (tipo de teste de hipóteses, valor de referência, fator de resposta inicial rápida, limites de controle de Shewhart e taxa permitida de alarme falso). Uma nova proposta gráfica para o esquema combinado Shewhart-CUSUM é apresentada. O gerenciamento laboratorial, com a utilização de aplicativos informatizados e de ferramentas de controle estatístico de processo, é implementado em uma planilha eletrônica.

Palavras Chave: Controle Estatístico de Processos, Gráfico de Controle Combinado Shewhart-CUSUM. Soma Cumulativa.

#### **ABSTRACT**

ROCHA, Rubson. Implementation of management system, with advances in statistical control, in animal nutrition laboratory. Thesis (Doctoral in Industrial Engineering) – PPGEP/UFSC, Florianópolis –SC, Brasil. 2004. 154p.

The correct evaluation of the nutritive value of feeding stuff has fundamental importance in the animal industry. The laboratory routine is subject to the presence of special causes that can cause from very small up to large changes in the analytical process, causing the emission of wrong laboratory findings. Considering these peculiar characteristics to the laboratory process, Shewhart and cumulative sum (CUSUM) control charts would be indicated to carry through the statistical control of processes in analytical laboratories. A control chart is designed considering its performance, measured through the false alarm rate and the speed in the determination of changes in the process. An application was elaborated to present the measures of performance through average run length (ARL), of the performance curve and to determine the parameter interval of decision (h) for the construction of the combined chart when the other parameters are supplied (type of test of hypotheses, value of reference, factor of fast initial response, control limits of Shewhart and allowed rate of false alarm). A new graphical proposal for the combined Shewhart-CUSUM control chart is presented. The laboratory management, with the use of computer application and tools of statistical control of process, is implemented in an electronic spread sheet.

Key Words: Statistical Process Control, Combined Shewhart-CUSUM Control Chart, Cummulative Sum.

## SUMÁRIO

R	ESUMO		vii
Al	BSTRAC	ЭТ	viii
LI	STA DE	FIGURAS	<b>x</b> i
LI	STA DE	TABELAS	xiii
LI	STA DE	APÊNDICES	xiv
LI	STA DE	ANEXOS	xiv
LI	STA DE	SIGLAS	XV
1	INTRO	DUÇÃO	17
٠		-	
	1.1.	Importância do trabalho	
	1.2. 1.2.1.	Objetivo Corel	
	1.2.1. 1.2.2.	Objetivo GeralObjetivos Específicos	
	1.2.2. 1.3.	Delimitações do trabalho	
	1.3. 1.4.	Estrutura da tese	
	1.4.	Caráter inédito, contribuição científica e relevância	
	1.5.1.	Caráter infedito, contribuição científica e relevancia	
	1.5.1.	Contribuição científica	
	1.5.2.	Relevância	
2		ROLE DE PROCESSOS	
	2.4	Introdução	2.4
	2.1. 2.2.	Qualidade	
	2.2.	Controle Estatístico de Processo	
	2.3.1.	Gráficos de Controle de Shewhart	
	2.3.2.	Gráficos de Controle de Soma Cumulativa (CUSUM)	
	2.3.3.	Gráficos de Controle Combinados Shewhart - Soma Cumulativa	
3	LABOF	RATÓRIO DE NUTRIÇÃO ANIMAL	51
	3.1.	Introdução	51
	3.2.	Análises físicas, químicas e biológicas de alimentos	
	3.3.	Controle de processos em análises laboratoriais	
	3.4.	Histórico do LNA	
	3.4.1.	Histórico dos laudos de análises	
	3.5.	Apresentação das rotinas laboratoriais	
	3.6.	Questões sobre o atual sistema de emissão de laudos	70
	3.7.	Questões críticas	
4		MA GERENCIAL PROPOSTO	
	4.1.	Introdução	72
	4.1.		
	4.2. 4.3.	Apresentação do sistema	
	4.3. 4.4.	Módulo Laboratório	
	4.4. 4.5.	Módulo CEP	
	4.5. 4.5.1.	Análise e tratamento	
	4.5.1. 4.5.2.	Gráfico Combinado Shewhart-CUSUM	
	4.5.2. 4.5.2.1.		
	4.5.2.1. 4.5.2.2.		
	4.3.2.2.	Determination o intervato de decisão (11)	07

	4.5.2.3.		
	4.5.3.	Montagem do gráfico	
	4.5.4.	Utilização do gráfico	. 94
	4.6.	Considerações	. 96
5	APLICA	AÇÕES E ESTUDO DE CASO	. 98
	5.1.	Introdução	. 98
	5.2.	Exemplos da literatura	. 98
	5.2.1.	Exemplo de Lucas (1982)	. 98
	5.2.2.	Uréia	100
	5.2.3.	Tetraclorito de carbono	101
	5.3.	Estudo de caso	103
	5.4.	Considerações	109
6	CONC	_USÕES	110
	6.1.	Introdução	110
	6.2.	Conclusões	
	6.3.	Recomendações	
R	EFERÊN	ICIAS	113
	Citadas		113
		adas	
G	LOSSÁF	RIO	121

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Componentes da qualidade de um produto	
Figura 2 - Esquema geral de utilização de um gráfico de controle	
Figura 3 - Funções densidades ( $f(x)$ ) de probabilidades de Erro Tipo I ( $\alpha$ ) e Tipo II ( $\beta$ )	
Figura 4 - Relação entre Erros do Tipo I e II, tamanho da amostra e magnitude do desvio 33	
Figura 5 - Curvas características de operação para testes de distribuição normal com vários $\alpha$ 3-	
Figura 6 - Comparação de NMAs4	7
Figura 7 - Representação gráfica do esquema combinado Shewhart-CUSUM para dosagem de uréia	₹.
4	
Figura 8 - Gráfico combinado Shewhart-CUSUM4	
Figura 9 - Alvo com x's representando os tiros de uma espingarda	
Figura 10 - Número de amostras recebidas anualmente pelo Laboratório de Nutrição Animal – LNA da Epagri Lages SC, de 1982 a 2003.	
Figura 11 - Número de análises efetuadas e potencial de receita econômica (considerando os preço atuais das análises) do Laboratório de Nutrição Animal (LNA) da Epagri de Lages SC durante os últimos cinco anos (1999 a 2003)	s S,
Figura 12 - Número de análises efetuadas mensalmente pelo Laboratório de Nutrição Animal (LNA	١)
da Epagri de Lages SC, durante os últimos cinco anos (1999 a 2003)	
Figura 13 - Distribuição geográfica (estadual e de país) das amostras recebidas no Laboratório de Nutrição Animal (LNA), da Epagri de Lages SC, durante os últimos cinco anos (1999 2003)	а
Figura 14 - Distribuição geográfica, dentro do estado de Santa Catarina, das amostras recebidas ne	
Laboratório de Nutrição Animal (LNA), da Epagri de Lages SC, durante os últimos cincianos (1999 a 2003)	0
Figura 15 - Processo global de funcionamento do LNA, partindo do recebimento do serviço até	
emissão do resultado de análise (RA).	а 1
Figura 16 - Fluxograma de atividades anteriores as análises, de acordo com a classe de alimento 60	
Figura 17 - Visualização do processo do LNA através de 5 objetos	
Figura 18 - Visualização gráfica, por classe de alimento, dos principais tipos de análises realizada	
pelo LNA	R
Figura 19 - Máscaras do aplicativo em Clipper (arquivo LAB.EXE), que confecciona os laudo	
laboratoriais	
Figura 20 - Diagrama de causa e efeito para o processo de elaboração do laudo de análise do LNA	١.
Figura 21 - Fluxograma do aplicativo gerencial	4
Figura 22 - Tela inicial do módulo LABORATÓRIO79	5
Figura 23 - Tela com menus para se alcançar os resultados de proteína bruta macro	6
Figura 24 - Tela inicial do módulo CEP7	
Figura 25 - Tela de informação para entrada das informações	8
Figura 26 - Tela de entrada de informação sobre as séries	8
Figura 27 - Tela de edição da variável a ser estudada79	
Figura 28 - Tela de análise da variável: medidas descritivas e testes	0
Figura 29 - Tela de análise da variável: análise gráfica	
Figura 30 - Tela de análise da variável: transformação	
Figura 31 - Fluxograma para simulação do valor do NMA 8-	
Figura 32 - Fluxograma para simulação do valor do intervalo de decisão (h)	8
Figura 33 - Curvas de desempenho de gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM, bilatera	ıl:
com valor referência (k) de 0,5; intervalo de decisão (h) de 5, limites de Shewhart (LS) de	
3,5, sem e com utilização do fator de resposta inicial rápida (RIR)9	
Figura 34 - Gráfico de Controle Combinado Shewhart-CUSUM Padronizado Estático Bilateral, na	
forma LS x h	
Figura 35 - Gráfico de Controle Combinado Shewhart-CUSUM Padronizado Estático Bilateral, na	
forma LS x h, com mudança no processo a partir da 51ª observação	
Figura 36 - Tela de ajustes dos parâmetros para confecção de Gráfico de Controle Combinado	
Shewhart-CUSUM	
Figura 37 - Medidas descritivas e testes da suposições para a variável Zi (LUCAS, 1982)	9
Figura 38 - Gráfico combinado estático para o exemplo de Lucas (1982)	
	J
Figura 39 - Medidas descritivas e testes da suposições para a dosagem de uréia (SOLBERG, 1984)	
Figura 39 - Medidas descritivas e testes da suposições para a dosagem de uréia (SOLBERG, 1984)	).

Figura 40	- Gráfico combinado estático para dosagem de uréia	101
Figura 41	- Gráfico combinado estático para teor de tetraclorito de carbono	102
Figura 42	- Informações coletadas na análise de proteína bruta macro	104
Figura 43	- Gráficos de funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP)	106
Figura 44	- Tela das transformações, com a utilização de resíduos de modelo auto-regressivo,	
4-	duas defasagens.	
	- Tela para ajustes do gráfico combinado para a variável PB_AR2	
Figura 46	- Gráfico de controle combinado estático, forma LS x h, bilateral, para a variável PB_A	
Figura 47	<ul> <li>NMA obtidos com simulação para três tipos de gráficos de controle (ajustados para N = 370), de acordo com diferentes números de observações utilizadas e números repetições.</li> </ul>	MA <sub>0</sub> s de
Figura 48	- Coeficiente de variação (CV – em percentagem) das estimativas de NMA obtidos simulação para três tipos de gráficos de controle (ajustados para NMA <sub>0</sub> = 370), de accom diferentes números de observações utilizadas e números de repetições	ordo
Figura 49	- Tempo gasto (em segundos) com simulação para três tipos de gráficos de con (ajustados para NMA <sub>0</sub> = 370), de acordo com diferentes números de observado utilizadas e números de repetições	ções

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Fórmulas e fatores para a montagem de gráficos de controle de Shewhart mais comuns, de
acordo com o número de observações no subgrupo amostral
Tabela 2 - Comparação entre gráficos de controle de Shewhart e de soma cumulativa
Tabela 3 - Classificação dos alimentos
Tabela 4 - Número e percentagem relativa de alimentos diferentes, por classe, recebidos pelo LNA Lages SC, no período de abril de 1982 a dezembro de 1992 57
Tabela 5 - Número anual e total, com percentagem relativa, de amostras recebidas, por classe de alimento, pelo LNA Lages SC, nos últimos cinco anos (1999 a 2003)
Tabela 6 - Número anual, com percentagem relativa ao número de amostras recebidas (entre parênteses), de análises realizadas, por tipo de análise, pelo LNA Lages SC, nos últimos cinco anos (1999 a 2003)
Tabela 7 - Especificação das análises realizadas pelo LNA, com os respectivos preços 65
Tabela 8 - Controle de tempo, número de amostras por batelada, utilização de padrão e branco necessidade de equipamentos e observações a respeito das principais rotinas de análises do LNA
Tabela 9 - Listagem e classificação das causas especiais detectadas no processo de elaboração de laudo no LNA
Tabela 10 - Valores de NMA obtidos com a utilização da abordagem markoviana e por simulação para diferentes níveis de mudança na média do processo e com o uso ou não do fator de resposta inicial rápida (RIR)
Tabela 11 - Intervalos de decisão (h) obtidos com a utilização da abordagem markoviana e po simulação, para diferentes números médio de amostras (NMA), para cinco valores referência (k), sem uso do fator de resposta inicial rápida (RIR) para gráfico de controle de soma cumulativa
Tabela 12 - Média, desvio padrão, coeficiente de variação (CV) e teores mínimo e máximo das análises de constituintes de duas amostras do material referência

## LISTA DE APÊNDICES

( lı r	falores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart unilateral, considerando a não utilização do fator de Respos nicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores deferência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (e ermos de NMA e valor de α).
( F r	alores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart unilateral, considerando a utilização do fator de Resposta Inicia Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores deferência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (e ermos de NMA e valor de α).
( F r	'alores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart bilateral, considerando a não utilização do fator de Resposta Inicia Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores deferência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (e ermos de NMA e valor de α).
APÊNDICE D - \ C F r	'alores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart bilateral, considerando a utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores deferência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (e ermos de NMA e valor de α).
APÊNDICE E - N	lanual de utilização do módulo NNQ/CEP13 Experimento fatorial para avaliação dos fatores influenciando a simulação do NM.
APÊNDICE G - N	

## LISTA DE ANEXOS

ANEXO A - Indicadores da produção industrial por nível 100 - Brasil (IBGE, 2002, página 19)	150
ANEXO B - Pesquisa industrial anual - Brasil, 2000. (IBGE, 2000)	151
ANEXO C - Uso das cadeias de Markov para avaliar as propriedades dos esquemas de soma	
cumulativa (LUCAS, 1982).	152
ANEXO D - Fatores para construção de Gráficos de Controle de Variáveis	
ANEXO E - Rotina para determinação de Proteína Macro Kieldahl	

#### LISTA DE SIGLAS

Ama - amônia

**ARL** termo em inglês (average run length) que informa o número médio de

amostras (NMA) representados em um gráfico de controle antes do

aparecimento de um ponto fora da área sob controle

Ca cálcio

CAD carboidratos ácido-digeríveis

CEL celulose

controle estatístico de processo CEP CHS carboidratos hidrossolúveis

Cu cobre CZ cinzas

DIVMO digestibilidade in vitro da matéria seca **DIVMS** digestibilidade in vitro da matéria orgânica

EΒ energia bruta

ΕM energia metabolizável

extrativos não nitrogenados, estimando carboidratos totais não estruturais **ENN** Epagri

Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina

 $E_{teste}C_h^k$ ?RIR -  $S_{ls}$ 

Configuração para montagem de gráfico de controle combinado Shewhart\_CUSUM, onde  $E_{teste}$  expressa se o esquema é uni ou bilateral;

Ch?RIR representa o componente CUSUM com valor de referência k, intervalo de decisão h e ? = utilização do fator de Resposta Inicial Rápida (s= sem; c=com); e  $S_{LS}$  representa o componente Shewhart com limites de

controle em LS desvios padrões.

FDA fibra em detergente ácido **FDN** fibra em detergente neutro

Fé ferro

gordura bruta GB

intervalo de decisão do Gráfico de Controle de Soma Cumulativa

K

valor referência do Gráfico de Controle de Soma Cumulativa k

LAD lignina em detergente ácido

LC Linha central do Gráfico de Controle de Shewhart

Limite de controle inferior do Gráfico de Controle de Shewhart LCI LCS Limite de controle superior do Gráfico de Controle de Shewhart - Laboratório de Nutrição Animal da Epagri, em Lages SC LNA

LS - Limites de controle do componente Shewhart

- Magnésio Mg

- matéria mineral ou cinzas MM

Mn Manganês MO matéria orgânica matéria seca MS

MS-TOL matéria seca em tolueno

Nitrogênio Ν Sódio Na

NDT nutrientes digestíveis totais N-FAD Nitrogênio em detergente ácido

número médio de amostras representados em um gráfico de controle antes  $NMA_0$ 

do aparecimento de um ponto fora da área sob controle

N-NH3 Nitrogênio amoniacal

Р Fósforo PB proteína bruta

рΗ potencial hidrogeniônico PV proteína verdadeira RA Resultado de Análise

**RIR** - fator de Resposta Inicial Rápida do componente Soma Cumulativa

(continua...)

## LISTA DE SIGLAS (continuação)

RL	<ul> <li>termo em inglês (run length) informa o número de pontos representados em um gráfico de controle antes do aparecimento de um ponto fora da área sob controle</li> </ul>
S	- Enxofre
Zn	- Zinco

## 1 INTRODUÇÃO

Acho que o mau produto, o serviço desnecessário ou mal-feito poderão ser vendidos apenas uma vez e serão expulsos do mercado.

Penteado, 1999

A competitividade tem exigido em todos os setores o aumento da qualidade nos produtos e serviços oferecidos. Este fato também tem afetado o setor de prestação de serviços, mais especificamente os laboratórios, que estão sendo pressionados pelos clientes e concorrentes a oferecerem seus serviços com resultados válidos, mas com preços e prazos minimizados.

É inegável a importância da qualidade na realização de análises laboratoriais em nutrição animal e seus reflexos, técnicos e econômicos, na cadeia produtiva das principais explorações animais (aves, suínos e ruminantes).

A complexidade do trabalho em um laboratório de análise de diagnóstico (clínico, parasitológico, bromatológico, de solos, entre outros) é transparente quando se consideram os vários tipos de constituintes analisados; as diversas técnicas e métodos possíveis de serem utilizados; a gama de instrumentos, aparelhos e equipamentos necessários; o uso de substâncias químicas, soluções e materiais de referência; e finalmente, gerenciando e manejando todos os aspectos anteriores, a mão-de-obra laboratorial.

O controle de qualidade laboratorial almeja realizar tarefas que não possuam defeitos, uma antiga preocupação da humanidade. A primeira idéia de controlar um processo produtivo é atribuída a Walter Shewhart, que em 1931 apresentou e instrumentalizou um conjunto de conceitos que servem de base para o moderno Controle Estatístico de Processos (CEP). O CEP, técnica bem difundida no ambiente

INTRODUÇÃO 18

industrial, utiliza técnicas estatísticas e ferramentas da qualidade para medir e avaliar sistematicamente um processo, apresentando como objetivo a melhoria contínua da qualidade de produtos e serviços.

Este trabalho propõe um sistema de gerenciamento e controle de processos em um laboratório de nutrição animal, com o auxílio da informática, com a finalidade de melhorar a qualidade dos laudos laboratoriais, substituindo controles manuais que aumentam significativamente os custos finais e o tempo para a emissão de um laudo, diminuindo assim os tempos em atividades burocráticas desnecessárias e a margem de erro na elaboração do laudo. O controle estatístico de processos será implementado através de uma nova abordagem para um gráfico de controle combinado.

#### 1.1. Importância do trabalho

A cadeia produtiva das explorações animais tem se destacado no setor industrial. Dentre os indicadores da produção industrial do ano de 2002 (IBGE, 2002), a área de alimentos para animais teve crescimento de 74,82% quando comparado a dezembro de 1991 (ficando atrás apenas das áreas de conservação de frutas e legumes e de abate e preparação de aves); mostrando também a terceira maior taxa de crescimento nos últimos doze meses (8,79%) - atrás da indústria de fumo e preparação de aves (ANEXO A). No ano de 2000 (IBGE, 2000) 148 informantes quantificam ao redor de 10 milhões de toneladas de rações produzidas e comercializadas anualmente (ANEXO B), entretanto, parecem não estar computadas nesta cifra as rações utilizadas em integrações (PRODUTOR, 1998).

Importância do trabalho 19

Além da indústria de rações para animais, deve-se considerar a produção de forragem, muito importante para a nutrição de ruminantes (bovinos, bubalinos, ovinos e caprinos). Embora antiga a estimativa, em dezembro de 1995 (IBGE, 1995/96) existiam no Brasil 177.700.472 hectares de pastagens naturais e artificiais. Considerando o crescimento anual da pastagem nativa, ao redor de 8 toneladas de matéria seca por hectare (ROCHA *et al.*, 1998), totalizaria, no mínimo 1,420 bilhões de toneladas anuais de forragem disponível aos animais. Estas devem ser bem conhecidas do ponto de vista bromatólogico, para o balanceamento correto das dietas dos animais e obtenção de resultados econômicos satisfatórios.

O Laboratório de Nutrição Animal (LNA) da Epagri, em Lages SC, recebeu em média, entre a inauguração (no ano de 1982) e o ano de 1993, 2.500 amostras por ano, realizando em média 5 análises em cada amostra (FREITAS *et al.*, 1994). As análises bromatológicas realizadas pelo LNA possibilitam a confecção de 25 tipos de resultados analíticos diferentes, dependendo da classe ou grupo de alimento (forragem seca, forragem verde, silagem, concentrado energético, concentrado protéico e suplemento mineral) e da necessidade do cliente.

O controle dos processos em um laboratório de análise de alimentos com a finalidade de elaboração de laudo correto justifica a implementação de um aplicativo de gerenciamento das informações, que executa testes das suposições dos modelos, implementa algoritmos de transformação de dados para atingir estas suposições, construindo e mantendo um gráfico de controle para causas especiais de pequena, média e grande magnitude.

INTRODUÇÃO 20

#### 1.2. Objetivos

#### 1.2.1. Objetivo Geral

Implementar um sistema de gerenciamento das rotinas laboratoriais, contando com uma ferramenta de controle estatístico para as técnicas laboratoriais empregadas no Laboratório de Nutrição Animal da Epagri, em Lages SC.

#### 1.2.2. Objetivos Específicos

- a) Analisar o trabalho de um laboratório de nutrição animal, definindo e descrevendo as principais rotinas laboratoriais empregadas;
- b) Propor um sistema de gerenciamento das informações e emissão de laudos laboratoriais;
- c) Desenvolver aplicativo, utilizando simulação, para encontrar as medidas de desempenho do gráfico de controle combinado, bem como definir o valor do intervalo de decisão do esquema CUSUM, dado determinado desempenho esperado do gráfico;
- d) Implementar um aplicativo computacional específico para controle estatístico dos principais processos analíticos de um laboratório de análise de alimentos.

#### 1.3. Delimitações do trabalho

Embora outras distribuições de probabilidade sejam citadas no documento, a principal distribuição de probabilidade trabalhada será a distribuição normal.

Estrutura da tese 21

A utilização da simulação no trabalho, além da facilidade atualmente disponibilizada pelos recursos computacionais, foi preferida às outras abordagens (equações integrais e cadeia de Markov - ANEXO C).

#### 1.4. Estrutura da tese

No capítulo 1 apresentam-se uma introdução ao assunto tratado, justificativa e importância do tema, os objetivos do trabalho e as limitações do mesmo.

O segundo (capítulo 2) consiste na apresentação de uma visão dos conceitos relacionados à qualidade de serviços e controle estatístico de processos.

No capítulo 3 são abordados os procedimentos analíticos de alimentos, explorando-se os fundamentos teóricos e análises sobre as limitações e vantagens das diversas metodologias para controle estatístico de procedimentos de análise de alimentos. Os processos atualmente utilizados e os mecanismos de controle de qualidade já implementados também serão analisados.

No capítulo 4 é enfocada a estrutura operacional baseada nos procedimentos de elaboração dos laudos do Laboratório de Nutrição Animal da Epagri e no uso de controle estatístico, abordando os procedimentos metodológicos, envolvendo os testes das suposições por trás das ferramentas que são utilizadas, implementação de algoritmos para resolução de desvios de tais suposições, e a construção e manutenção de ferramenta proposta de controle estatístico de processo para o problema. Uma ferramenta auxiliar foi desenvolvida para, através de simulação, encontrar: a) os valores para o intervalo de decisão (h) do esquema CUSUM, para determinados parâmetros do esquema combinado (tipo de teste de hipóteses, valor referência, fator de resposta inicial rápida, limites de controle do esquema Shewhart

INTRODUÇÃO 22

e taxa tolerada de alarme falso); e b) informar a velocidade de detecção de determinadas magnitudes de mudança no processo (curva de desempenho).

No capítulo 5 apresentam-se aplicações utilizando-se de dados da literatura e posteriormente um estudo de caso, baseando-se em informações de um processo analítico realizado no Laboratório de Nutrição Animal da Epagri.

As conclusões, recomendações e sugestões para futuros trabalhos sobre o tema são enfocados no capítulo 6. As referências utilizadas, consultadas e de interesse para o trabalho e o glossário, com os principais termos utilizados, estão na seqüência.

#### 1.5. Caráter inédito, contribuição científica e relevância

#### 1.5.1. Caráter inédito

Dois aspectos podem ser considerados inéditos no trabalho: a nova forma de apresentação, sem vinculação temporal, do gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM, onde as coordenadas são mostradas graficamente e a nova forma de encarar a construção de um gráfico de controle, contemplando principalmente os aspectos técnicos do processo. A implementação em uma planilha eletrônica de aplicativo que utiliza simulação para determinar e/ou definir área sob controle em gráficos combinados, por não haver referência na literatura, pode também ser considerado de caráter inédito.

Contribuição científica 23

#### 1.5.2. Contribuição científica

A customização ou personalização do gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM constitui-se na contribuição científica deste trabalho. Isto foi obtido através da implementação em planilha eletrônica do algoritmo computacional para a determinação do intervalo de decisão (h) do componente CUSUM do gráfico combinado, considerando os outros parâmetros necessários: tipo de teste de hipóteses (uni ou bilateral), probabilidade α do Erro Tipo I (em termos de número médio de amostras - NMA, em inglês *ARL – average run length*), valor referência (k), uso do fator de Resposta Inicial Rápida (RIR) e alocação dos limites de controle do componente Shewhart (LS).

A análise do desempenho do gráfico de controle combinado também está contemplada com a implementação da curva de desempenho, em Visual Basic for Application ®, sob planilha eletrônica.

#### 1.5.3. Relevância

Tem-se tornado evidente que a busca pela qualidade em serviços constitui não apenas uma obrigação, mas também um diferencial na atual conjuntura de competição. O reconhecimento da qualidade no serviço, através de certificados externos, bem como com a demonstração e comprovação da rastreabilidade dos resultados são importantes fatores para o sucesso e manutenção de uma estrutura voltada à prestação de serviços.

#### 2 CONTROLE DE PROCESSOS

#### 2.1. Introdução

Uma visão geral dos principais conceitos relacionados à qualidade, controle estatístico de processos e principais gráficos de controle utilizados para a elaboração da ferramenta proposta são tratados neste capítulo.

#### 2.2. Qualidade

Quality is a Polyscience. It entrains the social arts of management, commerce, service and consumer satisfaction along with the technical arts of product design, process planning, distribution, and, of course, statistics. The words Statistics and Quality were first introduced together formally by Walter Shewhart in his 1925 paper in JASA "The application of statistics in maintaining the quality of a manufactured product".

Hunter, 1999

O conceito de qualidade não é novo; o controle através de métodos estatísticos se desenvolveu durante os anos 30 do século XX nos Estados Unidos. A gestão da qualidade iniciou-se no Japão durante os anos setenta e se espalhou pela Europa nos anos 80. A qualidade de um produto ou serviço é sua aptidão a satisfazer completamente as necessidades e expectativas dos usuários. A Figura 1 sucintamente apresenta os componentes da qualidade de um produto (COMBASTEL, 2000).

introduzidas juntas por Walter Shewhart, em seu artigo ' A aplicação da estatística na manutenção da qualidade de um produto manufaturado', de 1925 no JASA".

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> "Qualidade é uma poli-ciência. Permeia nas artes sociais de gerenciamento, comércio, serviço e satisfação do cliente, junto com as artes técnicas do desenho de produto, planejamento de processo, distribuição, e, naturalmente, da estatística. As palavras Estatística e Qualidade foram primeiramente

Qualidade 25

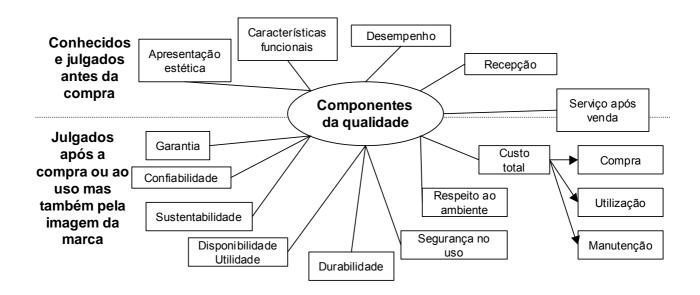


Figura 1 - Componentes da qualidade de um produto.

Várias são as definições para qualidade (MONTGOMERY, 1997): entendimento conceitual relacionando uma ou mais características desejáveis que um produto ou serviço deveria possuir; produto ou serviço que alcance os requerimentos daqueles que irão utilizá-lo; ou ajuste ao uso (JURAN *et al.*, 1979). A mais moderna seria aquela em que qualidade é inversamente proporcional a variabilidade. Entretanto, qualidade deve ter um apelo econômico.

A razão para que dois produtos fabricados nas mesmas instalações, pelos mesmos funcionários e máquinas, enfim, nas mesmas condições, sejam diferentes é a variabilidade. Este tipo de variabilidade, intrínseca ao processo e ocasionada por causas comuns, não pode ser eliminada, pode, entretanto, ser conhecida e controlada (MONTGOMERY, 1997). Assim, pode-se distinguir duas categorias de variabilidade: aquela devida a causas comuns e aquela devida a causas especiais ou assinaláveis (GRAU, 2003). A possibilidade de identificar as causas ocasionando a variabilidade é que é a distinção entre estes dois tipos de causas.

CONTROLE DE PROCESSOS 26

Dois diferentes tipos de causas especiais de variabilidade podem e devem ser consideradas. Uma é passageira em seu efeito. Estas causas especiais afetam o processo por um curto período, então desaparecendo e podendo reaparecer no futuro, e que podem ser definidas como causas especiais esporádicas. O outro tipo de causa especial é aquela cujos efeitos persistem até que o problema seja detectado e diagnosticado (HAWKINS e OLWELL, 1998). Estas causas especiais persistentes podem ser definidas como crônicas.

Como variabilidade pode ser descrita em termos estatísticos, métodos estatísticos desempenham um papel central nos esforços pela melhoria de qualidade. A melhoria de qualidade é assunto para a área de engenharia de qualidade, que é um conjunto de atividades de engenharia, gerenciais e operacionais que uma empresa usa para assegurar que as características de qualidade de um produto ou serviço estejam no nível requerido ou nominal. Em serviços, as especificações são tipicamente em termos de quantidade máxima de tempo para processar um pedido ou para proporcionar um determinado serviço. Deve-se considerar que este serviço esteja correto, todavia.

Discussão sobre a terminologia básica, diferentes dimensões da qualidade e melhoria da qualidade podem ser vistas em Montgomery (1997). A idéia central a ser focada neste trabalho é que o produto de um laboratório de análise de alimento é o laudo, que deve refletir exatamente o real conteúdo do alimento enviado para análise. Esta característica do laudo é a qualidade esperada pelo cliente do laboratório, considerando também o tempo para emissão do laudo.

Em laboratórios de análises, dois conceitos são importantes: Controle de qualidade e Garantia de qualidade (UNDERSANDER *et al.*, 1993).

27

Controle de qualidade refere-se àquelas operações laboratoriais usadas para assegurar que os resultados gerados sejam de uma acurácia conhecida a algum nível de probabilidade. As operações referidas nesta definição são aquelas geralmente aplicadas como boas práticas científicas: calibração de instrumentos, treinamento do pessoal, uso de reagentes puros, uso de materiais padrões e referências, etc.

Garantia de qualidade refere-se a habilidade do laboratório em demonstrar ou provar que a qualidade dos dados é aquilo que o laboratório afirma que é. Este aspecto envolve toda a documentação comprovando:

- que os procedimentos de controle de qualidade estão sendo implementados no laboratório (registro de calibração de equipamentos, entre outros);
- que a representatividade dos materiais é mantida. Representatividade significa que os dados relatados, de fato, refletem a amostra como ela foi recebida no laboratório (descrição do acondicionamento e manuseio dos materiais recebidos para análise);
- que a rastreabilidade de um resultado analítico é possível (data de análise, laboratorista, método usado, aparelhos utilizados, entre outros);
- que precauções cabíveis foram tomadas para proteger os dados contra perda,
   dano, roubo ou alteração.

#### 2.3. Controle Estatístico de Processo

Controle estatístico de processo (CEP) tem por objetivo monitorar, utilizando-se de ferramentas estatísticas, um processo ou procedimento de fabricação ou de serviço, tentando encontrar e eliminar as causas especiais e reduzir as causas

CONTROLE DE PROCESSOS 28

comuns (GRAU, 2003). Hawkins e Olwell (1998) concordam que um apropriado monitoramento do processo pode, com ações adequadas na seqüência, potencialmente identificar e remover as causas especiais da variabilidade do processo, entretanto, apenas uma mudança fundamental no processo é que pode reduzir as causas comuns de variabilidade.

Com CEP objetiva-se detectar e diagnosticar situações nas quais um processo não está sob controle estatístico. Operacionalmente, o estado de controle estatístico pode ser definido como aquele no qual as observações sobre o processo parecem seguir um mesmo modelo estatístico. Um modelo estatístico tradicional é aquele em que, enquanto o processo está em controle estatístico, as sucessivas observações sobre o processo X<sub>i</sub> são independentes e amostradas de uma mesma distribuição (HAWKINS *et al.*, 2003).

Dentro das sete ferramentas estatísticas para o controle da qualidade (MONTGOMERY, 1997), o gráfico de controle é a principal ferramenta do Controle Estatístico de Processo (CEP).

O esquema geral para a utilização de um gráfico de controle pode ser visualizado na Figura 2. Cada etapa deve ser criteriosamente executada, aplicandose as metodologias apropriadas. Por exemplo, na escolha da característica representativa do processo, deve-se utilizar as outras ferramentas, tais como: fluxograma, diagrama de causa e efeito, gráfico de Pareto, para se encontrar o ponto crítico do processo. Já na definição do esquema de amostragem, além dos aspectos estatísticos e técnicos, deve-se considerar o custo dos esquemas.

Controle Estatístico de Processo 29

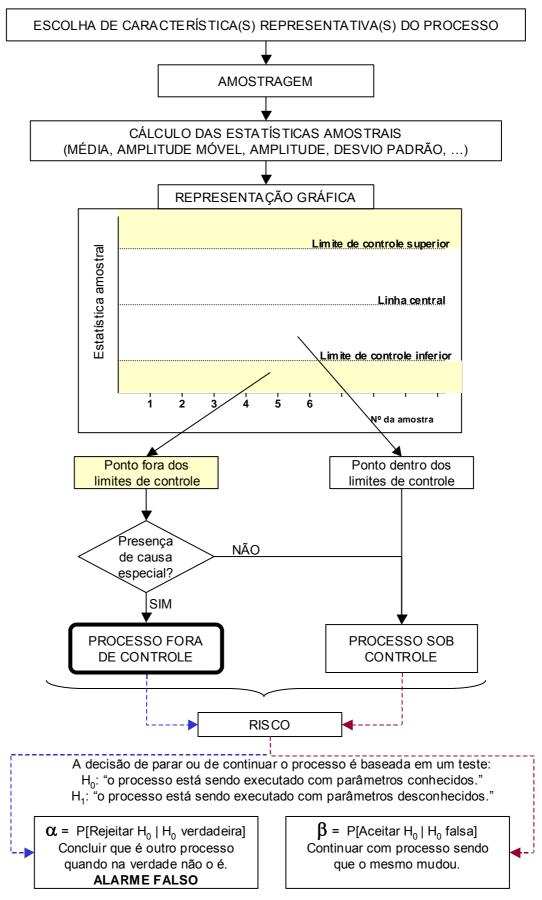


Figura 2 - Esquema geral de utilização de um gráfico de controle. (FONTE: Elaborado a partir de GRAU, 2003)

CONTROLE DE PROCESSOS 30

Existem diferentes tipos de gráficos de controle. A primeira distinção entre eles é pelo número de características que eles controlam: tem-se então gráficos univariados e multivariados. Os gráficos de controle ainda podem ser separados pelo tipo de memória do gráfico: quando consideram apenas a última informação (gráficos do tipo Shewhart) ou quando levam em conta toda a série histórica (gráfico de soma cumulativa e gráfico de média móvel exponencialmente ponderada). Pela característica de qualidade que está sendo avaliada, têm-se gráficos de controle para características quantitativas (gráficos de variáveis - valor individual, média, amplitude móvel, amplitude, desvio padrão, etc.) e outros para características qualitativas (gráficos de atributos - proporção de não conformes, número de não conformes (defeitos), número médio de não conformidades por unidade, de deméritos, etc.).

Os gráficos multivariados são aqueles usados quando se tem a necessidade de se monitorar simultaneamente mais de uma característica de qualidade, levando em conta que existam relações entre as variáveis estudadas.

Esta importante ferramenta para o controle estatístico de processo ainda continua em evolução, com novos tipos de gráficos de controle sendo implementados (HAWKINS *et al.*, 2003; RAMOS, 2003).

A sensibilidade para detectar desvios na estatística que está sendo monitorada é a medida de desempenho de um gráfico de controle. Isto pode ser traduzido através de duas probabilidades: a) probabilidade de falsa rejeição e b) probabilidade de detecção de erro (WESTGARD *et al.*, 1977a).

Na literatura estatística, a terminologia para estas probabilidades é: a) probabilidade ( $\alpha$ ) de um Erro do Tipo I, e b) a probabilidade ( $\beta$ ) de um Erro Tipo II.

Na área de qualidade, são conhecidas como: a) probabilidade de rejeição quando a qualidade é aceitável (alarme falso) e b) probabilidade de aceitação quando a qualidade é rejeitável. Montgomery (1997) indica que, algumas vezes, estas duas probabilidades são, respectivamente, denominadas: risco do produtor e risco do consumidor.

Um gráfico de controle testa continuamente se um processo está sob controle estatístico (MITTAG e RINNE, 1993). Esta ligação do gráfico de controle com teste de hipóteses possibilita associar ao gráfico de controle riscos, ou probabilidades, de ocorrência de erros. O primeiro erro – Tipo I – está associado à probabilidade  $\alpha$  de rejeitar a hipótese nula  $H_0$ :  $\mu = \mu_0 - a$  média do processo ( $\mu$ ) é igual a um valor prédeterminado ou ideal (µ0). O processo está sob controle estatístico quando a hipótese nula é verdadeira. O segundo erro - Tipo II - está associado a probabilidade β de aceitar a hipótese nula, sendo que o processo não está mais sob controle estatístico (a hipótese nula é falsa). O cálculo da probabilidade β (Figura 3) depende de como está definida a hipótese alternativa (H<sub>1</sub>). Se a hipótese alternativa for definida como que a média do processo é diferente do valor ideal ( $H_1$ :  $\mu \neq \mu_0$ ). tem-se um teste bilateral (Figura 3c e Figura 3d). Dois casos de testes unilaterais são mostrados nos quadros a e b da Figura 3, com as hipóteses alternativas sendo definidas, respectivamente,  $H_1$ :  $\mu < \mu_0$  e  $H_1$ :  $\mu > \mu_0$ . A probabilidade ( $\beta$ ) do Erro Tipo II depende do valor fixado para a probabilidade do Erro do Tipo I ( $\alpha$ ), do tamanho da amostra (n) e da magnitude da mudança no processo ( $\Delta$ ). O Poder do Teste é definido como a probabilidade do teste realmente identificar uma mudança no processo, isto é, a probabilidade dele rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa, e é dado por 1 -  $\beta$ .

CONTROLE DE PROCESSOS 32

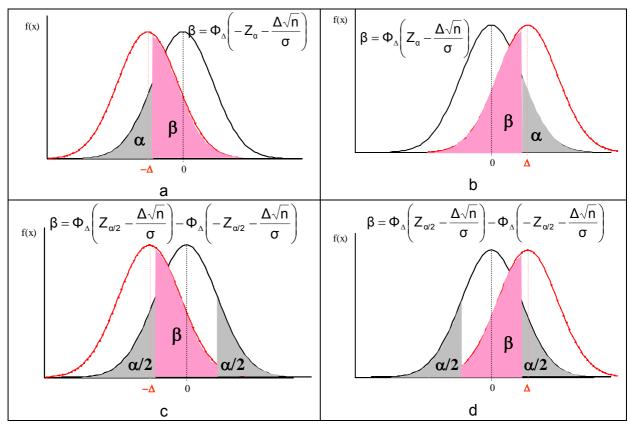


Figura 3 - Funções densidades (f(x)) de probabilidades de Erro Tipo I ( $\alpha$ ) e Tipo II ( $\beta$ ) para diferentes hipóteses alternativas, onde  $\phi_{\Delta}$  denota a função cumulativa da distribuição normal padronizada, supondo H<sub>1</sub> verdadeira;  $Z_{\alpha/2}$  ou  $Z_{\alpha}$  é o ponto percentual de uma distribuição padronizada tal que P{z  $\geq Z_{\alpha/2}$ }= $\alpha/2$  (c ou d) ou P{z  $\geq Z_{\alpha}$ }= $\alpha$  (a ou b);  $\Delta$  é a magnitude da mudança no processo; n é o tamanho da amostra e  $\sigma$  é o desvio padrão supostamente conhecido. (FONTE: Elaborado a partir de MONTGOMERY, 1997).

Na confecção de um gráfico de controle escolhe-se a probabilidade ( $\alpha$ ) do Erro Tipo I, considerando-se a taxa de alarme falso que implique nos menores custos para o processo. Isto é, de quanto em quanto tempo se tolera parar o processo para investigar um sinal, sendo que não ocorreu uma mudança no processo. A probabilidade ( $\beta$ ) do Erro Tipo II, além de depender da definição da hipótese alternativa, por sua vez, é uma função de  $\alpha$ , da magnitude da mudança no processo( $\Delta$ ) e do número de observações na amostra (n), como se pode observar para o caso de uma distribuição normal padronizada, com teste de hipóteses bilateral (Figura 4).

Controle Estatístico de Processo 33

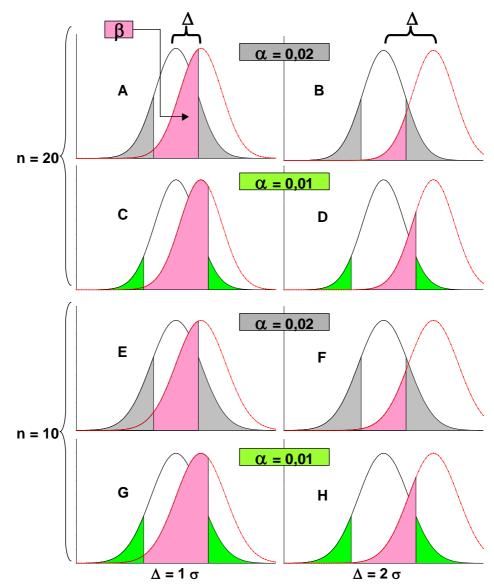


Figura 4 - Relação entre Erros do Tipo I e II, tamanho da amostra e magnitude do desvio. A probabilidade ( $\alpha$ ) do Erro Tipo I indicada em cinza ou verde e a probabilidade ( $\beta$ ) do Erro Tipo II em salmão, considerando diferentes tamanho de amostra e magnitude do desvio ( $\Delta$ ). No eixo Y tem-se a f(x) – densidade marginal da normal, enquanto que no eixo X, os valores da variável estudada.

A diminuição do valor da probabilidade  $\alpha$ , para um mesmo tamanho da amostra e magnitude da mudança, implica em aumento do valor da probabilidade  $\beta$ . Entretanto, a medida que a magnitude de mudança ( $\Delta$ ) aumenta, para um mesmo valor da probabilidade  $\alpha$  e de tamanho da amostra, o valor da probabilidade  $\beta$  diminui (Figura 4). Os gráficos localizados na esquerda da Figura 4 apresentam os resultados quando a magnitude da mudança é menor, quando comparado aos gráficos do lado direito. Os gráficos superiores da Figura 4(A a D), representam

CONTROLE DE PROCESSOS 34

tamanho da amostra (n = 20) maior do que os inferiores (E a H), com n = 10. Dentro de cada tamanho de amostra, um maior valor inicial de  $\alpha$  é observado nos gráficos superiores (A e B; E e F), comparados com menor valor inicial de  $\alpha$  nos gráficos inferiores (C e D; G e H). São oito situações no total, ficando claro que  $\alpha$  e  $\beta$  tem relação inversa.

A curva característica de operação (MONTGOMERY, 1997; p. 118) é a visualização desta relação entre a probabilidade ( $\beta$ ) do Erro Tipo II (eixo Y do gráfico na Figura 5) e as prováveis magnitudes de mudança no processo (eixo X do gráfico na Figura 5), considerando vários tamanhos de amostra e cada probabilidade ( $\alpha$ ) do Erro tipo I. Para o mesmo tamanho de amostra, a diminuição da probabilidade  $\alpha$  acarreta em maiores valores de probabilidade  $\beta$ , para uma mesma magnitude de mudança no processo (Figura 5).

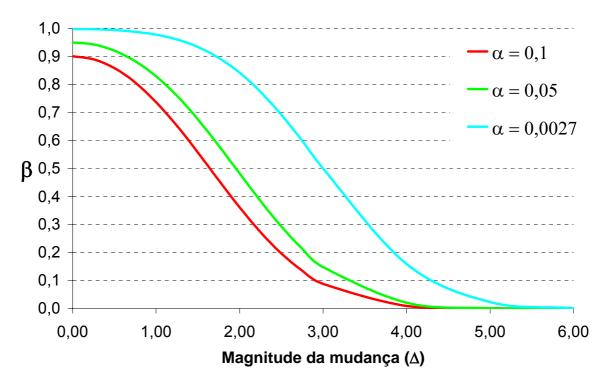


Figura 5 - Curvas características de operação para testes de distribuição normal com vários  $\alpha$ .

Pode-se expressar estas probabilidades em termos de número médio de observações ou amostras - NMA (COSTA *et al.*, 2004) que são acumuladas antes do aparecimento de um ponto no gráfico fora dos limites de controle. Este número médio de observações é conhecido pela sigla em inglês de ARL (*average run length*). Para a primeira, NMA para a probabilidade de rejeição quando a qualidade é aceitável (NMA<sub>0</sub>) é encontrado calculando  $1/\alpha$ . NMA para a probabilidade de rejeição quando a qualidade é inaceitável (NMA<sub>0</sub>) é encontrado calculando  $1/(1-\beta)$ .

#### 2.3.1. Gráficos de Controle de Shewhart

De acordo com Montgomery (1997), Walter Andrew Shewhart introduziu em 1924 o conceito de gráfico de controle em uma empresa de telefonia. O gráfico de controle é uma ferramenta gráfica que apresenta como principal característica a possibilidade de monitoramento de um processo. Utilizando uma característica de qualidade (alguma característica do produto ou do serviço), com distribuição de probabilidade discreta ou contínua, o gráfico de controle é formado por três linhas e pelos valores assumidos pela característica de qualidade ao longo do tempo.

A linha central normalmente é o valor nominal ou alvo que a característica de qualidade deveria assumir. Este valor pode, por exemplo, ser um valor nominal exigido por lei, um padrão ou especificação de produção. Pode ser também um valor baseado na experiência passada do processo ou um valor estimado tomado de uma pré-produção do processo produtivo sob condições sem perturbações.

As linhas laterais, denominadas limites de controle, são alocadas considerando a variabilidade apresentada pela característica de qualidade e algum nível de probabilidade. Estas linhas têm o objetivo de decidir se o processo está sob controle

estatístico ou se distúrbios possam ter ocorrido, conforme esquema mostrado na Figura 2 (página 29). Além dessas linhas de controle, os gráficos de controle de Shewhart algumas vezes podem conter linhas adicionais de advertência. Os níveis correspondentes a estas linhas são chamados limite de advertência superior e limite de advertência inferior (LSA e LIA, respectivamente) e a distância entre eles e a linha central é menor do que aquelas entre as linhas de controle superior e inferior.

Um gráfico de controle de Shewhart testa continuamente se um processo de produção está sob controle estatístico, isto é, se os parâmetros da distribuição da característica de qualidade sob avaliação concordam com determinados valores alvo (MITTAG e RINNE, 1993).

O gráfico de controle de Shewhart pode ser representado genericamente por:

LCS = valor alvo + (fator x medida da variabilidade da estatística)

LC = valor alvo

LCI = valor alvo - (fator x medida da variabilidade da estatística)
onde LCS = limite de controle superior; LC = linha central; LCI = limite de controle
inferior; fator = distância, considerando algum nível de probabilidade, da linha
central.

O valor alvo e a medida da variabilidade da estatística dependerão da distribuição de probabilidade da variável em questão e do número de observações em cada amostra utilizadas para representar um ponto no gráfico. Considerando que a característica da qualidade de interesse X a ser controlada tenha distribuição normal com média  $\mu$  e desvio padrão  $\sigma$ , ou seja,  $X \sim (\mu, \sigma)$ , têm-se na Tabela 1 os dados necessários para a montagem dos gráficos de controle de Shewhart mais comuns. O nível de probabilidade (fator) geralmente utilizado para a montagem destes gráficos de controle é aquele em que 99,73% das observações estejam

dentro dos limites de controle, desde que o processo esteja sob controle. Montgomery (1997) comenta que esta escolha de limites de controle a três desvios padrão da média, na prática, tem dado bons resultados e que os valores exatos dos parâmetros da distribuição de probabilidade da variável de qualidade em estudo não são realmente conhecidos. Desta forma, os gráficos de controle de Shewhart normalmente estão ajustados para detectar apenas grandes desvios do valor alvo.

Na montagem dos gráficos de controle deve-se considerar alguns aspectos e suposições importantes. O primeiro aspecto é o número de observações para se estimar os parâmetros média e desvio padrão. Neste aspecto, Montgomery (1997) salienta que são necessárias no mínimo 120 observações para se poder estimar os parâmetros. Outra questão relacionada com o número de observações por subgrupo é que normalmente ele deve ser constante, embora já existam gráficos de controle onde esta particularidade tenha sido superada e até mesmo implementada para melhorar o desempenho do gráfico de controle. Desde 1961, Page já exprimia sua preocupação com o efeito do tamanho do subgrupo e da freqüência da amostragem sobre os custos envolvidos na demora em observar uma mudança no processo, bem como nos custos envolvidos com a investigação de causas em um processo operando normalmente (PAGE, 1961).

Tabela 1 - Fórmulas e fatores para a montagem de gráficos de controle de Shewhart mais comuns, de acordo com o número de observações no subgrupo amostral.

Nº de observações (n) no subgrupo amostral (m)	Gráfico de Controle de	Estatística alvo	Medida de variabilidade	Fator <sup>1</sup>
1	Medida Individual (IX)	$\overline{IX} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{m} x_i}{m}$ onde m é o número de amostras.	-	$\frac{3}{d_2}$
	Amplitude Móvel (MR)	_ 2	-	-
>1 e < 10	Média (X-barra X)	$\overline{\overline{X}} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \overline{X}_{i}}{m}$ onde $\overline{X}_{i} = \frac{\sum_{j=1}^{n} x_{j}}{n}$	$\overline{R} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{m} R_i}{m}$ onde: R é a amplitude; $R_i = x_{max} - x_{min} \text{,com}  x_{max}$ sendo o maior valor de X no subgrupo e $x_{min}$ o menor valor.	A <sub>2</sub>
	Amplitude (R)	_	R	$D_4$ (superior) $D_3$ (inferior)
>10	Média (X-barra X)	$\overline{\overline{X}} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \overline{X}_{i}}{m}$ onde $\overline{X}_{i} = \frac{\sum_{j=1}^{n} x_{j}}{n}$	$\overline{s} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{m} s_{i}}{m}$ onde $s_{i}$ é o desvio padrão; $s_{i} = \sqrt{\frac{\displaystyle\sum_{j=1}^{n} (x_{j} - \overline{X}_{i})}{n-1}}$	A <sub>3</sub>
	Desvio Padrão (s)	-	s	B <sub>4</sub> (superior) B <sub>3</sub> (inferior)

Elaborado a partir de Montgomery (1997) e Wise e Fair (1998).

Além disso, as suposições sobre a distribuição de probabilidade da variável de qualidade em estudo devem ser consideradas. Considerando os gráficos de controle

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> – Fatores fornecidos em tabelas, de acordo com o número de observações, considerando que 99,73% das observações estejam dentro dos limites de controle (ANEXO D, página 153).

<sup>2 -</sup>Não recomendável, pois mudança na média do processo se refletirá na medida da variabilidade do processo (MONTGOMERY, 1997; p. 224).

apresentados na Tabela 1, as suposições são que as observações tenham aproximadamente distribuição normal, com variância constante ao longo do tempo e sejam independentes (não haja correlação entre as observações). Montgomery (1997), na página 226 do seu livro, recomenda que após a verificação da suposição da normalidade das observações para a confecção de gráficos de controle de medidas individuais, caso a mesma não seja atendida, a variável original poderia ser transformada e ser, então, aplicado o gráfico na nova variável transformada. Enquanto que na página 374 de seu livro, Montgomery (1997) discute a suposição da independência das observações e formas de lidar com a autocorrelação, sugerindo ajustar ao processo um modelo ARIMA (autoregressivo, integrado, com média móvel), e aplicar os gráficos de controle comuns aos resíduos obtidos.

Na literatura da área de laboratório de análises clínicas, o gráfico de controle de Shewhart é conhecido como gráfico de controle de Levey e Jennings (WESTGARD et al., 1977a). Isto é devido ao trabalho publicado em 1950, por Levey e Jennings (1950), no qual estes autores concluíram que a aplicação dos princípios de gráficos de controle às práticas laboratoriais, utilizando subgrupos com 2 observações de material previamente conhecido, proporciona uma base de ação na correção de um método de análise com problemas.

Os gráficos de controle de Shewhart são amplamente utilizados devido a sua simplicidade. Enquanto os pontos se apresentarem dentro dos limites de controle, nenhuma ação é tomada para investigar e alterar o processo. Os limites de controle são alocados suficientemente longe da linha central, de forma que apenas poucas amostras deveriam se apresentar fora dos limites, considerando que o processo permaneça inalterado. Isto significa que quando aparece um sinal no gráfico de controle, deve ser investigado e tratado rapidamente. Esta facilidade no uso e na

interpretação dos gráficos de controle de Shewhart, entretanto, não devem fazer com que se relevem as suas desvantagens. Embora muito efetivos para detectar causas especiais esporádicas que ocasionam grandes mudanças no processo, como estes gráficos não têm memória, eles são poucos efetivos para a detecção de mudanças mais moderadas, mesmo se estas mudanças forem crônicas. A aplicação de regras suplementares (WISE e FAIR, 1998: 21; WESTGARD, 2002; MONTGOMERY e RUNGER, 2003: 606) aos gráficos de controle de Shewhart tenta suplantar esta dificuldade, entretanto, ocasionam perda da simplicidade e facilidade de uso.

## 2.3.2. Gráficos de Controle de Soma Cumulativa (CUSUM)

Page (1954) introduziu as idéias básicas sobre a utilização de toda a informação disponível para a detecção de qualquer magnitude de mudança no processo. Apresentou uma forma de gráfico de controle de soma cumulativa, embora não na sua forma atualmente utilizada. Este tipo de gráfico possibilita detectar desvios em um processo, considerando não apenas a última informação, e sim todas as informações recolhidas sobre o processo. Esta é uma das diferenças em relação aos gráficos de controle de Shewhart e que na literatura da área é reconhecida como vantagem do gráfico CUSUM na detecção mais rápida de mudanças no processo, especialmente, mudanças de pequena ou moderada magnitude.

Outra diferença entre os dois esquemas é que o gráfico de controle de Shewhart trabalha melhor com médias do subgrupo amostral, enquanto o esquema CUSUM tem a vantagem de trabalhar melhor com medidas individuais.

Esta característica do esquema CUSUM em considerar todas as informações disponíveis faz com que ele seja mais efetivo do que os gráficos de controle de Shewhart para detectar pequenas mudanças no processo, além de possibilitar a obtenção de uma estimativa do momento em que ocorreu a mudança e do valor do desvio sofrido pelo processo (DUSEK e SNYDER, 1970; MONTGOMERY, 1997; HAWKINS e OLWELL, 1998).

Além da forma original proposta por Page (1954), existem ainda outras duas maneiras de representar graficamente as somas acumuladas: a máscara V e a tabular ou algorítmica.

Vários argumentos são apresentados na literatura contra a utilização da forma de máscara V: necessidade de realocar a máscara V assim que cada nova informação for recolhida (DUSEK e SNYDER, 1970); dificuldade na interpretação visual de um sinal de mudança no processo no gráfico (HAWKINS e OLWELL, 1998); impossibilidade para utilizar em esquemas unilaterais, uma vez que a forma de máscara V é um esquema bilateral (MONTGOMERY, 1997); ambigüidade associada com as probabilidades α e β (MONTGOMERY, 1997); não possibilidade da implementação de um procedimento, proposto por Lucas e Crosier (1982a), para melhorar a sensibilidade do esquema CUSUM. Westgard *et al.* (1977a) reclamam da interpretação qualitativa da inspeção visual do gráfico de CUSUM. Mesmo embora com a interpretação quantitativa da máscara V, não houve muita aceitação do esquema CUSUM em processos de análise laboratorial. Citam ainda que a alternativa "método de limite de decisão" (tabular, algorítmica), por ter um limite numérico, tornou a interpretação mais fácil (tanto com computadores quanto manualmente).

A forma tabular ou algorítmica de apresentar o gráfico de controle de soma cumulativa utiliza como estatística as somas acumuladas dos desvios dos valores, considerando valores individuais ou amostrais, em relação a um valor alvo. Os gráficos de controle de soma cumulativa podem ser aplicados a qualquer tipo de distribuição de probabilidade da característica de qualidade.

Considerando o estudo de um processo onde a característica de qualidade seja uma variável contínua, com distribuição de probabilidade aproximadamente normal  $[X\sim N(\mu,\sigma^2)]$ , o esquema CUSUM tabular acumula desvios acima do valor alvo em uma estatística  $C^+$  e desvios abaixo do valor alvo em uma estatística  $C^-$ . Desta forma, o gráfico de controle CUSUM tabular é composto pelas quantidades

$$C_{j}^{+} = \max[0, x_{j}^{-} (\mu_{0} + K) + C_{j-1}^{+}]$$
 (1)

$$C_{j}^{-} = min[0, x_{j}^{-} - (\mu_{0}^{-} - K) + C_{j-1}^{-}]$$
 (2)

onde:  $C_j^+$  e  $C_j^-$ são as somas acumuladas positivas e negativas, respectivamente, observadas até a observação j;  $x_j$  é a  $j^{\text{ésima}}$  observação;  $\mu_0$  é o valor alvo do processo; K é denominado valor referência; somas acumuladas iniciais  $C_0^+ = C_0^- = 0$ .

O valor referência K é escolhido considerando o valor ( $\mu_1$ ) para qual o processo pode ter mudado e que se está interessado em detectar rapidamente. Normalmente esta mudança é expressa em termos de desvios padrão, e portanto, K é a metade da magnitude da mudança, ou

$$K = \frac{\Delta}{2}\sigma \tag{3}$$

onde:  $\Delta$  é a magnitude da mudança ( $\Delta$ =| $\mu_1$ - $\mu_0$ |);  $\sigma$  é o desvio padrão do processo.

Observa-se em ( 1) e ( 2) que quando as somas positivas ( $C_j^{\scriptscriptstyle +}$ ) tornam-se negativas, ou quando as somas negativas ( $C_{j}^{\scriptscriptstyle{-}}$ ) tornam-se positivas, ambas as expressões resultam em zero.

O gráfico de controle CUSUM tabular sinaliza quando uma das duas somas acumuladas ultrapassa um valor de intervalo de decisão, denominado H, que é escolhido para ajustar o NMA<sub>0</sub> (taxa de alarme falso) a algum nível aceitável.

Montgomery (1997) coloca que a padronização da variável X

$$y_j = \frac{x_j - \mu_0}{\sigma}, j = 1, 2, ..., n$$
 (4)

faz com que as escolhas dos valores de K e H não sejam dependentes de escala, e que o esquema CUSUM tabular naturalmente controlará a variabilidade. Assim, o gráfico de controle CUSUM tabular padronizado é formado pelas quantidades

$$S_{j}^{+} = max[0, y_{j} - k + S_{j-1}^{+}]$$
 (5)

$$S_{j}^{-} = \min[0, y_{j} + k + S_{j-1}^{-}]$$
 (6)

onde:  $S_{j}^{\scriptscriptstyle +}$  e  $S_{j}^{\scriptscriptstyle -}$  são as somas acumuladas padronizadas positivas e negativas, respectivamente, totalizadas até a observação j;  $\mathbf{y_j}$  é a  $\mathbf{j^{\acute{e}}}^{isima}$  observação padronizada; μ<sub>0</sub> é o valor alvo do processo; k é o valor referência (em unidades de desvio padrão). O gráfico de controle CUSUM tabular padronizado sinaliza quando  $S_i^+ > h^+$  ou quando  $S_i^- < h^-$ .

Outra diferença entre os esquemas Shewhart e CUSUM é a habilidade deste último em determinar quando ocorreu e o tamanho da mudança no processo (MONTGOMERY, 1997). No gráfico de controle CUSUM tabular, a primeira soma cumulativa anterior ao sinal de alarme que se diferenciou de zero ( $S_i^+>0$  ou  $S_i^-<0$ ),

fornece o momento em que ocorreu a mudança. O novo nível do processo é estimado por

$$\mu_1 = \mu_0 + k + \frac{S_j^+}{N^+}, \text{ caso } S_j^+ > h^+$$
 (7)

$$\mu_1 = \mu_0 - k - \frac{S_j^-}{N^-}$$
, caso  $S_j^- < h^-$  (8)

onde  $\mu_1$  é a nova média do processo;  $N^+$  e  $N^-$  são contadores, respectivamente positivo e negativo, que registram os consecutivos períodos desde que as somas cumulativas estavam, respectivamente, acima e abaixo de zero.

Um esquema CUSUM é uma seqüência de testes de Wald, onde a hipótese nula é que a média é igual a zero e a hipótese alternativa é que a média é igual a 2k (LUCAS e CROSIER, 1982a). A principal diferença entre um esquema CUSUM e um teste seqüencial de razão de probabilidade de Wald é que, na soma cumulativa, a hipótese nula nunca é aceita (HAWKINS e OLWELL, 1998).

O esquema CUSUM tabular tem sua sensibilidade melhorada com a inclusão de um fator de resposta inicial rápida (RIR), que se constitui em iniciar as somas acumuladas com a metade do valor do intervalo de decisão (LUCAS e CROSIER, 1982a). Assim, ao se ajustar  $S_0^+ = h^+/2$  e  $S_0^- = h^-/2$ , caso o processo inicie fora de controle, um sinal deste problema será dado mais rapidamente. Entretanto, caso o processo inicie sob controle estatístico, este fator RIR terá pouco efeito.

As medidas de desempenho (NMA $_0$  e NMA $_\Delta$ ) de um gráfico de controle CUSUM tabular são ajustadas pelos valores de k, h e utilização ou não do fator RIR. O valor k geralmente dá um esquema de controle tendo o menor valor de NMA $_\Delta$ . O valor de h é selecionado para possibilitar o maior valor de NMA $_0$ , juntamente com um pequeno valor de NMA $_\Delta$ . Lucas e Crosier (1982a) indicam que existem duas formas

de se calcular as medidas de desempenho de um esquema CUSUM tabular com RIR: abordagem pela equação integral e abordagem markoviana. A abordagem pela equação integral é mais precisa que a utilização da cadeia de Markov, entretanto é menos versátil. A abordagem markoviana propicia obter, além do valor médio (NMA), a distribuição do comprimento de seqüência - *run length* (RL). Hawkins e Olwell (1998, p. 156) comentam que simulação também pode ser utilizada. O NMA derivado desta distribuição empírica de comprimento de seqüência, para grandes NMAs, pode exigir grandes esforços computacionais. Jun e Choi (1993) indicam que a simulação é freqüentemente utilizada para validação das aproximações dos outros procedimentos, e propõem técnicas de redução da variabilidade quando os comprimentos médios de seqüência de esquemas CUSUM são estimados por simulação.

As principais diferenças entre os gráficos de controle de Shewhart e de soma cumulativa (Tabela 2) direcionam para a utilização da combinação dos dois esquemas para um processo onde pode haver a ocorrência de causas especiais que ocasionem diversos tipos e magnitudes de mudanças nos parâmetros do processo.

Tabela 2 - Comparação entre gráficos de controle de Shewhart e de soma cumulativa.

	Gráfico	de controle de
	Shewhart	Soma cumulativa
Causas especiais	Esporádicas e grandes	Crônicas e pequenas
Nº de observações	Subgrupos amostrais	Medidas Individuais
Informação sobre mudança	Só sinaliza	Estima momento e tamanho da mudança
Teste de hipótese	Contínuo individual Rejeita ou não H₀	Seqüencial Pede outra amostra ou rejeita H <sub>o</sub>
Memória	Sem	Com
Implementação	Fácil	Complexa e trabalhosa

#### 2.3.3. Gráficos de Controle Combinados Shewhart - Soma Cumulativa

A primeira citação de um gráfico de controle combinado foi o trabalho de Westgard et al. (1977b), que utilizaram esta ferramenta para tentar melhorar o controle de um laboratório de análises clínicas. Simularam o tamanho do subgrupo variando de 1 a 30 e três tipos de mudanças: mudança da média em 1 desvio padrão; elevação da média em 1 desvio padrão apenas no final da simulação; e aumento de 50 % no erro aleatório (simulando dados com média = 0 e desvio padrão = 1,5). Foram estudados, para CUSUM isolado os esquemas  $C_{2,7\sigma}^{1,0\sigma}\,,C_{3,0\sigma}^{1,0\sigma}\,,C_{3,0\sigma}^{0,8\sigma}\,,\ C_{3,0\sigma}^{0,6\sigma}\,,C_{5,1\sigma}^{0,5\sigma}\ \ (\text{onde}\ \ C_h^k\ \ \text{significa um esquema CUSUM com valor de}$ referência k e intervalo de confiança h); e para o combinado:  $C_{2.7\sigma}^{1,0\sigma}S_{2.7\sigma}$ ,  $C_{2.7\sigma}^{1,0\sigma}S_{3.0\sigma}$ ,  $C_{3,0\sigma}^{1,0\sigma}S_{3,0\sigma}^{}\,,\quad C_{3,0\sigma}^{0,8\sigma}S_{3,0\sigma}^{}\,,\quad C_{3,0\sigma}^{0,6\sigma}S_{3,0\sigma}^{}\,,\quad C_{5,1\sigma}^{0,5\sigma}S_{0,01}^{}(\text{onde}\quad C_h^kS_{LS}^{}\quad \text{significa}\quad \text{um}\quad \text{esquema}$ Shewhart- CUSUM com valor de referência k, intervalo de confiança h e LS = limites de controle de Shewhart). Pelos dados simulados, foi demonstrado que à medida que se aumentou o tamanho da amostra, melhor a probabilidade de detecção das mudanças testadas. A conclusão deste estudo foi que melhoria dos sistemas de controle de qualidade deveria ser possível com a utilização do esquema CUSUM simples ou pelo uso do gráfico combinado Shewhart-CUSUM, constatado pelas maiores probabilidades de detecção de desvios simulados no processo.

Lucas (1982) descreve e avalia o esquema de controle de qualidade Shewhart-CUSUM, o qual combina os fatores chaves dos procedimentos isolados. No gráfico combinado, o aspecto CUSUM rapidamente detectará pequenas mudanças na média alvo, enquanto a adição dos limites de Shewhart aumenta a velocidade de detecção de grandes mudanças. O desempenho do esquema combinado, através das medidas  $NMA_0$  e  $NMA_\Delta$ , é efetuado através da abordagem markoviana,

apresentando várias tabelas (uni e bilaterais), de acordo com determinados valores para os parâmetros h, k, limite de controle de Shewhart e uso ou não do fator de resposta inicial de resposta.

Lucas (1982) comparou o comportamento de três esquemas de gráfico de controle: apenas Shewhart ( $3\sigma$ ), apenas CUSUM (h=5; k=0,5) e combinado CUSUM-Shewhart (h=5; k=0,5; LS de Shewhart a 3,5 $\sigma$ ) (Figura 6). A interpretação feita de que, com mesmo valor de referência (h), um esquema combinado tem menor valor de NMA $_0$  do que um esquema CUSUM é a única possível. Como levantado por Hawkins e Olwell (1998), um gráfico de controle é melhor do que outros (menores valores de NMA $_0$  para determinados desvios de processo), quando têm ajustados os seus parâmetros para apresentarem o mesmo valor de NMA $_0$ .

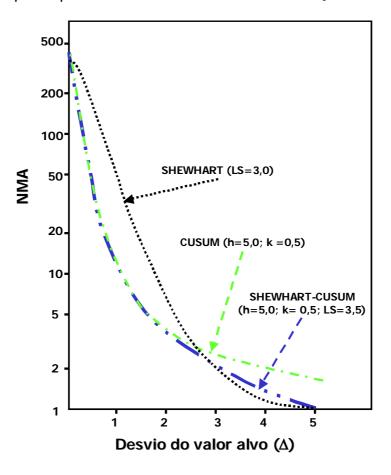


Figura 6 - Comparação de NMAs. (Fonte: Lucas, 1982)

Com o principal propósito de monitorar a qualidade, em longo prazo, dos testes de laboratórios clínicos, Solberg (1984) desenvolveu um sistema informatizado. A utilização, desde 1978, de um programa em linguagem Fortran, é relatada, indicando que o esquema combinado é mais sensível que apenas o esquema Shewhart na avaliação da imprecisão (componentes aleatórios da qualidade analítica) e da inacurácia (componentes sistemáticos da qualidade analítica). Dentre os 80 tipos diferentes de análises realizadas, apresentou a dosagem de uréia como exemplo. Os recursos computacionais da época eram poucos, por isso o gráfico combinado é limitado (Figura 7).

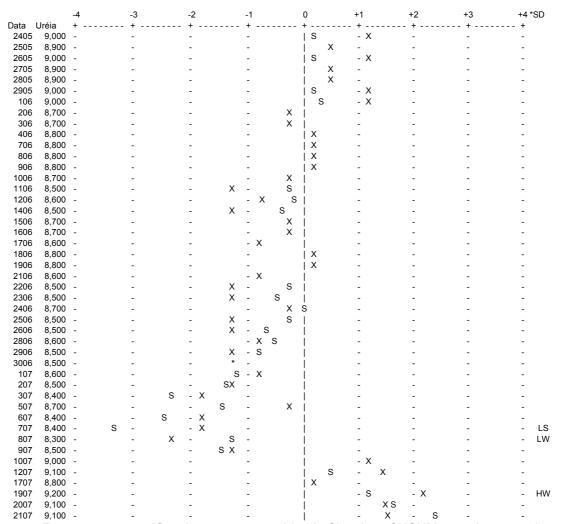


Figura 7 - Representação gráfica do esquema combinado Shewhart-CUSUM para dosagem de uréia. Ajuste bilateral, dados de CUSUM (h=2,7; k=1) e de SHEWHART (LC=3,0); onde: X – valor padronizado; S – soma cumulativa padronizada; LS – Intervalo de decisão inferior ultrapassado; LW – Limite de aviso inferior ultrapassado; HW – Limite de aviso superior ultrapassado. (Fonte: Solberg, 1984)

Yashchin (1985) apresentou um pacote computacional (DARCS), que monta, processa e analisa gráficos de controle combinados Shewhart-CUSUM uni e bilaterais. Utiliza a teoria de cadeias de Markov para analisar o NMA e outros aspectos do esquema combinado Shewhart-CUSUM.

A Agência de Proteção Ambiental dos Estados Unidos utiliza o esquema combinado unilateral para monitorar contaminação de águas subterrâneas (USEPA, 1989). Na apresentação do esquema, fornece como exemplo a coleta mensal de duas amostras de água de um poço e posterior análise quanto à concentração do poluente tetraclorito de carbono. O valor médio dos resultados obtidos pelas amostras é padronizado e apresentado em um gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM unilateral (Figura 8).

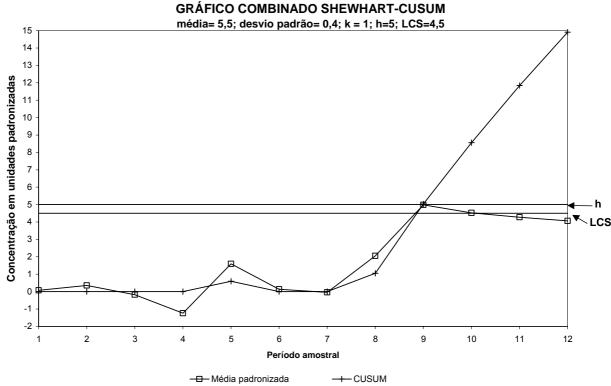


Figura 8 - Gráfico combinado Shewhart-CUSUM. FONTE: USEPA, 1989, página 7-11.

As estimativas de média e do desvio padrão foram obtidas para cada poço com a utilização de dados de no mínimo quatro períodos amostrais. O limite de controle

superior de Shewhart é fixado em 4,5 desvios padrão, enquanto que o esquema CUSUM utiliza 1 como valor referência (k=1) e intervalo de decisão a 5 desvios padrão (h=5). A escolha dos parâmetros do esquema combinado (LCS, k e h) foi baseada na literatura. A análise do gráfico combinado Shewhart-CUSUM pode se tornar confusa, devido à necessidade de apresentar conjuntamente os valores da média padronizada, os valores para a soma cumulativa positiva, além da apresentação de duas linhas de controle: o limite de controle superior de Shewhart (LCS) e o intervalo de decisão (h) do esquema CUSUM. Isto sem considerar que nos casos bilaterais, haverá a necessidade de se apresentar o conjunto de valores da soma cumulativa negativa, como também a linha de controle referente ao intervalo de decisão (h) negativo do esquema CUSUM, e o limite de controle inferior de Shewhart.

Gan (1989) considera que uma substancial inflação da variância do processo resulta na produção de objetos com medidas de baixa precisão, portanto, mudanças em ambas, média e variância do processo, deveriam ser levadas em conta como indicativas de que um processo mudou. Desta forma, o autor estudou as propriedades do número médio de amostras (NMA) de gráficos de controle combinados CUSUM-Shewhart, onde a média do processo foi controlada pelo esquema de soma cumulativa e a variância do processo controlada por um gráfico Shewhart para variância. As tabelas geradas foram obtidas através de equações integrais. O gráfico proposto, quando comparado a um esquema apenas CUSUM, oferece maior proteção contra uma inflação da variância do processo.

# 3 LABORATÓRIO DE NUTRIÇÃO ANIMAL

# 3.1. Introdução

Neste capítulo os alimentos na área de nutrição animal são definidos, bem como a importância da análise de alimentos e tipos de análise são abordados. Aspectos relacionando análise laboratorial e controle estatístico de processos são comentados. A apresentação do trabalho efetuado pelo Laboratório de Nutrição Animal da Epagri é também feita neste capítulo. Através de vários fluxogramas, os procedimentos laboratoriais empregados são demonstrados. Um diagrama de causa e efeito, técnica de controle estatístico de processo, é aplicado para verificação das principais causas que afetam a elaboração de laudo laboratorial.

# 3.2. Análises físicas, químicas e biológicas de alimentos

A classificação dos alimentos utiliza alguns critérios, principalmente teor de fibra bruta (FB), matéria seca (MS) e proteína bruta (PB), conforme pode ser observado na Tabela 3.

Tabela 3 - Classificação dos alimentos.

Classe	Descrição	Critério
1	Forragens secas (fenos)	> 18 % FB, baixo teor de MS
2	Forragens verdes	
3	Silagens	Materiais conservados
4	Concentrados energéticos	< 18% FB; < 20% PB
5	Concentrados protéicos	< 18% FB; > 20% PB
6	Suplementos minerais	
7	Suplementos vitamínicos	
8	Aditivos	
EQUITE E		A/ELL ( 1 40E4

FONTE: Elaborado a partir de McDOWELL et al., 1974.

Os alimentos são analisados com o objetivo principal de se conhecer a sua composição (SILVA, 1981) e esta análise é um dos principais aspectos no setor de nutrição animal. As substâncias nutritivas encontradas nos alimentos são utilizadas pelos animais para que estes possam exibir todas as manifestações vitais e produtivas.

Os componentes bromatológicos são normalmente analisados por processos físicos, químicos ou biológicos, ou a combinação destes. Através de processos físicos, temos os seguintes componentes: matéria seca e matéria mineral ou cinzas. Com a utilização de processos físico-químicos têm-se: proteína bruta; proteína verdadeira; gordura bruta; fibra bruta; fibra em detergente neutro; fibra em detergente ácido; lignina em detergente ácido; amônia; potencial hidrogeniônico; e minerais (cálcio, fósforo, enxofre, magnésio, potássio, cobre, ferro, manganês e zinco). Utiliza-se de processos físico-químico-biológicos para a determinação da digestibilidade in vitro da matéria seca e para a digestibilidade in vitro da matéria orgânica. Através de cálculos podem ser encontrados os valores de: umidade, matéria orgânica; extrativos não nitrogenados, estimando carboidratos totais não estruturais; celulose; hemicelulose; nutrientes digestíveis totais; e energia metabolizável. Cada análise de componente bromatológico é realizada de acordo com método padronizado, já estabelecido na literatura (DEWAR e McDONALD, 1961; GOERING e VAN SOEST, 1970; MINISTRY OF AGRICULTURE, FISHERIES AND FOOD, 1977; PIRES et al., 1979; AOAC, 1980; SILVA, 1981; FREITAS et al., 1990).

Entretanto, na prática, observa-se que cada laboratório adapta o método padronizado para determinada análise às suas condições e possibilidades (tipo de instalação, tipos de equipamentos e utensílios, mão-de-obra, etc.).

## 3.3. Controle de processos em análises laboratoriais

Westgard (2002) estabelece que a expectativa mais básica e fundamental de um laboratório é que ele proporcione resultados analíticos corretos. Os procedimentos de controle utilizados por um laboratório referem-se a um protocolo específico para analisar um específico número de amostras controle (ou amostras padrão), e interpretar um número específico de resultados. Em laboratórios de análises clínicas humanas já é prática comum a utilização de gráficos de controle.

Nas rotinas laboratoriais podem haver muitas possíveis fontes de erros, que devem ser observadas em cada fase do processo laboratorial (WESTGARD, 2002):

- coleta de material: técnica incorreta de amostragem, contaminação,
   quantidade imprópria de amostra, acondicionamento incorreto da amostra,
   identificação incorreta da amostra, entre outros;
- armazenamento e envio da amostra: condições impróprias de armazenamento, tempo de envio impróprio, entre outros;
- análise: condições ambientais adversas, reagentes vencidos, envio impróprio de reagentes, armazenamento impróprio dos reagentes, reagentes preparados incorretamente, uso incorreto dos reagentes, contaminação dos reagentes, variabilidade entre lotes de reagentes, interação reagente-amostra (presença de substâncias na amostra interferindo com os reagentes), armazenamento incorreto dos padrões, envio incorreto de padrões, calibração imprópria, desempenho do instrumento não verificado antes do uso, erro de instrumento, falha de instrumento, instrumento funcionando impropriamente, manutenção imprópria de instrumentos, manuseio e manutenção inadequada de instrumento, técnica incorreta, entre outros;

- resultado: interpretação visual, ajuste incorreto das unidades de medida,
   perda acidental de dados, necessidade de cálculos;
- controle do processo: interpretação imprópria dos resultados dos padrões,
   resultado sem sentido ou *outlier* não reconhecido, valor de alerta não reconhecido, interferência não reconhecida;
- laudo: resultado não impresso, resultado impresso em laudo errado, informação incorreta registrada, entre outros.

Avaliação da qualidade de um resultado laboratorial consiste na documentação e medições sistemáticas do viés, precisão e acurácia (HOSKINS, 2003). É usada para determinar se um processo analítico está sob controle estatístico e de acordo com as linhas gerais do programa de garantia de qualidade.

Para superar o viés, a prática mais comum é a inclusão de brancos, do processo ou de reagentes. A subtração dos valores dos brancos dos resultados das amostras é usada para corrigir fontes sistemáticas de contaminação, não aleatórias. Desta maneira, viés sistemático no processo pode ser corrigido para melhorar a acurácia.

A acurácia expressa a proximidade ao valor conhecido ou esperado, enquanto que a precisão expressa a repetibilidade de múltiplos resultados para a mesma amostra. Juntas representam a incerteza analítica. Enquanto a acurácia dos resultados analíticos é documentada pela análise de amostras referências com conteúdo conhecido, a precisão dos resultados analíticos é medida através do coeficiente de variação de testes replicados das amostras de clientes ou pela análise repetida de amostras de referência interna. Uma analogia (Figura 9), explicando estas duas medidas, é fornecida por Galyean (1997). Observar que os tiros são

muito precisos (proximidade dos x's), mas o atirador não tem uma boa acurácia, devido à distância entre os x's e o centro do alvo. Tabela com valores aceitáveis de coeficientes de variação para algumas rotinas laboratoriais é fornecida por Galyean (1997), com a finalidade de servir de base na avaliação da precisão do resultado analítico.

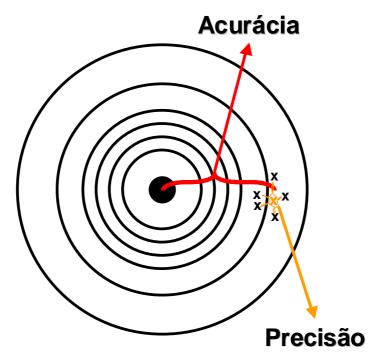


Figura 9 - Alvo com x's representando os tiros de uma espingarda. FONTE: Elaborado a partir de Galyean (1997).

Utilizando mais de duas replicatas de um material referência (amostras padrão), o gráfico de controle de média  $(\overline{X})$  é usado para verificar a acurácia, enquanto que o gráfico de controle da amplitude (R) controla a precisão (HOSKINS, 2003).

Existem dois níveis de controle de qualidade laboratorial: interno e externo. O controle interno de qualidade normalmente é aplicado usando-se duplicatas das amostras dos clientes e análise de amostras padrões a intervalos regulares (em cada bateria, por exemplo). O controle externo de qualidade laboratorial é realizado

quando o laboratório se associa a uma rede interlaboratorial e um órgão ou instituição analisa os resultados apresentados por diversos laboratórios para amostras de referência fornecidas. Na área de nutrição animal há duas redes atualmente funcionando no Brasil: Programa Interlaboratorial de Análise de Tecido Vegetal da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" - ESALQ/USP (http://www.esalq.usp.br/departamentos/lsn/controle.html) e o Programa Colaborativo Interlaboratorial da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA (https://www.cppse.embrapa.br/nutricao/index.htm). O LNA da Epagri faz parte de ambos.

#### 3.4. Histórico do LNA

O Laboratório de Nutrição Animal da Epagri de Lages SC foi inaugurado em abril de 1982 e até dezembro de 1992 realizou, em média, 12.500 análises por ano recebimento de 2.500 amostras de alimento por ano, sendo que cada amostra foi submetida, em média, a cinco análises diferentes (FREITAS *et al.*, 1994).

A classificação dos alimentos de McDowell *et al.* (1974), juntamente com a quantidade de diferentes alimentos recebidos pelo LNA – Lages SC em cada classe, desde a sua inauguração até final de 1992 pode ser analisada na Tabela 4. A maior variedade de alimentos recebidos pertenciam à classe das pastagens e forragens verdes. No livro existem 671 tipos de materiais analisados, sendo a maioria (67,4%) da classe de forragens verdes. Após a edição do livro foram incluídos mais 374 materiais, destacando-se que 87,2% foram de forragens verdes e a análise de seis suplementos minerais. Estes 671 materiais informados no livro pertencem a 200 espécies ou combinação de espécies diferentes, sendo que 20 materiais não foram

Histórico do LNA 57

especificados. No arquivo eletrônico de fevereiro de 1995 estão listados 318 espécies ou combinação de espécies diferentes, com 49 materiais não especificados.

Tabela 4 - Número e percentagem relativa de alimentos diferentes, por classe, recebidos pelo LNA Lages SC, no período de abril de 1982 a dezembro de 1992.

	Liv	ro de 1994	Até feve	ereiro de 1995	Total de	cadastrados
Classe de Alimento	N°	Percentual	N°	Percentual	Total	Percentual
1 - Forragens secas	48	7,2%	15	4,0%	63	6,0%
2 - Forragens verdes, pastagens	452	67,4%	326	87,2%	778	74,4%
3 - Silagens	58	8,6%	14	3,7%	72	6,9%
4 - Concentrados energéticos	70	10,4%	8	2,1%	78	7,5%
5 - Concentrados protéicos	43	6,4%	5	1,3%	48	4,6%
6 - Suplementos minerais	-	_	6	1,6%	6	0,6%
Total	671		374	_	1045	

FONTE: Elaborado a partir de FREITAS et al. (1994) e de arquivo eletrônico.

A atividade laboratorial pode ser analisada utilizando como indicador o número de amostras recebidas. A Figura 10 mostra a evolução do número de amostras recebidas da inauguração do LNA, em 1982, até 1987. Após período estável, de 1988 a 1993, verifica-se queda anual nos anos subseqüentes, até atingir-se a menor cifra no ano de 2000, quando se observa uma tendência de incremento anual nos anos de 2001 e 2002.

Em uma análise possibilitada pelos dados disponíveis, uma vez que os disquetes 5' ¼ com os dados de 1994 até 1998 não puderam ser recuperados, os anos de 2000 e 2001 ficaram, tanto em termos de número de análises realizadas, quanto ao potencial recolhimento de receitas, abaixo do ano de 1999 (Figura 11). Observa-se que a partir de 2000, tanto o número de análises realizadas quanto o potencial de receita têm crescido. Como o número de análises no ano de 2002 foi semelhante ao do ano de 2003, a diferença entre potencial de receita pode ser explicada pelos tipos de análises realizadas em cada ano. Nos cinco anos, o potencial de receita nunca foi inferior a oito mil reais ao ano.

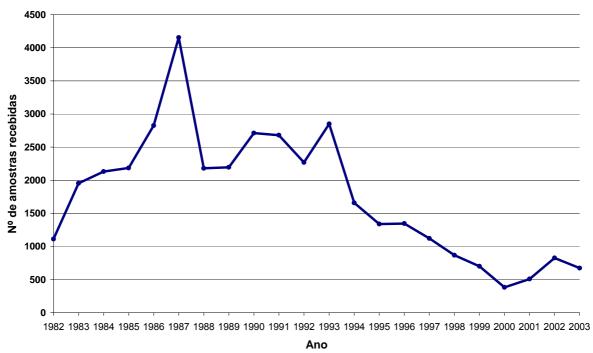


Figura 10 - Número de amostras recebidas anualmente pelo Laboratório de Nutrição Animal – LNA, da Epagri Lages SC, de 1982 a 2003.

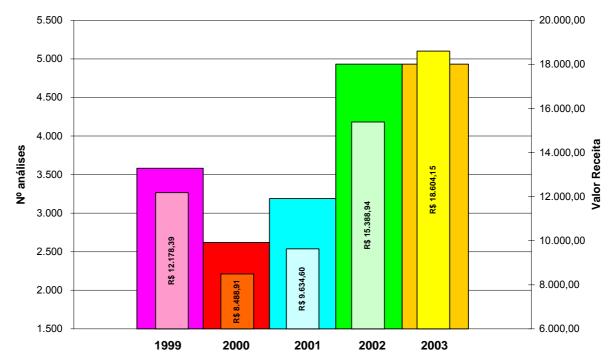


Figura 11 - Número de análises efetuadas e potencial de receita econômica (considerando os preços atuais das análises) do Laboratório de Nutrição Animal (LNA) da Epagri de Lages SC, durante os últimos cinco anos (1999 a 2003).

Histórico do LNA 59

Observa-se claramente dois períodos, nos últimos 5 anos, com picos de demanda de serviços no LNA, que ocorreram nos meses de maio e julho-agosto, totalizando aproximadamente mais de 500 análises mensais realizadas (Figura 12).

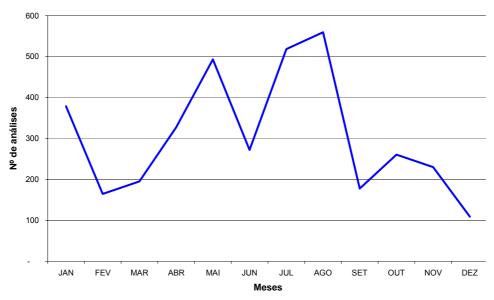


Figura 12 - Número de análises efetuadas mensalmente pelo Laboratório de Nutrição Animal (LNA) da Epagri de Lages SC, durante os últimos cinco anos (1999 a 2003).

Os principais clientes do LNA são do estado de Santa Catarina (Figura 13). Quase 82% das amostras recebidas foram de materiais oriundos de Santa Catarina, com as amostras do estado do Rio Grande do Sul representando cerca de 16,8% do total nos cinco últimos anos.

Das 3.095 amostras recebidas nos últimos cinco anos (1999 a 2003) do estado de Santa Catarina (Figura 14), a predominância foram para as amostras da região de Lages (24,6%), de Chapecó (20,1%), de Ituporanga (8,7%) e de Xanxerê (7,2%). Outro aspecto a ser levado em consideração é o número de municípios do estado de Santa Catarina que estão encaminhando amostras dentro do estado, que vem aumentando a cada ano (22 municípios em 1999, 33 municípios em 2000, 52 municípios em 2001, 57 municípios em 2002 e 50 municípios em 2003).

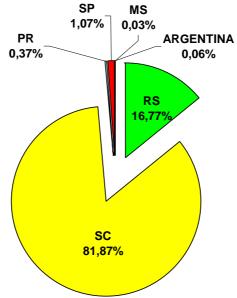


Figura 13 - Distribuição geográfica (estadual e de país) das amostras recebidas no Laboratório de Nutrição Animal (LNA), da Epagri de Lages SC, durante os últimos cinco anos (1999 a 2003).

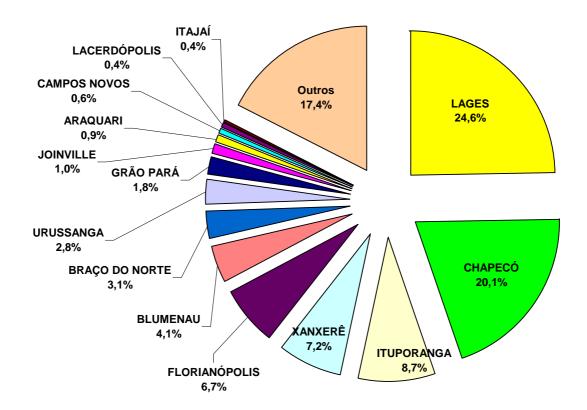


Figura 14 - Distribuição geográfica, dentro do estado de Santa Catarina, das amostras recebidas no Laboratório de Nutrição Animal (LNA), da Epagri de Lages SC, durante os últimos cinco anos (1999 a 2003).

Histórico do LNA 61

A análise por classe de alimento, das amostras recebidas pelo LNA nos últimos anos (Tabela 5), revela que enquanto o número de amostras recebidas de pastagens diminuiu de 1999 para os outros anos, a quantidade de concentrados vem aumentando anualmente.

Tabela 5 - Número anual e total, com percentagem relativa, de amostras recebidas, por classe de alimento, pelo LNA Lages SC, nos últimos cinco anos (1999 a 2003).

			Anos			Total	% do
Classes	1999	2000	2001	2002	2003	5 anos	Total
1 – Feno	2	9	19	24	18	72	3,0%
2 – Pastagem	537	175	189	430	149	1480	61,1%
3 – Silagem	40	37	26	25	70	198	8,2%
4 - Concentrado energético	35	47	151	167	174	574	23,7%
5 - Concentrado protéico	79	95	106	168	253	701	29,0%
6 – Mineral	2	4	19	10	10	45	1,9%
Não informado	6	16		3		25	1,0%
Total	701	383	510	827	674	2421	

A análise por tipo de análise realizada, das amostras recebidas pelo LNA nos últimos anos (Tabela 6), revela que a análise de proteína bruta é a mais realizada, sendo que 95,7% das amostras recebidas foram analisadas para este quesito, nos últimos 5 anos.

Tabela 6 - Número anual, com percentagem relativa ao número de amostras recebidas (entre parênteses), de análises realizadas, por tipo de análise, pelo LNA Lages SC, nos últimos cinco anos (1999 a 2003).

-	Anos					Média
Análise	1999	2000	2001	2002	2003	5 anos
Protoína bruta (maoro)	658	372	479	793	659	05.72
Proteína bruta (macro)	(93,87)	(97,13)	(93,92)	(95,89)	(97,77)	95,72
Matéria seca (MS)	450	321	381	711	179	67,05
	(64,19)	(83,81)	(74,71)	(85,97)	(26,56)	
Matéria orgânica (MO)	457 (65,19)	328 (85,64)	333 (65,29)	596 (72,07)	281 (41,69)	65,98
	372	232	289	511	255	
Nutrientes digestíveis totais (NDT)	(53,07)	(60,57)	(56,67)	(61,79)	(37,83)	53,99
Digestibilidade in vitro da matéria	366	226	219	454	206	47,92
orgânica (DIVMO)	(52,21)	(59,01)	(42,94)	(54,9)	(30,56)	<del></del>
Proteína bruta (semi-micro)	353	160	156	414	113	37,91
	(50,36) 95	(41,78) 168	(30,59) 170	(50,06) 166	(16,77) 283	
Cinzas (CZ)	(13,55)	(43,86)	(33,33)	(20,07)	(41,99)	30,56
	68	58	175	202	288	
Fibra bruta (FB)	(9,7)	(15,14)	(34,31)	(24,43)	(42,73)	25,26
Gordura bruta (GB)	65	97	116	171	254	23,14
	(9,27)	(25,33)	(22,75)	(20,68)	(37,69)	23, 14
Cálcio (Ca)	47	37	100	190	251	19,24
	(6,70)	(9,66)	(19,61)	(22,97)	(37,24)	
Fósforo (P)	47 (6,70)	37 (9,66)	87 (17,06)	170	250	18,21
	35	35	109	(20,56) 125	(37,09) 63	11,99
Extrativos não nitrogenados (ENN)	(4,99)	(9,14)	(21,37)	(15,11)	(9,35)	
Outros minerais (Mg, Na, K, Cu, Zn, Mn,	32	30	62	79	59	0.57
Fe)	(4,56)	(7,83)	(12,16)	(9,55)	(8,75)	8,57
Fibra em detergente neutro (FDN)	130	37	23	0	42	7,79
	(18,54)	(9,66)	(4,51)	(0,00)	(6,23)	
Fibra em detergente ácido (FAD)	131	36	11	(0.00)	40	7,24
	(18,69) 5	(9,4)	(2,16) 56	(0,00)	(5,93) 47	
Energia Metabolizável (EM)	(0,71)	(2,09)	(10,98)	(7,62)	(6,97)	5,67
	42	34	11	7	64	
Potencial hidrogeniônico (pH)	(5,99)	(8,88)	(2,16)	(0,85)	(9,50)	5,47
Matéria seca tolueno (MS-Tol)	40	33	10	4	31	4,27
	(5,71)	(8,62)	(1,96)	(0,48)	(4,60)	4,21
Acidez volátil (Equivalente ácido acético)	39	33	9	4	30	4,18
	(5,56)	(8,62)	(1,76)	(0,48)	(4,45)	
Lignina em detergente ácido (LAD)	62 (8,84)	36 (9,40)	2 (0,39)	0 (0,00)	6 (0,89)	3,91
	23	54	0	0	0	
Energia bruta (EB)	(3,28)	(14,10)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	3,48
Teste de Éber	1	0	0	30	69	2.0
	(0,14)	(0,00)	(0,00)	(3,63)	(10,24)	2,8
Outras análises (PV, Atividade Ureática,	15	1	0	5	4	0,72
etc.)	(2,14)	(0,26)	(0,00)	(0,60)	(0,59)	<del>-,</del>
	704	000	E 4 0	00=	0= 1	
Amostras recebidas	701	383	510	827	674	

#### 3.4.1. Histórico dos laudos de análises

A análise das pastas onde se encontram todos os laudos emitidos pelo LNA revela:

- que o primeiro laudo foi emitido em 20 de abril de 1982, sendo datilografado em folha timbrada da empresa (embora na pasta haja apenas o rascunho da correspondência);
- que a partir do Resultado de Análise (RA) nº 37/82, de 14 de setembro de 1982, foi utilizado formulário padrão impresso em gráfica, de formato paisagem A4;
- que a partir do RA nº 66/82, de 17 de dezembro de 1982, foi utilizado formulário padrão impresso em gráfica para amostras individuais, de formato retrato A4;
- que a partir do RA nº 16/83, de 08 de março de 1983, o formulário padrão para amostras individuais melhorou: cartonado (de gráfica), retrato A4;
- que a partir do RA nº 28/93, de 24 de março de 1993, parece que foi utilizada a planilha eletrônica Lotus123® para gerar o formulário contínuo, folha grande (A3), formato paisagem;
- que a planilha eletrônica Lotus123® começou a ser usada para gerar formulário (contínuo, pequeno, retrato, A4) para amostras individuais, a partir do RA nº 71/93 de 06 de julho de 1993;
- que o uso do banco de dados Dbase® ocorreu a partir do RA 065/94, em 05 de abril de 1994, quando o primeiro RA foi registrado nos arquivos em DBF;
- que até o RA nº 163/98 (30 de setembro de 1998) foi usada impressora matricial,
   com papel contínuo pequeno (formato retrato);

 que a partir do RA nº 164/98, de 12 de outubro de 1998, foi usada impressora jato de tinta, utilizando papel A4 (impressão retrato).

### 3.5. Apresentação das rotinas laboratoriais

A análise bromatológica engloba diversas frações constituintes dos alimentos (umidade, matéria seca, matéria orgânica, cinzas, proteína bruta, fibra bruta, gordura bruta, extrativo não nitrogenado, teor de nutrientes digestíveis totais, teor de minerais, entre outros), bem como de alguns itens de qualidade (pH, teste de Éber). Pelo serviço, o LNA cobra por fração analisada. A lista das frações analisadas, com os respectivos preços, encontram-se na Tabela 7.

O processo do LNA (Figura 15) envolve a elaboração de laudo contendo os resultados de análise (RA). Este processo é constituído de vários sub-processos, que são os responsáveis pela análise de cada fração ou característica de interesse de um cliente.

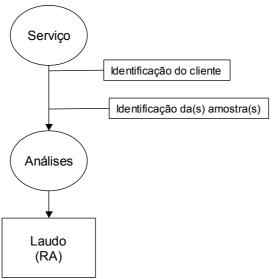


Figura 15 - Processo global de funcionamento do LNA, partindo do recebimento do serviço até a emissão do resultado de análise (RA).

Tabela 7 - Especificação das análises realizadas pelo LNA, com os respectivos preços.

Especificação da Análise	Unidade de Medida	Preço unitário R\$
Matéria seca (MS)	%	1,55
Cinzas (CZ)	%	cálculo
Matéria orgânica (MO)	%	2,60
Nitrogênio (N)	%	cálculo
Proteína bruta (PB macro)	%	6,59
Proteína bruta (PB semi-micro)	%	2,15
Gordura bruta (GB)	%	15,92
Fibra bruta (FB)	%	8,82
Extrativos não nitrogenados (ENN)	%	cálculo
Fibra em detergente ácido (FAD)	%	8,06
Fibra em detergente neutro (FDN)	%	9,45
Lignina em detergente ácido (LAD)	%	17,07
Digestibilidade in vitro da matéria orgânica (DIVMO)	%	6,06
Carboidratos ácido-digeríveis (CAD)	%	10,27
Carboidratos hidrossolúveis (CHS)	%	5,61
Nutrientes digestíveis totais (NDT)	%	cálculo
Elementos minerais (custo por elemento)		15,00
Elemento adicional		3,00
Minerais: Cálcio (Ca), Fósforo (P), Magnésio (Mg), Potássio (K)	%	
Cobre (Cu), Ferro (Fé), Zinco (Zn), Manganês (Mn), Sódio (Na)	ppm	
Energia bruta (EB)	Kcal/g	10,00
Enxofre (s)	%	15,00
Matéria seca tolueno (MS-Tol)	%	6,55
Acidez volátil (Equivalente ácido acético)	%	cálculo
Potencial hidrogeniônico (pH)	-	2,46
Nitrogênio amoniacal (N-NH <sub>3</sub> )	%	3,90
Nitrogênio em detergente ácido (N-FAD)	%	17,74
Nitrogênio total	%	2,21
Acidez solúvel em água	%	1,54
Poder tampão	-	201,00
Proteína verdadeira (PV)	%	11,94
Taninos (equivalente catequina)	%	4,80
Teste de Éber	-	1,88
Uréia	%	7,13
FONTE: LNA – Epagri, Precos de junho de 2003		

FONTE: LNA – Epagri. Preços de junho de 2003.

O fluxograma dos procedimentos anteriores a realização das rotinas laboratoriais depende da classe de alimento (ver Tabela 3, na página 51) recebida para análise (Figura 16). Os procedimentos dependem notadamente do teor de umidade apresentado e da forma física com que a amostra chega ao laboratório (inteira ou moída).

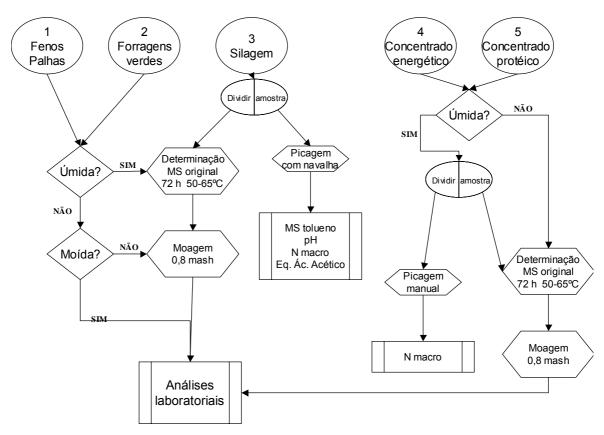


Figura 16 - Fluxograma de atividades anteriores as análises, de acordo com a classe de alimento.

O esquema global de funcionamento do LNA pode ser visualizado na forma de objetos, sendo constituído de 5 tipos de objetos: serviço, amostra, tipo análise, RA e custo (Figura 17). O relacionamento entre os objetos é feito através de determinadas características dos objetos, que são comuns aos mesmos. Exemplificando, a característica "Nº Serviço" está nos objetos SERVIÇO, AMOSTRA e RA. Especificase a característica de tal forma que para cada "Nº Serviço" pode haver uma ou várias amostras conectadas e apenas um RA ligado. Da mesma forma, a característica "Valor" do objeto AMOSTRA irá receber o somatório dos custos individuais de cada tipo de análise realizada.

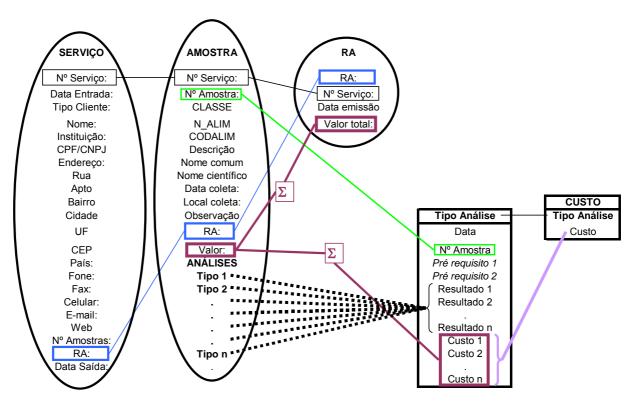


Figura 17 - Visualização do processo do LNA através de 5 objetos.

Os sub-processos envolvendo as principais análises, especificando vários tipos do objeto "Tipo análise" pode ser visualizado na Figura 18. Os tipos de análise já se encontram divididos por tipo de classe de alimento.

Sem considerar as classes de alimento de suplementos minerais (classe 6), suplementos vitamínicos (classe 7) e aditivos (classe 8) (ver Tabela 3 na página 51), os tipos de análises comuns a todas as outras classes (1, 2, 3, 4 e 5) estão apresentadas sobre o fundo amarelo. Para as classes de alimentos (1, 2 e 3) para ruminantes e determinados monogástricos (eqüinos, muares, etc), as análises estão sobre o fundo verde. Os alimentos conservados (classe 3 – silagens) têm os tipos de análises que estão sobre o fundo alaranjado (Figura 18).

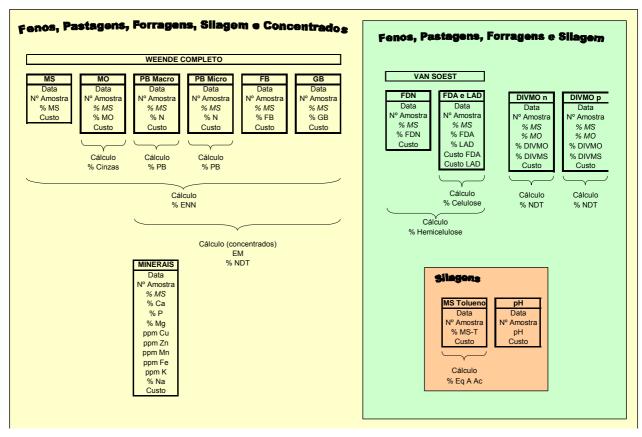


Figura 18 - Visualização gráfica, por classe de alimento, dos principais tipos de análises realizadas pelo LNA.

O conhecimento das necessidades de tempo, limitações, equipamentos e utilização de padrões em cada tipo de análise também são aspectos importantes. Levantamento de tempo gasto, número de amostras em cada batelada, utilização de amostras padrões e brancos, e equipamentos necessários para cada tipo de análise realizada no LNA estão sumarizados na Tabela 8.

Tabela 8 - Controle de tempo, número de amostras por batelada, utilização de padrão e branco, necessidade de equipamentos e observações a respeito das principais rotinas de análises do LNA.

ртпоре	principals rounas de analises do LNA.    Batelada (nº de									1	
	∥ т	Tempo gasto			nostras)		Amostr	Equipament	0		
Análise	un.	mín.	máx.	mín.	máx.	Usa?	Que tipo	Freqüência	utilizado	Nº	Observação
MS	h	10	-	-	60	Sim	Embrapa (48)	Cada batelada	Estufa	1	Pesa à tarde e passa a noite na estufa
MO	h	6	-	-	45/forno (2)	Sim		Cada batelada	Mufla	2	Espera MS
MS tolueno	dia	2	-	1	6	Não	Precisa amostra	úmida	Condensador	1	Máximo 12 / semana
MS original	dia	3	-	-	-	Não			Estufa ar forçado	2	
PB semi-micro	dia	3	-	1	40	Sim	Embrapa (48)	Cada batelada	Bloco digestor Disp. Destilação	1 1	
N-Total	dia	3	-	1	40	Sim	Embrapa (48)	Cada batelada	Bloco digestor Disp. Destilação	1 1	
PB macro-Kjeldhal	h	8	-	1	6	Sim	Embrapa (48)	Cada 6/ cada 12 - Branco	Bloco digestor Disp. Destilação	1 1	Começa de manhã
Gordura Bruta	dia	2	-	1	5	Sim	Embrapa (48)	Cada 5 amostras	Extrator Soxhlet	1	Começa de manhã
Fibra Bruta	dia	2	-	1	6/aparelho	Sim	Embrapa (48)	Cada 6	Aparelho digestor Aparelho filtração	2 1	Pesa de manhã, faz a análise, passa a noite na estufa.
FDA	dia	2	-	1	6/aparelho	Sim	Embrapa (48)	Cada 6	Aparelho digestor Aparelho filtração	2 1	Como estas análises utilizam os mesmos equipamentos, só é possível
LDA	dia	2	-	1	12	Sim	Embrapa (48)	Cada 6	Aparelho filtração	1	fazer uma destas análises a cada 2
FDN	dia	2	-	1	6/aparelho	Sim	Embrapa (48)	Cada 6	Aparelho digestor Aparelho filtração	2 1	dias.
DIVMO	dia	9	-	-	-	Sim	2 + branco	Cada 17 amostras	Banho Maria Incubadora	1 1	Necessita de tubo de CO <sub>2</sub> .
PV	dia	2	-	1	6	Não			Igual a PB Macro		Começa à tarde. Termina com rotina de PB Macro.
Teste de Éber pH	dia h	2	-	1	20 40	<mark>Não</mark> Não			Potenciômetro	1	Sugerido Branco e padrão positivo Pesa, adiciona H₂O, aguarda 30 min. e faz a leitura.
ЕВ	dia	2		1	10	Sim	Ácido Benzóico	Cada batelada	Bomba Calorimétrica	1	Necessita do tubo de Oxigênio
Minerais	dia	4	-	15	26	Sim	Embrapa (48)	Cada rodada	Fotocolorím. (P) Espectrofot. Fotoc. (K e Na)	1 1 1	Só tem 26 cadinhos. O nº mínimo econômico seira 30. Obs.: Espectrofot Ca, Mg, Mn, Cu, Zn, Fe
CAD	Não está sendo feito há muitos anos.										
CHS	Não está sendo feito há muitos anos.										
Taninos	Não está sendo feito há muitos anos.  Não está sendo feito há muitos anos.										
N-NH3	Não e	está send	do feito h	a muitos	anos.						

#### 3.6. Questões sobre o atual sistema de emissão de laudos

O atual sistema de confecção dos laudos de análises laboratoriais é um aplicativo em linguagem Clipper, versão de 12 de novembro de 2002 (Figura 19). Como foi informado no item 3.4.1, na página 63, este aplicativo tem sido utilizado desde abril de 1994. Foram observados problemas com a parte de informática: manutenção precária dos arquivos antigos com a impossibilidade de se recuperar os dados gerados entre os anos de 1994 e 1998, por estarem acondicionados em mídias antigas (disquete de 5 ¼ polegadas) e impossíveis de se realizar a leitura. Outra dificuldade do atual sistema é se obter rapidamente relatórios e informações para gerenciamento das atividades (tipos de análises executadas, controle de entrada de recursos, previsão de compra de insumos, etc). O processo de emissão de laudos é artesanal, com redigitações (e possíveis fontes de erros) – o atual sistema é meramente um editor de laudos, sem nenhuma inteligência para checagem de inconsistências.

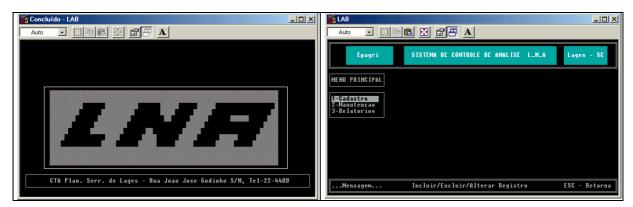


Figura 19 - Máscaras do aplicativo em Clipper (arquivo LAB.EXE), que confecciona os laudos laboratoriais.

Questões críticas 71

#### 3.7. Questões críticas

Foram observadas algumas fontes de problemas para que o resultado da análise não esteja correto, isto é, indicando o real conteúdo do alimento analisado. Em um diagrama de causa e efeito (Figura 20) estão apontados, dentro das seis causas primárias, aquelas questões apontadas como problemáticas no processo de elaboração do laudo de análise.

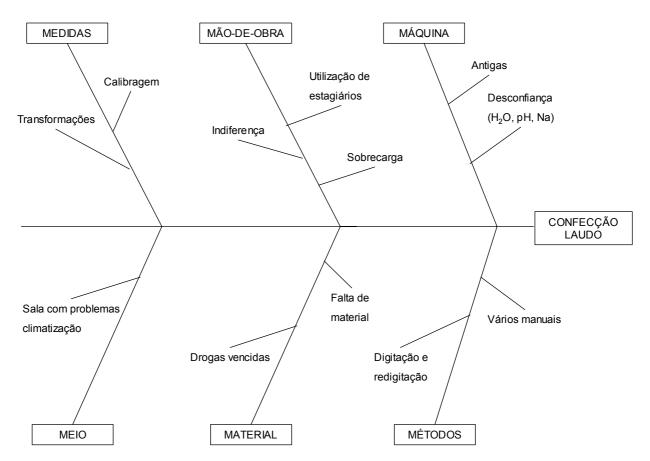


Figura 20 - Diagrama de causa e efeito para o processo de elaboração do laudo de análise do LNA.

Algumas destas causas podem ocasionar pequenos desvios, como também grandes desvios nos resultados obtidos. Uma listagem preliminar tenta classificar estas causas assinaláveis como causadoras de pequenos e grandes desvios (Tabela 9).

Tabela 9 - Listagem e classificação das causas especiais detectadas no processo de elaboração de laudo no LNA.

	Desvios			
Causas especiais	Pequenos	Grandes		
Reagentes velhos ou vencidos na preparação das soluções analíticas	Х	Х		
Indiferença do funcionário		Χ		
Climatização errada das salas	Χ			
Utilização de estagiários		Χ		
Não padronização das metodologias	Χ	Χ		
Sobrecarga de funcionário		Χ		
Processo de leitura e anotação de resultados		Χ		
Falhas nos equipamentos e materiais	Χ	Χ		

Considerando a complexidade do processo de elaboração de laudos pelo LNA, juntamente com a possibilidade de ocorrências de problemas, que podem tanto ocasionar pequenos quanto grandes desvios no processo, identificou-se a necessidade da implantação de uma ferramenta de controle estatístico de processo que contemplaria ambos os desvios: gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM. Enquanto que o componente Shewhart ficaria encarregado de monitorar o aparecimento de grandes desvios no processo, o componente de soma cumulativa (CUSUM) estaria monitorando aqueles desvios pequenos e permanentes no processo.

# 4 SISTEMA GERENCIAL PROPOSTO

### 4.1. Introdução

Os módulos do sistema proposto são apresentados e discutidos, sendo que no próximo capítulo será mostrada a forma de utilização, aproveitando-se de um exemplo para facilitar o entendimento.

# 4.2. Apresentação do sistema

O esquema geral do trabalho de tese está sumarizado na Figura 21. Além da montagem do aplicativo de controle estatístico de processo, há também a preocupação da verificação (diagnóstico) e adequação dos dados (transformações) às suposições (normalidade e independência dos dados, variância constante) que se fazem necessárias para a devida aplicação da ferramenta.

O módulo LABORATÓRIO (Figura 21) contempla toda a parte gerencial da análise laboratorial (ver Figura 15 na página 64), envolvendo a identificação do cliente, identificação da amostra e a execução das análises requeridas e impressão dos laudos laboratoriais.

O módulo CONTROLE ESTATÍSTICO DE PROCESSO é constituído de dois sub-processos ("Análise e tratamento" e "Gráfico Combinado Shewhart-CUSUM Estático"), com uma interface em comum entre os dois, que será utilizada quando se está montando o gráfico (FASE PREPARATÓRIA).

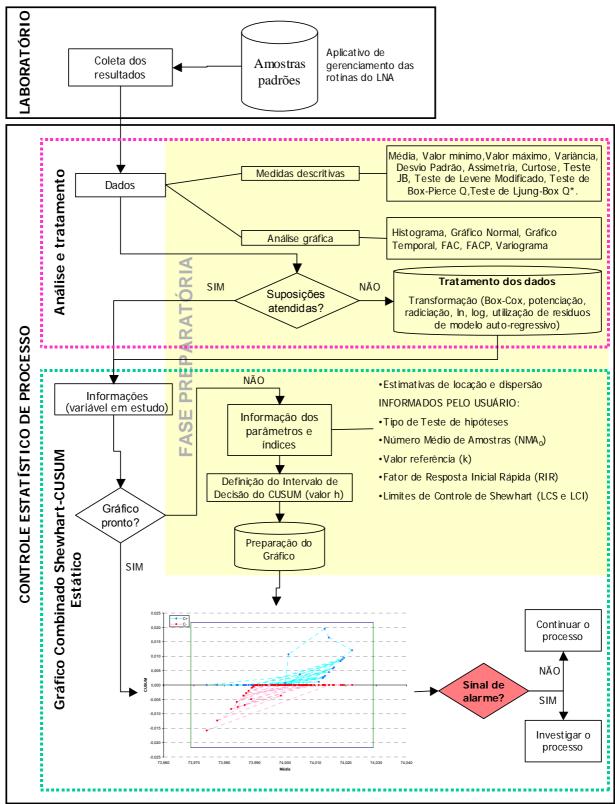


Figura 21 - Fluxograma do aplicativo gerencial.

# 4.3. Aplicativo e linguagem computacional

Considerando a facilidade de uso e o conhecimento pelos usuários em geral, o aplicativo desenvolvido foi implantado sob uma planilha eletrônica (Microsoft Excel ®), com os algoritmos necessários desenvolvidos em Microsoft Visual Basic for Applications ® (VBA).

#### 4.4. Módulo Laboratório

O módulo LABORATÓRIO foi implementado em planilha eletrônica denominada *LNA2003e.xls*, contendo as análises realizadas pelo LNA após a implementação do novo sistema, isto é, a partir de agosto de 2003. A tela inicial possibilita entrar no sistema através do menu *LABORATÓRIO* (Figura 22).

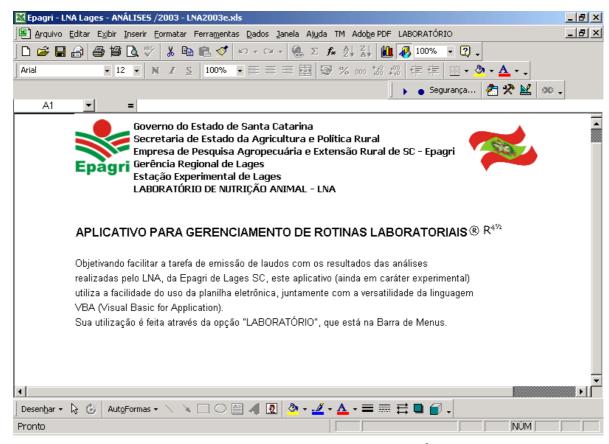


Figura 22 - Tela inicial do módulo LABORATÓRIO.

A planilha eletrônica é constituída por um conjunto de pastas, cada uma representando um tipo de análise realizada pelo LNA. Cada pasta foi montada considerando aquelas informações intermediárias necessárias para a emissão do resultado, sendo que algumas colunas contém fórmulas que são utilizadas para efetuar os cálculos necessários, de acordo com cada rotina. O menu *LABORATÓRIO* possibilita acessar mais rapidamente a pasta com a análise de interesse. A Figura 23 mostra como acessar a pasta com a análise mais realizada pelo LNA – a análise de proteína bruta, pelo método Macro Kjeldhal (ANEXO F).

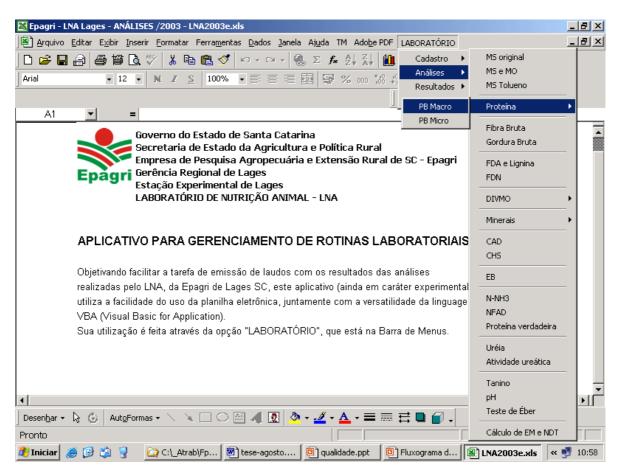


Figura 23 - Tela com menus para se alcançar os resultados de proteína bruta macro.

Módulo CEP 77

### 4.5. Módulo CEP

O aplicativo para a montagem do gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM foi implementado na planilha *GCCSC.xls*. A tela inicial do aplicativo possibilita acessar os procedimentos via menu *NNQ/CEP* e ajuda em hipertexto, clicando em *MANUAL* (Figura 24). Ao acessar *NNQ/CEP*, *Variável* e clicando *Nova* aparece a tela da Figura 25, em que se pode definir a localização dos dados.



Figura 24 - Tela inicial do módulo CEP.

A caracterização de cada uma das séries de informações é feita para possibilitar uma melhor identificação da série, definição de que tipo de dado que se está trabalhando (numérico, texto ou em forma de data); número de casas decimais, tamanho do subgrupo amostral e definição de qual série será a variável em estudo (Figura 26).

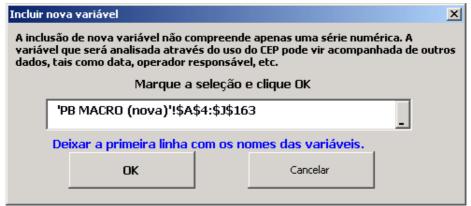


Figura 25 - Tela de informação para entrada dos dados.

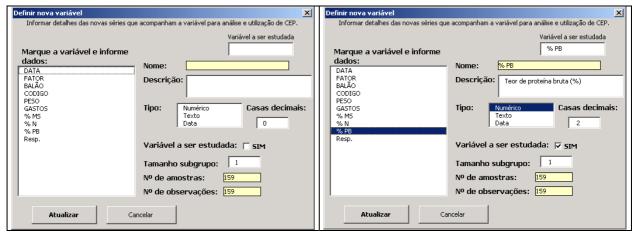


Figura 26 - Tela de entrada de informação sobre as séries de dados. (esquerda – com a tela vazia; direita – definida a variável a ser estudada)

Utilizando-se o menu *NNQ/CEP*, <*nome\_variável>* e *Editar variável* pode-se editar qualquer informação, bem como suprimir linhas ou colunas (Figura 27). As funções de planilha eletrônica podem ser utilizadas para este processo (por exemplo, deletar linhas e colunas). Ao finalizar, utiliza-se o botão *Atualizar* ou, caso contrário, o botão *Cancelar*.

A eliminação de toda a informação referente a alguma variável já estudada pode ser realizada utilizando o menu NNQ/CEP, <nome\_variável> e Excluir Variável <nome\_variável>.

Análise e tratamento 79

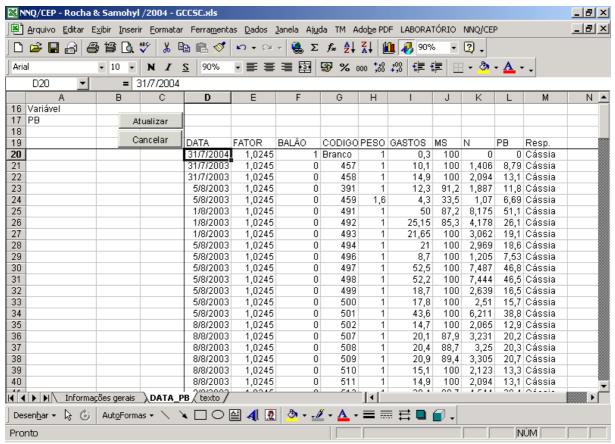


Figura 27 - Tela de edição da variável a ser estudada.

#### 4.5.1. Análise e tratamento

A análise da variável em estudo é feita através do menu *NNQ/CEP*, <*nome\_variável>* e *Análise da variável <nome\_variável>* (Figura 28). A tela apresenta as medidas descritivas e alguns testes da variável em estudo e a possibilidade de outras duas telas (*Análise Gráfica* e *Transformação*).

Para a apresentação das medidas descritivas, as informações contidas na coluna da variável em estudo são colocadas em um vetor de valores tb(), do qual, através de funções internas ao Microsoft Excel ®, são calculados: número de observações (Application. WorksheetFunction. Count(tb())), média (Application. WorksheetFunction. Average(tb())), valor mínimo (Application. WorksheetFunction.

Min(tb())), valor máximo (Application.WorksheetFunction.Max(tb())), variância (Application.WorksheetFunction.var(tb())), desvio padrão (Application. WorksheetFunction.StDev(tb())), curtose (Application.WorksheetFunction.Kurt(tb())) e assimetria (Application.WorksheetFunction.Skew(tb())).

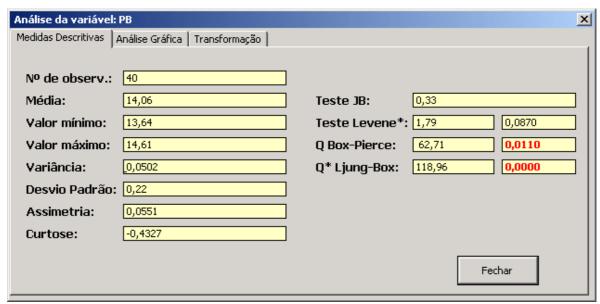


Figura 28 - Tela de análise da variável: medidas descritivas e testes.

Além da apresentação das principais medidas descritivas, as suposições para utilização do gráfico de controle são realizadas através de testes específicos. A normalidade dos dados é verificada utilizando-se teste JB (JARQUE e BERA,1985; MORETIN e TOLOI, 2004, p. 515). A constância da variância é testada através do teste de Levene (NETER *et al.*, 1996), enquanto que a independência dos dados através das estatísticas Q de Box-Pierce (MAKRIDAKIS *et al.*, 1998, p. 318-319) e Q\* de Ljung-Box (MAKRIDAKIS *et al.*, 1998, p. 319-320). O manual do módulo *NNQ/CEP* apresenta sucintamente os fundamentos de cada teste (APÊNDICE E). Para os testes apresentados na Figura 28, a grafia em vermelho dos resultados significa problema nos dados.

Análise e tratamento 81

As suposições também podem ser verificadas graficamente - na repartição Análise Gráfica (Figura 29). A normalidade pode ser avaliada pelo histograma (VIEIRA, 1999) e pelo gráfico normal de probabilidade (NETER et al., 1996, p. 106-107). A independência dos dados pode ser avaliada pelo gráfico de autocorrelação (MAKRIDAKIS et al., 1998, p. 38-41) e autocorrelação parcial (MAKRIDAKIS et al., 1998, p. 321-322; SOUZA e CAMARGO, 1996, p. 76-79). A homoscedasticidade é verificada pelo variograma (BOX e LUCEÑO, 1997, p. 113-117). O comportamento da variável através do tempo, verificando-se padrões (tendência, sazonalidade, ciclos, etc) nos dados, pode ser avaliado pelo gráfico temporal, sendo que o padronizado mostra os valores discrepantes ou "outliers" - valores que estão acima ou abaixo dos limites de 4 desvios padrões (NETER et al., 1996, p.103).

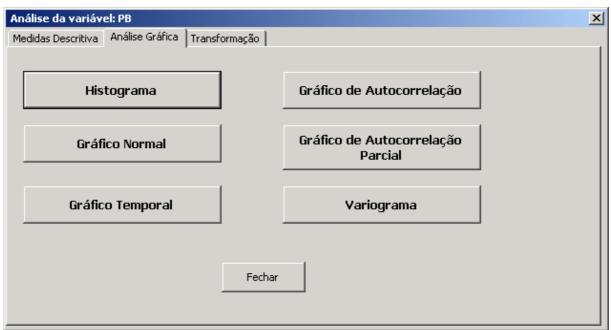


Figura 29 - Tela de análise da variável: análise gráfica.

A fuga de alguma suposição pode ser suplantada utilizando-se as opções apresentadas na repartição *Transformação* (Figura 30), que apresenta a média e o desvio padrão da variável original, e os testes para a verificação das suposições.

Após a escolha de alguma transformação e o pressionamento do botão *Transforma*, apresenta estes mesmos valores para a variável transformada. Os tipos, utilidade e forma de utilização das transformações estão melhor detalhados no manual do aplicativo *NNQ/CEP* (APÊNDICE E).



Figura 30 - Tela de análise da variável: transformação.

### 4.5.2. Gráfico Combinado Shewhart-CUSUM

A principal questão para a montagem do gráfico combinado é a definição da área sob controle, delimitada pelos limites de controle de Shewhart e pelo intervalo de decisão do esquema CUSUM, considerando os outros aspectos envolvidos. Entretanto, a área sob controle é definida pela taxa de alarme falso permitida, ou número médio de amostras quando não há mudanças no processo (NMA<sub>0</sub>). A segunda questão é, conhecidos os limites de controle de Shewhart, onde alocar o intervalo de decisão (h) do esquema CUSUM para atingir-se uma taxa de alarme falso necessária ao cliente. A última é conhecer o desempenho do gráfico combinado, conforme ajustes definidos, frente a possíveis mudanças no processo.

Determinando o valor de NMA 83

### 4.5.2.1. Determinando o valor de NMA

O valor de NMA de determinado esquema de gráfico de controle foi encontrado utilizando simulação. O fluxograma da simulação utilizada para encontrar o valor de NMA, para gráficos de controle, combinados ou não, pode ser analisado na Figura 31.

A rotina inicia com o fornecimento de informações necessárias: parâmetros da distribuição normal (para o caso do NMA $_0$ :  $\mu$  = 0 e  $\sigma$  = 1), tipo de teste de hipóteses (uni ou bilateral); ajustes de Shewhart (limites de controle) e do CUSUM (h, k e uso ou não do RIR); e número de repetições e sinais necessários. Estudo paralelo (APÊNDICE F) sobre o número necessário de repetições indicaram que acima de 30 fornecem ótimas estimativas, com tempo de simulação razoável.

Enquanto não se atinge o número de repetições desejadas, cada repetição inicia zerando algumas variáveis locais e termina quando se atinge o número informado de sinais para cálculo do NMA da repetição, contanto que o número de observações simuladas utilizadas para o cálculo seja superior a 50.000.

Os números aleatórios com distribuição de probabilidade normal (número de observações simuladas), utilizados nas simulações, foram gerados com a transformação de Box-Muller (MARTELL, 2002; p. 4):

Número Normal = 
$$\mu + \sigma \sqrt{-2Ln(U_1)}cos(2U_2)$$
 (9)

onde:  $\mu$  é a média;  $\sigma$  é o desvio padrão ( $\sigma$ >0);  $U_1$  e  $U_2$  são números com distribuição de probabilidade uniforme, entre 0 e 1, sendo que  $U_1$  tem que ser maior que zero.

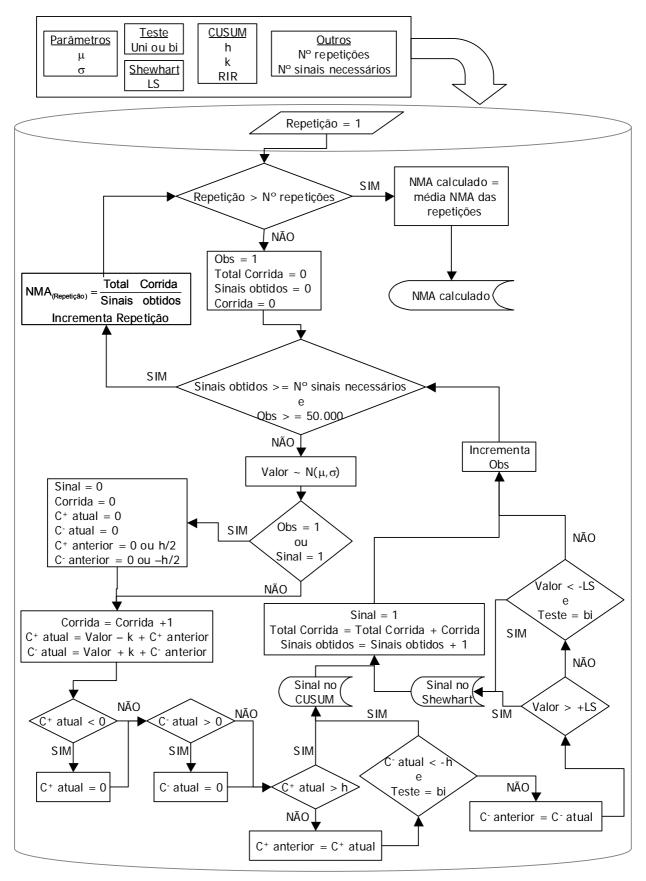


Figura 31 - Fluxograma para simulação do valor do NMA. Rotina: **Achar NMA calculado**.

Determinando o valor de NMA 85

Caso seja no início de uma nova repetição ou logo após um sinal em algum dos esquemas, alguns indicadores são zerados (Sinal, Corrida, C<sup>+</sup> atual e C<sup>-</sup> atual) e C<sup>+</sup> anterior e C<sup>-</sup> anterior recebendo, de acordo com o uso ou não do RIR, metade de h ou valor zero, respectivamente.

A corrida é incrementada e as somas acumuladas positiva e negativa são calculadas, tomando-se o cuidado delas serem zeradas caso sejam menores ou maiores que zero, respectivamente e de acordo com as equações (1) e (2), da página 42.

Verifica-se, então, se alguma soma acumulada ultrapassou o intervalo de decisão ou se o valor simulado ultrapassou o limite de Shewhart. Acontecendo esta ultrapassagem, fica registrado qual esquema apresentou sinal (Sinal no CUSUM ou Sinal no Shewhart), acumulando-se o número de sinais obtidos, o total da corrida e informando que um sinal ocorreu (Sinal = 1).

O tipo de teste de hipóteses necessário é contemplado ao se questionar conjuntamente e concomitantemente se o intervalo de decisão negativo e o limite inferior de controle foram ultrapassados.

Após incrementar o contador *Obs*, retorna-se à questão sobre se os sinais obtidos são maiores ou iguais aos necessários e se o número de observações simuladas (contador *Obs*) são superiores a 50.000. Atendendo-se estas duas condições, incrementa-se o número de repetições e armazena o valor obtido da divisão do total de corrida pelo número de sinais obtidos, como NMA da repetição recém finalizada.

Ao se finalizar todas as repetições necessárias é feito o cálculo da média dos NMAs obtidos nas repetições e armazena-se este valor como NMA calculado. Além deste valor numérico, fica(m) registrado(s) o(s) esquema(s) onde sinais ocorreram: se no esquema CUSUM ou de Shewhart, ou em ambos.

A verificação da rotina para cálculo do NMA, implementada em VBA, foi feita realizando-se a comparação (Tabela 10) dos valores obtidos através da simulação e da utilização de cadeias de Markov (LUCAS, 1982), para gráfico de controle combinado, para teste bilateral, com ajustes de k = 0,5, h = 5 e LS = 3,5.

Tabela 10 - Valores de NMA obtidos com a utilização da abordagem markoviana e por simulação, para diferentes níveis de mudança na média do processo e com o uso ou não do fator de resposta inicial rápida (RIR).

Mudança na	Sen	n RIR	Com RIR			
Média (em σ)	Markov <sup>1</sup>	Simulado <sup>2</sup>	Markov	Simulado		
0,00	391	397	360	368		
0,25	139	132	113,9	115,5		
0,50	37,2	37,36	28,1	28,3		
0,75	16,8	16,87	11,2	11,2		
1,00	10,20	10,27	6,32	6,33		
1,50	5,58	5,63	3,37	3,37		
2,00	3,77	3,83	2,36	2,36		
2,50	2,77	2,83	1,86	1,86		
3,00	2,10	2,17	1,54	1,54		
4,00	1,34	1,37	1,16	1,16		

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Extraído de LUCAS, 1982.

A simulação utilizando rotinas em VBA, implementada sob planilha eletrônica, para cálculo de valores de NMA, produz valores bem próximos aos obtidos por operações com cadeias de Markov, principalmente para mudanças na média superiores a 0,5 desvio padrão. Na realidade, em trabalhos práticos, é raro utilizar valores de mudanças menores que 1 ou maiores que 4, reforçando a similaridade entre os resultados.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Simulação utilizando 600.000 observações e 30 repetições.

### 4.5.2.2. Determinando o intervalo de decisão (h)

Através do uso de simulação foram encontrados os valores do intervalo de decisão (h) para o esquema combinado para determinadas probabilidades de alarme falso (ou em termos de NMA), considerando os parâmetros de montagem dos gráficos CUSUM (valor de referência k e utilização do fator de Resposta Inicial Rápida) e de Shewhart (limites de controle, em termos de desvio padrão). As tabelas, contendo estes valores de h, encontram-se nos apêndices (APÊNDICE A, APÊNDICE B, APÊNDICE C e APÊNDICE D), divididas de acordo com tipo de teste (unilateral ou bilateral) e com a utilização ou não do fator de Resposta Inicial Rápida (RIR).

O fluxograma da simulação para encontrar os valores do intervalo de decisão (h) pode ser visualizado na Figura 32. A primeira preocupação, após receber as informações necessárias (NMA alvo, número de sinais, k, uso ou não do RIR, limites de Shewhart, tipo de teste de hipóteses e número de repetições), é com relação ao número de observações a serem simuladas, considerando que se possa ter número de sinais para se fazer a estimativa do número médio de amostras (NMA). Sendo este número superior a 50.000 observações, passa-se a próxima questão que é sobre os limites de controle de Shewhart permitirem ou não que seja possível alcançar o número médio de amostras necessário (NMA alvo). Um exemplo simples facilita a compreensão desta questão: caso os limites de controle de Shewhart (LS) estejam ajustados para 3, é impossível obter NMA alvo acima de 370, em testes bilaterais, ou 740, em testes unilaterais. Caso esta condição seja verdadeira, encerra-se a rotina concluindo que com as informações fornecidas é possível

apenas aplicar gráfico de controle de Shewhart, não sendo necessário encontrar um valor para h.

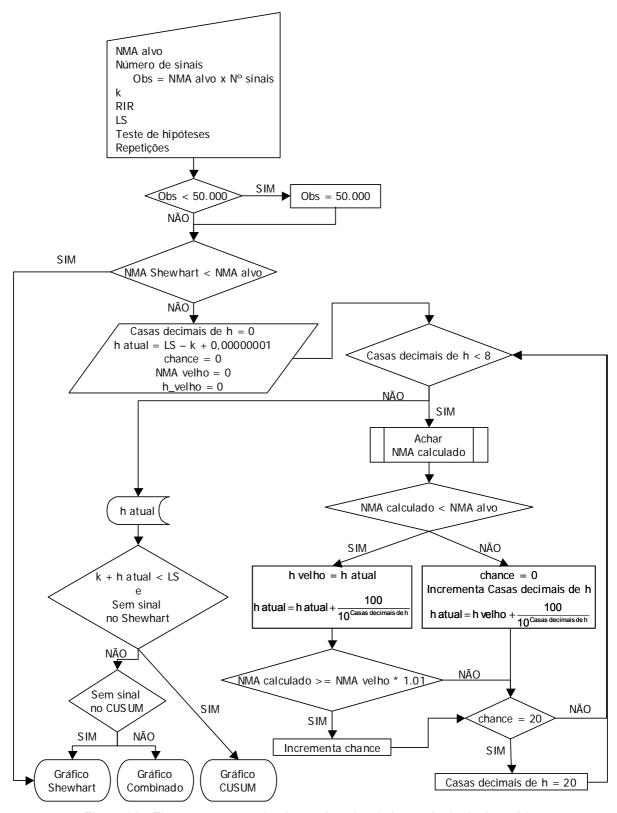


Figura 32 - Fluxograma para simulação do valor do intervalo de decisão (h).

Não havendo limitação devido aos limites de Shewhart, inicia-se a rotina ajustando-se algumas informações locais, sendo que o primeiro valor de h é ajustado a ser igual ao valor de LS – k + 0,0000000001 (este valor inicial agiliza a rotina, sendo que se o valor de h procurado for menor do que este valor inicial, durante a rotina ele retorna a ser zero). A rotina é executada até atingir-se um valor de h com sete casas decimais. O número de casas decimais do valor do intervalo de decisão (h) é o indicador de quando cessar a rotina, uma vez que o exato valor de NMA alvo dificilmente é alcançado.

De posse de todas as informações necessárias, processa-se então a procura pelo valor de NMA. Isto é realizado utilizando-se do procedimento já apresentado na Figura 31, que retorna o valor de NMA calculado e os tipos de esquemas que sinalizaram (Sinal no CUSUM, Sinal no Shewhart, ou em ambos). Duas possibilidades se apresentam com relação a seguinte decisão: NMA calculado é maior ou menor que o NMA alvo.

No caso em que o NMA calculado for menor que o NMA alvo, incrementa-se o valor de h, de acordo com a unidade de casa decimal em uso. É questionado, então, se o valor atual do NMA calculado é maior, acima de 1 %, do que o último NMA calculado – isto faz com que, caso a estimativa não esteja melhorando incrementa-se um controle denominado *chance*, que no algoritmo também encerra a rotina caso não haja melhora no valor do NMA calculado em 20 ciclos. Isto ocorre em situações onde a combinação dos valores de LS e k impossibilitam encontrar um valor de h.

No caso em que o NMA calculado for maior que o NMA alvo, deve-se então decrescer o valor de h, recuperando o penúltimo valor de h utilizado e incrementando-o com uma unidade decimal, 10 vezes menor que a última – devido o

acréscimo de uma unidade no número de casas decimais de h. Cada vez que ocorre retorno ao penúltimo valor de h, o controlador *chance* é zerado.

O ciclo se repete, como informado anteriormente, até que o valor de h tenha sete casas decimais. Isto acontecendo, o valor de h é armazenado e questionamento sobre qual tipo de gráfico de controle é feito.

A rotina em VBA para encontrar o valor do intervalo de decisão (h) pode ser avaliada ao se comparar os valores de h encontrados utilizando o programa *geth.exe*, disponibilizado por Hawkins e Olwell (1998), e os que foram encontrados por simulação (Tabela 11). A comparação possível é apenas para gráfico CUSUM, pois não há tabelas para gráficos combinados. A simulação em VBA, quando comparada com o programa que utiliza a abordagem markoviana para o cálculo do intervalo de decisão para gráficos CUSUM, apresentou algumas diferenças (em negrito na Tabela 11) na terceira casa decimal em diante.

Tabela 11 - Intervalos de decisão (h) obtidos com a utilização da abordagem markoviana e por simulação, para diferentes números médio de amostras (NMA), para cinco valores referência (k), sem uso do fator de resposta inicial rápida (RIR) para gráfico de controle de soma cumulativa.

		Valor referência (k)								
$NMA_0$		0,0	0,5	1,0	1,5	2,0				
250	Markov <sup>1</sup>	21,2014	4,3891	2,3234	1,4665	0,8917				
	Simulado <sup>2</sup>	21,2014	4,3890	2,3230	1,4660	0,8920				
370	Markov	26,0399	4,7739	2,5163	1,6043	1,0166				
370	Simulado	26,0399	4,7739	2,5163	1,6043	1,0166				
500	Markov	30,4575	5,0708	2,6649	1,7080	1,1098				
	Simulado	30,4575	5,0710	2,6650	1,7080	1,1100				
1000	Markov	43,5596	5,7574	3,0094	1,9424	1,3170				
1000	Simulado	43,5596	5,7570	3,0090	1,9420	1,3170				

Obtido com a utilização do programa geth.exe (HAWKINS e OLWELL, 1998).

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Simulação utilizando 600.000 observações e 30 repetições.

### 4.5.2.3. Avaliando o desempenho do gráfico de controle

O desempenho de um gráfico de controle combinado pode ser avaliado ao se analisar o número médio de amostras (NMA) que o mesmo demora a sinalizar problema no processo, quando mudanças estão presentes. Esta rotina também foi implementada em VBA, utilizando o procedimento descrito no fluxograma da Figura 31 (página 84), sendo apenas que a média que é informada é acrescida de alguns valores representando mudanças no processo, possibilitando encontrar NMA $_{\Delta}$ , isto é, quantas amostras serão processadas até que um sinal seja fornecido para determinadas magnitudes de mudança ( $\Delta$ ). Os valores obtidos com simulação, informados na Tabela 10 (página 86), são utilizados com o exemplo para a confecção da curva de desempenho, utilizando o logaritmo natural dos valores de NMA (Figura 33). Esta transformação pelo logaritmo natural melhora a visualização.

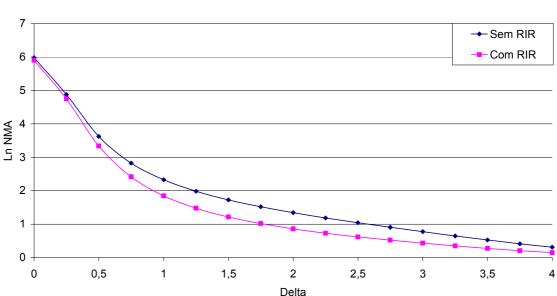


Gráfico Combinado Bilateral (k= 0,5; h = 5; LS = 3,5)

Figura 33 - Curvas de desempenho de gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM, bilateral; com valor referência (k) de 0,5; intervalo de decisão (h) de 5, limites de Shewhart (LS) de 3,5, sem e com utilização do fator de resposta inicial rápida (RIR).

Os procedimentos para encontrar o NMA, o intervalo de decisão (h) e a curva de desempenho de gráfico de controle, combinado ou isolado (Shewhart ou CUSUM), foram implementados em VBA, sob planilha eletrônica denominada *NMA-h-Desempenho.xls*, cujo manual de instruções encontra-se no APÊNDICE G.

# 4.5.3. Montagem do gráfico

O gráfico proposto é denominado gráfico de controle combinado CUSUM-Shewhart estático. O adjetivo estático se deve a que há uma área de aceitação de que o processo está sob controle, não havendo desta maneira um eixo informando o número da sequência de coleta das informações.

Duas possibilidades se apresentam: forma  $LS \times h$  e forma  $h \times LS$ . A forma  $LS \times h$  apresenta, no eixo X, os valores observados (medida individual ou média amostral), com as linhas perpendiculares referentes aos limites de controle de Shewhart (LCS e LCI). No eixo Y estão representados os valores das somas cumulativas ( $C_i^+$  ou  $S_i^+$  e  $C_i^-$  ou  $S_i^-$ ), bem como os respectivos intervalos de decisão ( $h^+$  e  $h^-$ ). Na forma  $h \times LS$ , os eixos estão inversos ao da forma  $LS \times h$ .

A Figura 34 apresenta um modelo do gráfico de controle combinado CUSUM-Shewhart padronizado estático, na forma LS x h, com esquema  $E_2C_{5,0\sigma}^{0.5\sigma}$ sRIR- $S_{3,0\sigma}$ , onde  $E_{teste}$  expressa se o esquema é uni ou bilateral;  $C_h^k$ ?RIR representa o componente CUSUM com valor de referência k, intervalo de decisão h e ? = utilização do fator de Resposta Inicial Rápida (s= sem; c=com); e  $S_{LS}$  representa o componente Shewhart com limites de controle em LS desvios padrões. As 100

Montagem do gráfico 93

observações utilizadas foram geradas a partir de uma distribuição normal, com média igual a 74 e desvio padrão de 0,01.

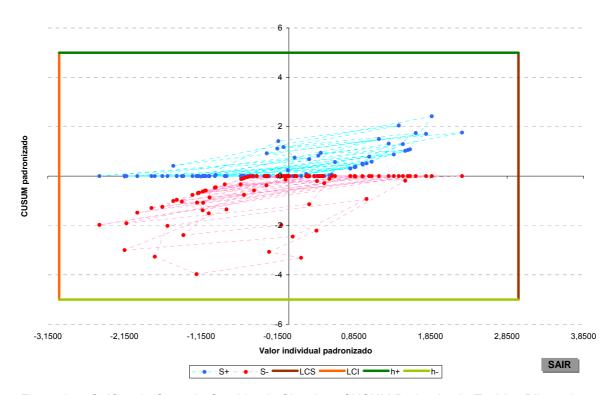


Figura 34 - Gráfico de Controle Combinado Shewhart-CUSUM Padronizado Estático Bilateral, na forma LS x h.

Os pontos azuis localizados no gráfico representam as coordenadas x, y; onde x representam os valores médios padronizados e y os valores das somas cumulativas padronizadas positivas. Os pontos vermelhos, por sua vez, o par valores médios padronizados e somas cumulativas padronizadas negativas (Figura 34). Os limites de controle de Shewhart aparecem como linhas na cor marrom (superior) e alaranjado (inferior), enquanto os intervalos de decisão como linhas em tons de verde (positivo - escuro; negativo - claro). Enquanto os pontos se localizarem dentro da área delimitada pelos limites de Shewhart e pelos intervalos de decisão, o processo será considerado sob controle estatístico.

No caso de aparecimento de pontos fora da região sob controle, informações sobre o ponto serão mostradas na tela. Caso uma das somas acumuladas ultrapassar o respectivo intervalo de decisão, é informado a partir de qual ponto a soma começou a ser registrada. No caso de ultrapassagem dos limites de Shewhart, apenas o ponto é informado. Exemplificando este procedimento, utilizamos como as mesmas observações empregadas para a confecção gráfico da Figura 34, sendo que agora da 51ª até a 100ª observação, os dados provém de uma distribuição com média = 74 mais 1 desvio padrão (74,01) e desvio padrão = 0,01 (Figura 35).

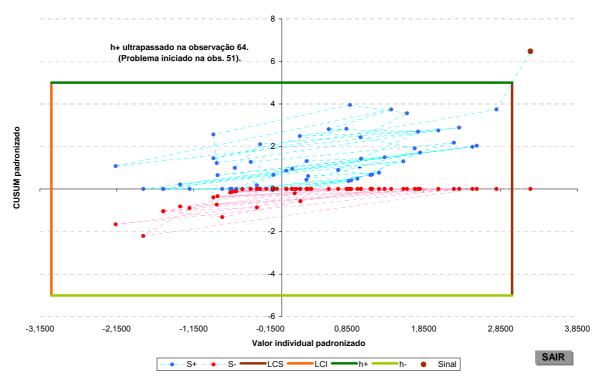


Figura 35 - Gráfico de Controle Combinado Shewhart-CUSUM Padronizado Estático Bilateral, na forma LS x h, com mudança no processo a partir da 51ª observação.

# 4.5.4. Utilização do gráfico

O usuário do gráfico proposto, ao projetar o esquema combinado, deverá:

Utilização do gráfico 95

 aceitar ou informar os valores dos parâmetros da distribuição dos valores estudados. As estimativas do valor alvo (μ<sub>0</sub>) e da estimativa do desvio padrão (σ) são apresentados ao usuário;

- definir o esquema de controle: uni ou bilateral. Caso seja unilateral, definir se será superior ou inferior;
- escolher 3 parâmetros: a) valor de referência (metade do desvio do valor alvo que se suporta), no conjunto 0,00 (0,25) 2,00; b) intervalo que se tolera parar o processo para verificar presença de falso alarme (NMA<sub>0</sub>), no conjunto possível 50 (50) 350, 370, 400 (50) 500, 600 (100) 1000; e c) magnitude dos desvios grandes (acima de 3 desvios padrão) que se espera encontrar nos dados, dentro do conjunto 3,0 (0,5) 4,5. Caso os ajustes informados não possibilitem a apresentação de um valor de intervalo de decisão (h), isto significa que não é possível implementar um gráfico combinado. Ao se informar parâmetros distintos aos oferecidos (k, NMA<sub>0</sub> e LS diferentes dos oferecidos), pode-se executar o aplicativo para se determinar o valor de h;
- informar a utilização ou não do fator de Resposta Inicial Rápida no componente CUSUM do esquema combinado;
- forma de apresentação dos dados: original ou padronizada; e
- forma de visualização do gráfico combinado: *LS x h* ou *h x LS*. O aplicativo ainda possibilita apresentar a forma convencional do gráfico combinado.

A Figura 36 apresenta a tela onde todos estes ajustes são feitos pelo usuário. Maiores informações a respeito da preparação do gráfico combinado podem ser encontradas no manual do aplicativo *NNQ/CEP* (APÊNDICE E).

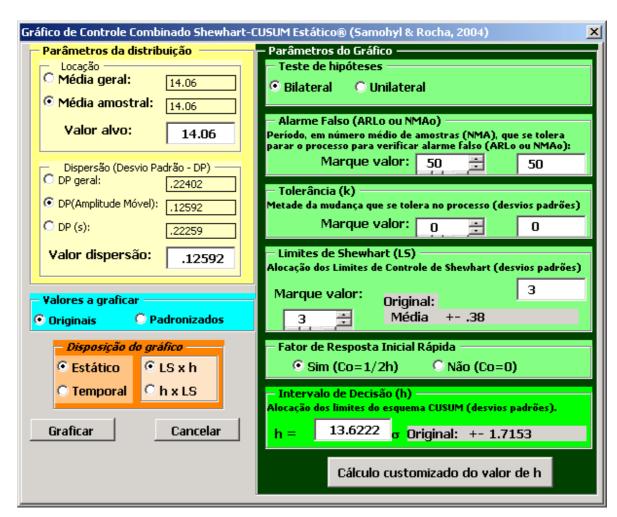


Figura 36 - Tela de ajustes dos parâmetros para confecção de Gráfico de Controle Combinado Shewhart-CUSUM.

### 4.6. Considerações

Dois módulos foram desenvolvidos separadamente, um (módulo LABORATÓRIO) considerando o gerenciamento das informações e rotinas laboratoriais e outro (módulo CEP) apresentando o gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM estático. As telas para entrada de dados, definição e descrição

Considerações 97

das séries de dados, edição de variável a ser estudada são utilizadas para preparação dos dados para o aplicativo de controle estatístico. Para a verificação das suposições necessárias para a utilização dos gráficos de controle, telas foram elaboradas mostrando as medidas descritivas, gráficos e testes específicos, bem como alguns tipos de transformação de dados.

O conhecimento da área sob controle no gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM foi possibilitada pela personalização do gráfico por duas maneiras: a primeira, encontrando o valor do intervalo de decisão do esquema CUSUM quando os outros parâmetros do gráfico combinado são fornecidos; e a segunda, através do fornecimento do NMA<sub>0</sub> quando se é fornecido todos os parâmetros do gráfico combinado. O desempenho do gráfico combinado, frente a possíveis mudanças no processo, é também implementado.

A montagem do gráfico combinado, através de tela específica para definição dos parâmetros, da variável em questão e do gráfico em si, é demonstrada.

# **5 APLICAÇÕES E ESTUDO DE CASO**

# 5.1. Introdução

Inicialmente o aplicativo desenvolvido em VBA, sob planilha eletrônica, será utilizado comparando os gráficos combinados apresentados na literatura.

O próximo passo será a apresentação de uma aplicação utilizando-se de um estudo de caso, baseando-se em informações de um dos processos analíticos realizados no Laboratório de Nutrição Animal da Epagri.

# 5.2. Exemplos da literatura

Três exemplos de gráfico de controle combinado são trabalhados: dados de exemplo do artigo de Lucas (1982), dosagem de uréia (SOLBERG, 1984) e dados de tetraclorito de carbono (USEPA, 1989).

### 5.2.1. Exemplo de Lucas (1982)

Lucas (1982) não utilizou ferramenta gráfica para apresentação do esquema combinado, utilizando 19 observações já padronizadas, e em forma de tabela implementou o esquema bilateral com os seguintes ajustes: média = 0, desvio padrão = 1; k=0,5; h=5; LS=3,5. Este conjunto de observações apresentou, provavelmente devido ao pouco número de observações, problemas com a suposição da normalidade (Figura 37). O NMA<sub>0</sub> do esquema, utilizando a planilha *NMA-h-Desempenho.xls*, é de 397.

Exemplo de Lucas (1982) 99

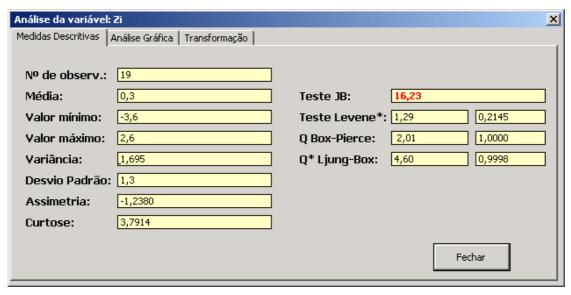


Figura 37 - Medidas descritivas e testes da suposições para a variável Zi (LUCAS, 1982).

A ultrapassagem do limite inferior de Shewhart, no 13º ponto, já faria com que o processo fosse investigado (Figura 38). O processo continuou (no aplicativo é questionado a continuação, caso haja sinalização), sendo que a soma cumulativa positiva ultrapassou o intervalo de decisão positivo na observação 19, informando novamente que aparentemente o processo sofreu modificação na 13ª observação.

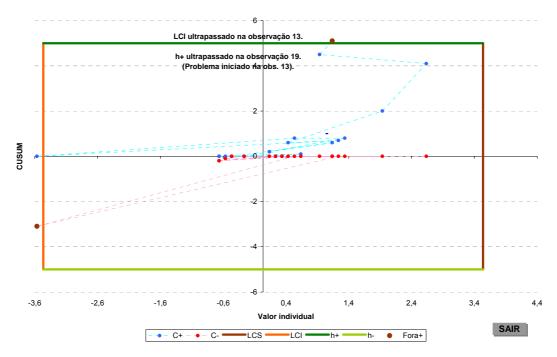


Figura 38 - Gráfico combinado estático para o exemplo de Lucas (1982).

### 5.2.2. Uréia

Quarenta e cinco dosagens de uréia são padronizadas (média = 8,77; desvio padrão = 0,2) e utilizadas por Solberg (1984), para exemplificar a aplicação do esquema combinado  $E_2C_{2,7}^{1,0}nRIR-S_3$ , para controle de rotinas de um laboratório de análises clínicas. A representação gráfica, possível com os recursos computacionais da época, pode ser visualizada na Figura 7 (página 48).

A análise dos dados de dosagem de uréia revela que apenas a suposição de normalidade dos dados não é violada (Figura 39). Esta interdependência dos dados pode ocasionar aumento na taxa de alarmes falsos (COSTA *et al.*, 2004; página 159).

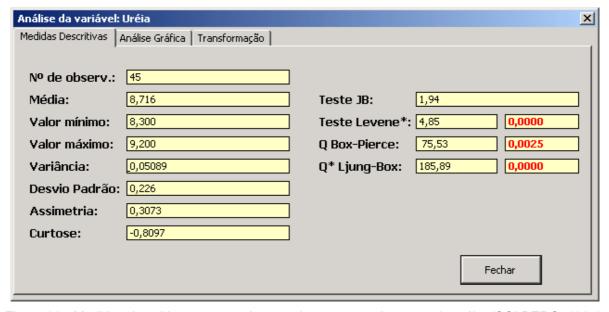


Figura 39 - Medidas descritivas e testes da suposições para a dosagem de uréia (SOLBERG, 1984).

Os ajustes do esquema possibilitam uma taxa de alarme falso a cada 259 amostras (NMA<sub>0</sub> = 259) – valor encontrado ao informar os parâmetros na pasta *Menu\_NMA* da planilha *NMA-h-Desempenho.xls*. O gráfico combinado estático (Figura 40) corroborou com a representação gráfica obtida por Solberg (1984),

Tetraclorito de carbono 101

observação. Entretanto, Solberg não informa em seu artigo se realmente ocorreu alguma mudança no processo de análise de uréia. Pode-se desconfiar da forte autocorrelação apresentada, uma vez que o gráfico de controle combinado estático dos resíduos de modelo auto-regressivo, com uma defasagem, não apresentou sinal (gráfico não mostrado).

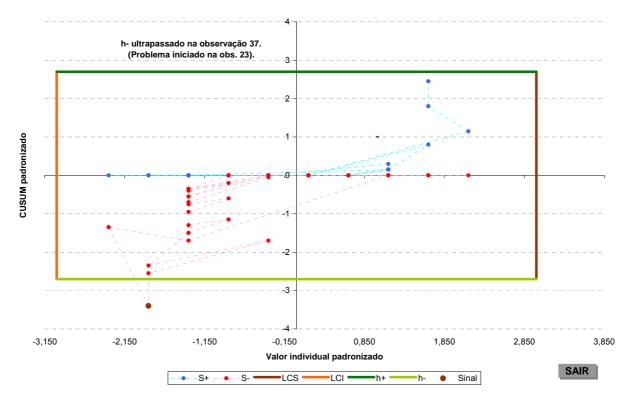


Figura 40 - Gráfico combinado estático para dosagem de uréia.

# 5.2.3. Tetraclorito de carbono

O monitoramento ambiental de águas de poços, efetuado pela Agência de Proteção Ambiental Norte-Americana (USEPA, 1989), foi usado como exemplo do uso do esquema combinado. São fornecidas apenas as médias mensais (duas coletas ao mês) de um ano de avaliação, utilizando os parâmetros históricos (média

= 5,5  $\mu$ g e desvio padrão = 0,4  $\mu$ g) dos teores do composto tetraclorito de carbono e ajustes, de acordo com a literatura da época ( $E_1C_{5,0}^{1,0}$ nRIR- $S_{4,5}$ ). O gráfico apresentado (Figura 8 na página 49), de acordo com aplicativo em VBA para definição de NMA (planilha *NMA-h-Desempenho.xls*), estipula um alarme falso a cada 90.217 amostras (NMA<sub>0</sub> = 90.217).

Os doze valores apresentados representam as médias dos subgrupos mensais. Observa-se na análise destes valores que há autocorrelação entre os dados (estatística Q\* de Ljung-Box apresentando significância). Entretanto, não se tem acesso aos dados originais (dois teores mensais), para se tentar a transformação e utilização dos resíduos de um modelo auto-regressivo para o controle do processo. Outro detalhe para se construir o gráfico combinado estático (Figura 41) é lembrar que o desvio padrão deve ser corrigido pelo tamanho do subgrupo (no caso, 2), fazendo com que a estimativa correta seja 0,28284. Como no aplicativo, a cada sinal, as somas acumuladas retornam a zero, aparece esta diferença entre os gráficos na informação 11.

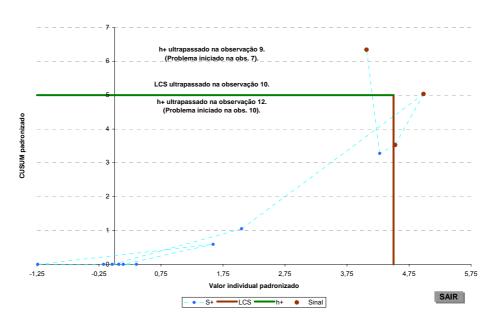


Figura 41 - Gráfico combinado estático para teor de tetraclorito de carbono.

Estudo de caso 103

### 5.3. Estudo de caso

O LNA realiza, para alguns tipos de constituintes, a análise de um material referência junto com os materiais de clientes, para verificação das rotinas. Este material é fornecido pela Embrapa, coordenadora do programa interlaboratorial.

O fornecedor do material referência, ou amostra padrão, codificada pelo LNA como *p48*, encaminhou correspondência em 06 de janeiro de 2003, informando os valores da média, desvio padrão, coeficiente de variação, teores máximo e mínimo dos principais constituintes do alimento (Tabela 12). Estes indicadores foram obtidos durante a avaliação interlaboratorial do ano de 2002 e que servem de referência para os laboratórios conveniados utilizarem para acompanhamento de seus processos analíticos.

Tabela 12 - Média, desvio padrão, coeficiente de variação (CV) e teores mínimo e máximo das análises de constituintes de duas amostras do material referência.

A	MS	PB	DIVMS	FDN	FDA	Lignina	Cinzas	EE	Ca	P
Amostra	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
Média 1	93,94	13,76	58,61	75,08	42,27	4,8	10,24	2,18	0,38	0,21
desvio padrão	1,11	0,81	3,53	3,73	1,99	1,13	0,64	0,57	0,13	0,03
CV (%)	1,18	5,86	6,02	5,01	4,73	23,65	6,31	26,4	33,36	15,87
Mínimo	92,83	12,96	55,08	71,34	40,28	3,67	9,59	1,6	0,25	0,18
Máximo	95,06	14,57	62,14	78,81	44,25	5,93	10,88	2,75	0,51	0,25
Média 2	93,96	13,76	58,97	75,38	42,21	4,64	10,28	2,11	0,37	0,21
desvio padrão	0,6	0,41	2,56	1,89	1,92	0,6	0,34	0,32	0,05	0,02
CV (%)	0,64	3,01	4,35	2,51	4,58	12,78	3,27	15,29	12,69	8,19
Mínimo	93,36	13,34	56,41	73,49	40,29	4,03	9,95	1,79	0,33	0,19
Máximo	94,55	14,17	61,54	77,27	44,13	5,24	10,62	2,43	0,42	0,23

FONTE: Carta Circular Lab. 01/2003, de 06 de janeiro de 2003, encaminhada pela Coordenadoria do Programa Colaborativo Interlaboratorial da Embrapa.

As informações utilizadas no estudo de caso foram extraídas do módulo LABORATÓRIO (planilha *LNA2003e.xls*), da análise de proteína bruta (método

Macro Kjeldhal), que são obtidas de acordo com a metodologia utilizada (ANEXO F) e que são mostradas na Figura 42. Esta análise foi escolhida por representar acima de 95% das análises realizadas pelo LNA, nos últimos cinco anos (conforme Tabela 6, na página 62).

	NNO/CEP - Rocha & Samohyl /2004 - LNA2003e.xls										_ B X		
										_ B ×			
] 🗀													
Aria	Arial												
	C164 <b>▼</b> =												
	Α	В	С	D	Е	F	G	Н	I	J	K	L	M 🚣
1	1 DETERMINAÇÃO DA PROTEÍNA BRUTA												
2					MACRO-KJ								
3			Nº	Amostra	Amostra	ml HCl			Na MS				
4	DATA	FATOR	BALÃO	CODIGO	PESO	GASTOS	% MS	% N	% PB	Resp.	BRANCO		
149	10/12/2003	1,0636	8	682	5,31	135,90	100,0	3,80	23,7	Cássia	0,40		
150	10/12/2003	1,0636	9	p48	1,00	14,75	93,5	2,29	14,3	Cássia	0,40		
151	10/12/2003	1,0636	20	683	2,35	6,05	10,0	3,58	22,4	Cássia	0,40		
152	10/12/2003	1,0636	21	p48	1,00	14,75	93,5	2,29	14,3	Cássia	0,40		
153	16/12/2003	1,0636	7	BRANCO	1,00	0,40	100,0	0,00	0,0	Cássia	0,40		
154	16/12/2003	1,0636	8	685	1,00	15,55	100,0	2,26	14,1	Cássia	0,40		
155	16/12/2003	1,0636	9	686	1,00	15,75	100,0	2,29	14,3	Cássia	0,40		
156	16/12/2003	1,0636	10	684	1,00	9,30	96,3	1,38	8,6	Cássia	0,40		
157	16/12/2003	1,0636	11	p48	1,00	14,65	93,7	2,26	14,2	Cássia	0,40		
158	17/12/2003	1,0636	1	687	2,20	53,25	100,0	3,58	22,4	Cássia	0,40		
159	17/12/2003	1,0636	2	688	2,70	64,20	100,0	3,52	22,0	Cássia	0,40		
160	17/12/2003	1,0636	3	689	2,50	62,85	100,0	3,72	23,2	Cássia	0,40		
161	17/12/2003	1,0636	4	690	2,70	76,00	100,0	4,17	26,1	Cássia	0,40		
162	17/12/2003	1,0636	5	691	2,80	72,67	100,0	3,84	24,0	Cássia	0,40		
163	17/12/2003	1,0636	6	p48	1,00	14,40	93,7	2,22	13,9	Cássia	0,40		
164		1,0636		ļ		<u> </u>					0,40		
165		1,0636		[		[					0,40		
166		1,0636									0,40		<b>~</b>
14	CALC FB (nova) / FORM FB (nova) / PB MACRO (nova) / FORM PB MACRO												
Des	Desenhar → 🖟 👶 AutoFormas → 🔪 🗆 🔘 🔠 🐴 👰 🙋 → 🗳 → 🛆 → ≡ 🚃 🛱 🗎 💣 →												
Pror	Pronto												

Figura 42 - Informações coletadas na análise de proteína bruta macro.

Junto com a data da análise (Figura 42), segue-se a coluna com o valor do fator de correção da solução de ácido clorídrico (HCI), número do balão utilizado na análise, código da amostra (padrões recebem a letra p antes do código numérico), o peso da amostra (em gramas), o volume de ácido clorídrico utilizado (em mililitros), teor de matéria seca (em percentagem, valor proveniente da análise de matéria seca), o teor de nitrogênio da amostra (% de N), teor de proteína bruta (%PB) e o

Estudo de caso 105

nome do responsável pela análise. Os cálculos são efetuados utilizando-se as facilidades oferecidas pela planilha eletrônica, bastando ao operador informar oito colunas (as primeiras sete colunas e a sobre seu nome).

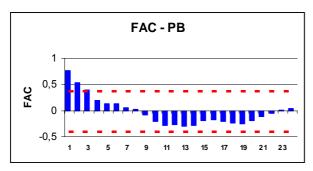
Utilizando o menu *NNQ/CEP*, *Variável* e clicando *Nova*, da planilha *GCCSC.xls* (módulo *CEP*) , pode-se definir a localização dos dados (conforme mostrado na Figura 25, na página 78).

A caracterização de cada uma das séries de informações é feita conforme ilustrado na Figura 26 (página 78).

Como nem todas as 159 informações são a respeito da amostra padrão *p48*, utiliza-se o menu *NNQ/CEP*, *PB* e *Editar variável* para se processar a limpeza dos dados (Figura 27, na página 79).

As funções de planilha eletrônica podem ser utilizadas para este processo (por exemplo, deletar linhas e colunas), fazendo com que apenas as amostras codificadas com *p48* fiquem disponíveis para futuras análises e montagem do gráfico combinado.

A análise das 40 observações que sobraram é feita através do menu NNQ/CEP, PB e Análise da variável (Figura 28, na página 80). As suposições de normalidade e variância constante estão garantidas, enquanto que as estatísticas Q e Q\*, como estão grafadas em vermelho, indicam que a suposição de independência dos dados está afetada. A análise gráfica, utilizando-se os gráficos da função de autocorrelação e autocorrelação parcial (Figura 43), também demonstra tal quebra de suposição.



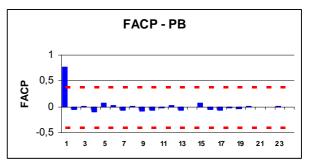


Figura 43 - Gráficos de funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP).

A série fica bem caracterizada como autocorrelacionada. Utiliza-se então o procedimento indicado por Montgomery (1997, página 378), que consiste em modelar a estrutura correlacionada, removendo a autocorrelação dos dados, e trabalhar com o resíduo do modelo. O aplicativo *GCCSC* executa interativamente este procedimento pela repartição *Transformação* (Figura 30, na página 82).

A utilização da modelagem auto-regressiva é feita de forma gradativa: utiliza-se primeiro uma defasagem, verificando-se novamente todas as suposições (normalidade, homoscedasticidade e independência dos dados). Para o caso da análise de proteína bruta isto foi alcançado empregando-se duas defasagens (Figura 44), embora com pequeno desvio da suposição da normalidade.

Grava-se então a série PB\_AR2 (botão *Grava série PB\_AR2*, na Figura 44), editando-se a variável PB, e ao atualizar, marca-se como variável a ser estudada a série PB AR2 (resíduo do modelo auto-regressivo de 2ª ordem).

Estudo de caso 107



Figura 44 - Tela das transformações, com a utilização de resíduos de modelo auto-regressivo, com duas defasagens.

Pelo menu *NNQ/CEP*, começar a montar o gráfico combinado escolhendo-se a opção *Gráfico de Controle para PB\_AR2*. Na tela apresentada (Figura 45), como se está trabalhando com o resíduo de um modelo auto-regressivo, utiliza-se o valor da média igual a zero, e a estimativa de dispersão ser igual ao desvio padrão amostral, que é superior à estimativa pela amplitude móvel.

O valor referência a utilizar é 0,5, uma vez que são permitidos nas provas interlaboratoriais, valores 1 desvio padrão abaixo e acima da média. O ajuste do valor referência (k) do gráfico combinado, será portanto, 0,5 desvio padrão, para um teste bilateral.

Como são executadas, em média, ao redor de 600 análises por ano, ajusta-se a taxa de alarme falso (MNA<sub>0</sub>) para 300, sendo este valor interessante pois admitese que a cada 6 meses a rotina será interrompida para se fazer calibrações e revisões em todos os equipamentos e utensílios utilizados na rotina.

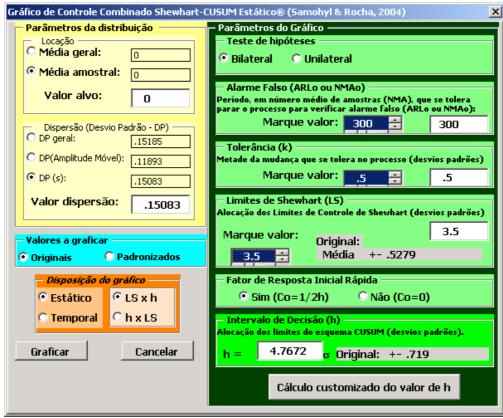


Figura 45 - Tela para ajustes do gráfico combinado para a variável PB AR2.

Utiliza-se o fator de resposta inicial rápida, com valores originais e forma LS x h de apresentação do gráfico combinado estático (Figura 46).

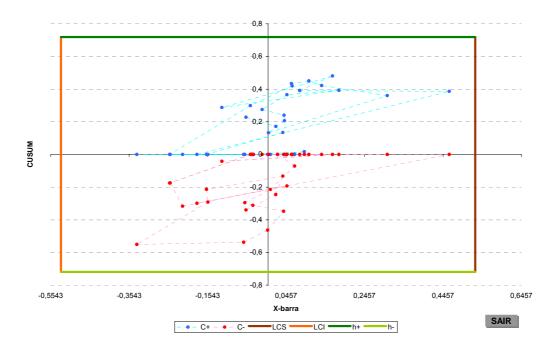


Figura 46 - Gráfico de controle combinado estático, forma LS x h, bilateral, para a variável PB\_AR2.

Considerações 109

Concluiu-se então que o processo de análise de proteína bruta, executado pelo LNA, está de acordo com a metodologia preconizada e que os resultados de análise (laudo laboratorial) das amostras de clientes estão refletindo o real teor protéico do alimento.

# 5.4. Considerações

O aplicativo gerado foi demonstrado utilizando-se de exemplos da literatura e de um estudo de caso. O conhecimento das medidas de desempenho dos gráficos combinados presentes na literatura já se constitui um interessante fator para utilização dos aplicativos gerados. A possibilidade da análise e transformação da variável em estudo apresentam-se como aspectos importantes antes da utilização do um gráfico de controle.

# 6 CONCLUSÕES

# 6.1. Introdução

Neste capitulo são apresentadas as conclusões, considerando os objetivos traçados, e algumas recomendações para prosseguimento do trabalho.

## 6.2. Conclusões

O laboratório de nutrição animal da Epagri, em Lages, foi estudado. Aspectos históricos relacionados à emissão dos laudos laboratoriais foram analisados. Foram elencadas as principais rotinas laboratoriais, sendo apresentadas algumas informações relevantes. As principais causas de problemas que podem aparecer, devido a complexidade dos processos laboratoriais, foram identificadas e classificadas.

O gerenciamento correto das informações é, sem dúvida, um aspecto importante para a emissão de laudos corretos pelo laboratório. Foi elaborado um aplicativo computacional para, através de evidências estatísticas, controlar os processos analíticos.

O controle estatístico considerou as principais fontes e tipos de mudanças que podem afetar os processos analíticos. Além disso, uma nova forma gráfica para a elaboração de um gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM foi apresentada. A obtenção dos valores para o intervalo de decisão, considerando os outros aspectos envolvidos para a elaboração de gráficos de controle combinados Shewhart-CUSUM, foi implementada via simulação.

Recomendações 111

A personalização ou customização de esquemas de controle, através de soma cumulativa e/ou combinados com esquemas de Shewhart, foi possibilitada e facilitada pela elaboração, sob planilha eletrônica, de algoritmos para conhecimento da taxa de alarme falso, do intervalo de decisão de esquemas CUSUM e combinados, e do desempenho de gráficos de controle frente a possíveis mudanças no processo. Este aplicativo, de fácil e facilitada utilização por estar sob planilha eletrônica, implementa a obtenção dos resultados necessários com a utilização de simulação. Contempla, além do gráfico combinado, obter os indicadores (taxa de alarme falso, valor do intervalo de decisão ou a curva de desempenho) para os gráficos simples de Shewhart ou de soma cumulativa.

Um sistema de gerenciamento das rotinas laboratoriais, contando com uma ferramenta de controle estatístico para as técnicas laboratoriais empregadas no Laboratório de Nutrição Animal da Epagri, em Lages SC, foi arquitetado e montado em planilhas eletrônicas.

## 6.3. Recomendações

O algoritmo para simulação de dados com distribuição de probabilidade normal necessita melhoria, principalmente no tocante a velocidade de processamento. Alguns pacotes estatísticos já se utilizam de algoritmos de simulação mais robustos e mais rápidos, os quais não foram possíveis de implementar na linguagem utilizada nesta pesquisa.

Os aplicativos gerados nesta pesquisa levaram em conta uma variável contínua, com distribuição de probabilidade normal. A possibilidade de transformações implementada no aplicativo gerado não deve inviabilizar o

CONCLUSÕES 112

desenvolvimento de aplicativos que considerem outros tipos de distribuição de probabilidade, considerando a utilização do gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM.

# **REFERÊNCIAS**

### Citadas

ASSOCIATION OF OFFICIAL AGRICULTURAL CHEMISTS. **Official methods of analysis.** 13 ed. Washington: AOAC. 1980. 1018p.

BOX, George e LUCEÑO, Alberto. **Statistical control by monitoring and feedback adjustment**. New York: John Wiley & Sons, 1997.

BROOK, D. e EVANS, D.A. An approach to the probability distribution of CUSUM run length. **Biometrika**. v.59, no 3, p. 539-549, 1972.

COMBASTEL, Christophe. **Méthodes d'aide à la décision pour la détection et la localisation de défauts dans les entraı̂nements electriques**. Grenoble: INPG. 2000. 256p.(Tese - Doutorado). Disponível em http://www-lag.ensieg.inpg.fr/publications/theses/THESES/these2000-08.pdf, baixado em 06 de novembro de 2003.

COSTA, Antonio Fernando Branco; EPPRECHT, Eugenio Kahn; CARPINETTI, Luz César Ribeiro. **Controle estatístico de qualidade**. São Paulo: Atlas, 2004. 334p.

DEWAR, W.A e McDONALD, P. Determination of dry matter in silage by destillation with toluene. **Journal of the Science of Food and Agriculture**, Essex, v. 12, p. 790-795, nov. 1961.

DUSEK, Allyn K. e SNYDER, Donald C. Plotting cumulative sum charts. **Journal of Quality Technology**. v. 2, no 1, p. 54-57, 1970.

FREITAS, Edison Azambuja Gomes de; DUFLOTH, Jorge Homero; GREINER, Luis Carlos. **Tabela de composição químico-bromatológica e energética dos alimentos para animais ruminantes em Santa Catarina**. Florianópolis: EPAGRI, 1994. 333p. (EPAGRI. Documentos, 155)

FREITAS, Edison Azambuja Gomes de; VERGIL, A.; ALVES, M.C.L.C. Teste de diferentes técnicas para determinação da digestibilidade "in vitro" de forrageiras de baixa digestibilidade. In: **Relatório preparado pelo Laboratório de Nutrição Animal da EMPASC**. Lages SC, 1990. p. 2-3.

GALYEAN, Michael L. **Laboratory procedures in animal nutrition research**. Department of Animal and Life Science of New Mexico State University, 1997. 188p. Disponível em http://www.asft.ttu.edu/home/mgalyean/lab\_man.pdf, baixado em 04 de novembro de 2003.

GAN, F.F. Combined cumulative sum and Shewhart variance charts. **J. Statist. Comput. Simul.** v. 32, p. 149-163, 1989.

GOERING, H.K. e VAN SOEST, P.J. Forage fiber analysis: apparatus reagents, procedures and some applications. **Agricultural Handbook**, Washington, no 379, p. 1-20, 1970.

GRAU, Daniel. **Maîtrise Statistique des Procédés**. Disponível em http://www.iutbayonne.univ-pau.fr/~grau/STID/msp.html, acessado em 15 de novembro de 2003.

REFERÊNCIAS 114

HAWKINS, Douglas M. e OLWELL, David H. **Cumulative sum charts and charting for quality improvement**. New York: Springer-Verlag, 1998. 247p.

HAWKINS, Douglas M.; QIU, Peihua; KANG, Chang Wook. The changepoint model for statistical process control. **Journal of Quality Technology**. v. 35, no 4, p. 355-366, 2003.

HOSKINS, Bruce. Laboratory quality assurance program. In: PETERS, John (ed.). **Recommended Methods of Manure Analysis** (A3769).2003. Disponível em http://cecommerce.uwex.edu/pdfs/A3769.pdf, baixado em 19 de janeiro de 2003.

HUNTER, J. Stuart. Statistics and the Pursuit of Quality. In: ANNUAL QUALITY AND PRODUCTIVITY RESEARCH CONFERENCE, 16. ASA, Schenectady NY, 1999. **Presentation Abstracts** ... ASA, 1999, p.8. Disponível em http://web.utk.edu/~asaqp/qpr/QPRC1999/ presentation\_abstracts.pdf, baixado em 05 de dezembro de 2003.

IBGE. **Censo Agropecuário de 1995-1996**. Disponível em http://www1.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/brasil/ta bela5brasil.shtm, acessado em 26 de fevereiro de 2003.

IBGE. **Indicadores IBGE**: Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física - Brasil - Dezembro de 2002. Disponível em http://www2.ibge.gov.br/pub/Industrias\_ Extrativas\_e\_de\_Transformacao/Pesquisa\_Industrial\_Mensal\_Producao\_Fisica/Fasc iculos/Fasciculo\_Indicadores\_IBGE\_Brasil/12\_2002.zip, baixado em 26 de fevereiro de 2003.

IBGE. Produção e Vendas, dos 100 maiores produtos e ou serviços industriais, segundo as descrições dos produtos – Brasil 2000. Disponível em http://www1.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/pia/produtos/produto2000/tab ela produtos 2000 1.shtm, acessado em 26 de fevereiro de 2003.

JARQUE, Carlos M. e BERA, Anil K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**. v. 55, no 2, p. 163-177, 1985.

JUN, Chi-Hyuck e CHOI, Moon Soo. Simulating the average run length for CUSUM schemes using variance reduction techniques. **Communications in Statistics B: Simulation**. v.22, n° 3, p. 877-887, 1993.

JURAN, J. M., GRYNA Jr., F. M., BINGHAM Jr., R. S. Quality Control Handbook. 3a ed. New York: McGraw-Hill, 1979.

LEVEY, Stanley e JENNINGS, E. R. The use of control charts in the clinical laboratory. **American Journal of Clinical Pathology**, v. 20, p. 1059-1066, 1950.

LUCAS, James M. The design and use of V-Mask Control Schemes. **Journal of Quality Technology**. v.8, n° 1, p. 1-12, 1976.

LUCAS, James M. Combined Shewhart-CUSUM Quality Control Schemes. **Journal of Quality Technology**. v. 14, n° 2, p. 51-59, 1982.

LUCAS, James M. e CROSIER, Ronald B. Fast initial response for CUSUM quality control schemes. **Technometrics**, v. 24, n° 3, p. 199-205, 1982a.

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. **Forecasting** - Methods and applications. 3<sup>a</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 1998.

Citadas 115

MARTELL, Steve. Introduction to Visual Basic Programming with Special Reference to Fisheries. In: Programming in Visual Basic. April 8-11, 2002. Fisheries Centre of University of British Columbia, Vancouver - Canada. Disponível em www.fisheries.ubc.ca/events/workshops/VBoutline.pdf, acessado em 17 de outubro de 2003.

McDOWELL, Lee R.; CONRAD, Joe H.; THOMAS, Jenny E.; HARRIS, Lorin E. Latin American Tables of Feed Composition. Gainesville: University of Florida, 1974. 509p.

MINISTRY OF AGRICULTURE, FISHERIES AND FOOD. **Energy allowances and feed systems for ruminants**. London, 1977. 79p. (Technical Bulletin, 33).

MITTAG, Hans-Joaquim e RINNE, Horst. **Statistical methods of quality assurance**. 3 ed. New York: Chapman & Hall, 1993. 663p.

MONTGOMERY, Douglas C. Introduction to Statistical Quality Control. 3<sup>a</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 1997. 677p.

MONTGOMERY, Douglas C. e RUNGER, George C. **Applied Statistics and Probability for Engineers**. 3 ed. . New York: John Wiley & Sons, 2003. 706p.

MORETTIN, Pedro A. e TOLOI, Clélia M.C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blücher, 2004.

NETER, J.; KUTNER, M.H.; NACHTSHEIM, C.J.; WASSERMAN, W. **Applied linear regression models**. 3 ed.USA: Irwin, 1996. 724p.

PAGE, E. S. Continuous inspection schemes. **Biometrika**. v.41, p. 100-114. 1954.

PAGE, E.S. Cumulative sum charts. **Technometrics**, v. 3, no 1, p. 1-9, 1961.

PENTEADO, José Roberto Whitaker. Como eles chegaram lá: as receitas, o marketing pessoal e os momentos mágicos de 10 profissionais de sucesso. Rio de janeiro: Campus, 1999. 199p.

PIRES, M.B.G.; FREITAS, E.A.G. de; TRINTADE, D.S.; QUADROS, A.T.F. de. Estabelecimento de um sistema de digestibilidade in vitro no laboratório da equipe de pesquisa em nutrição animal da Secretaria da Agricultura. **Anuário Técnico do IPZFO**, Porto Alegre, v. 6, p. 345-385, dez. 1979.

**PRODUTOR investe menos em ração** - 18 de novembro de 1998. Disponível em http://www.estado.estadao.com.br/jornal/suplem/agri/98/11/18/agri009.html, acessado em 26 de fevereiro de 2003.

RAMOS, Edson Marcos Leal Soares. **Aperfeiçoamento e desenvolvimento de ferramentas do Controle Estatístico da Qualidade – utilizando quartis para estimar o desvio padrão**. Florianópolis: Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção/UFSC, 2003. 130 p. (Tese - Doutorado).

ROCHA, Rubson; MIRANDA, Mario; LAJÚS, Carlos Alberto. Avaliação da pastagem nativa no Oeste Catarinense. In: REUNIÃO DO GRUPO TÉCNICO EM FORRAGEIRAS DO CONE-SUL - ZONA CAMPOS, 17. Lages SC, 1998. **Anais**... Lages:Epagri/UDESC, 1998. p. 145.

SILVA, Dirceu Jorge da. **Análise de alimentos (métodos químicos e biológicos)**. Viçosa: UFV, 1981. 166p.

REFERÊNCIAS 116

SOLBERG, He. Monitoring long-term analytical quality by computerized combined Shewart-cusum method. **Scand J Clin Lab Invest Suppl**. v. 172, p. 43-49, 1984.

SOUZA, Reinaldo C. e CAMARGO, Maria E. **Análise e previsão de séries temporais: os modelos ARIMA**. Ijuí: Sedigraf, 1996.

UNDERSANDER, Dan; MERTENS, David R.; THIEX, Nancy. **Forage Analyses Procedures**. Omaha: National Forage Testing Association, 1993. 135p. Disponível em http://www.foragetesting.org/lab\_procedure/labpro.pdf, baixado em 07 de outubro de 2003.

USEPA. **Statistical Analysis of Ground-Water Monitoring Data at RCRA Facilities**: Interim Final Guidance. Washington: Office of Solid Waste, 1989. Disponível em www.epa.gov/otaq/transp/statanal.pdf, baixado em 03 de setembro de 2003.

VIEIRA, Sônia. **Estatística para a qualidade:** como avaliar com precisão a qualidade em produtos e serviços. Rio de Janeiro: Campus, 1999. 198p.

WESTGARD, James O. Basic QC Practices. Training in statistical quality control for healthcare laboratories. 2. ed. Madison: Westgard QC, 2002. 340p.

WESTGARD, James O.; GROTH, Torgny; ARONSSON, Torsten; DE VERDIER, Carl-Henric. Combined Shewhart-CUSUM control chart for improved quality control in clinical chemistry. **Clinical Chemistry**, v. 23, no 10, p. 1881-1887, 1977a.

WESTGARD, James O.; GROTH, Torgny; ARONSSON, Torsten; FALK, Hans; VERDIER, Carl-Henric de. Perfomance characteristics of rules for internal quality control: probabilities for false rejection and error detection. **Clinical Chemistry**. v. 23, n° 10, p. 1857-1867, 1977b.

WISE, Stephen A. e FAIR, Douglas C. Innovative control charting: pratical SPC solutions for today's manufacturing environment. Milwaukee Wisconsin: ASQ Quality Press, 1998. 292p.

YASHCHIN, Emmanuel. On the Analysis and Design of CUSUM-Shewhart Control Schemes. **IBM Journal of Research and Development**. v. 29, n° 4, p. 377-391, 1985.

# Consultadas

ALMEIDA, Silvia dos Santos de. **Desenvolvimento de gráficos de controle aplicados ao modelo funcional de regressão**. Florianópolis: Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção/UFSC, 2003. 116 p. (Tese - Doutorado).

ALVES, Custodio da Cunha. **Gráficos de Controle CUSUM: um enfoque dinâmico para a análise estatística de processos**. Florianópolis: Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção/UFSC, 2003. 119 p. (Dissertação - Mestrado).

ARONSSON, Torsten; DE VERDIER, Carl-Henric; GROTH, Torgny. Factors influencing the quality of analytical methods - a systems analysis, with use of computer simulation. **Clinical Chemistry**. v. 20, p. 738-748, 1974.

Consultadas 117

BASSEVILLE, Michèle. Detecting changes in signals and systems - a survey. **Automatica**. v. 24, n° 3, p. 309-326, 1988.

BOURKE, Patrick D. Detecting a shift in fraction nonconforming using run-length control charts with 100% inspection. **Journal of Quality Technology**. v.23, n° 3, p. 225-238, 1991.

BOURKE, Patrick D. Performance of cumulative sum schemes for monitoring low count-level processes. **Metrika**. v.39, p. 365-384, 1992.

BOX, George e KRAMER, Tim. Statistical process monitoring and feedback adjustment - a discussion. **Technometrics**. v.34, no 3, p. 251-267, 1992.

CHIU, W.K. The economic design of Cusum charts for controlling normal means. **Applied Statistics**. v.23, no , p. 420-433, 1974.

CHOU, Youn-Min; POLANSKY, Alan J.; MASON, Robert L. Transforming non-normal data to normality in statistical process control. **Journal of Quality Technology**. v. 30, n° 2, p. 133-141, 1998.

DAUDIN, J. J. Double sampling X-bar charts. **Journal of Quality Technology**. v.24, n° 2, p. 78-87, 1992.

DE VRIES, A. e CONLIN, B. J. Design and performance of statistical process control charts applied to estrous detection efficiency. **Journal of Dairy Science**. v. 86, nº 6, p. 1970-1984, 2003.

DE VRIES, A.; STEUERNAGEL, G. R.; CONLIN, B. J. Monitoring estrus detection efficiency in dairy cattle using cusum and Shewhart charts. **Journal of Dairy Science**. v.83, suppl. 1, p. 229-229, 2000.

DUNCAN, Acheson J. **Quality Control and Industrial Statistics** . 3 ed. Homewood: Richard D. Irwin, 1965. 992p.

EWAN, W.D. When and how to use Cu-sum charts. **Technometrics**. v.5, no 1, p. 1-22, 1963.

FELLNER, William H. Algorithm AS 258: average run length for cumulative sum schemes. **Applied Statistics**. v.39, p. 402-412, 1990.

FERREIRA, José Roberto e GOMES, José Carlos. **Gerenciamento de Laboratórios de Análises Químicas**. Viçosa: UFV. 1995. 378p.

GAN, F. F. An optimal design of CUSUM quality control charts. **Journal of Quality Technology**. v. 23, n° 4, p. 279-286, 1991.

GENEST, Christian. **Chapitre 6. Cartes de contrôle à somme cumulée**. Québec: Université Laval, 2002. p. 146-164. Disponibilizado em http://www.mat.ulaval.ca/pages/genest/qualite/chap6.pdf, baixado em 24 de março de 2003.

GEYER, P. Lee; STEINER, Stefan H.; WESOLOWSKY, George O. Optimal SPRT and CUSUM procedures with compressed limit gauges. **IIE Transactions**. v.28, nº 6, p. 489-496, 1996.

GIBRA, Isaac N. Recent developments in control chart techniques. **Journal of Quality Technology**. v. 7, p. 183-192, 1975.

HAWKINS, Douglas M. A fast, accurate approximation of average run length of CUSUM control charts. **Journal of Quality Technology**. v. 24, no 1, p. 37-43, 1992a.

REFERÊNCIAS 118

HAWKINS, Douglas M. Evaluation of average run lengths of cumulative sum charts for an arbitrary data distribution. **Communications in Statistics B: Simulation**. v.21, n° 4, p. 1001-1020, 1992b.

HAWKINS, Douglas M. Cumulative sum control charting: an underutilized SPC tool. **Quality Engineering**. v. 5, no 3, p. 463-477, 1993.

JOHNSON, N.L. e LEONE, F.C. Cumulative sum control charts: mathematical principles applied to construction and use. Part I. **Industrial Quality Control**. v.18, p. 15-21, 1962a.

JOHNSON, N.L. e LEONE, F.C. Cumulative sum control charts: mathematical principles applied to construction and use. Part II. **Industrial Quality Control**. v.18, p. 29-36, 1962b.

JOHNSON, N.L. e LEONE, F.C. Cumulative sum control charts: mathematical principles applied to construction and use. Part III. **Industrial Quality Control**. v.18, p. 22-28, 1962c.

KONING, Alex J. e DOES, Ronald J.M.M. Cusum charts for preliminary analysis of individual observations. **Journal of Quality Technology**. v.32, n°, p. 122-132, 2000.

LILLIEFORS, H. W. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. **Journal of the American Statistical Association**. v.64, p. 399-402, 1967.

LIM, T.O.; SORAYA, A.; DING, L.M.; MORAD, Z. Assessing doctors' competence: application of CUSUM technique in monitoring doctors' performance. **International Journal of Quality in Health Care**. v.14, n° 3, p. 251-258, 2002. Disponível em http://www.crc.gov.my/publications/documents/Journal/Assessing doctors' competence, IJQHC 2002.pdf, baixado em 17 de dezembro de 2003.

LIN, S. W. and ADAMS, B. M. Combined Control Charts for Forecast-Based Monitoring Schemes. **Journal of Quality Technology**. v.28, no 3, p. 289-301, 1996.

LUCAS, James M. Cumulative sum (CUSUM) control schemes. **Communication Statist. - Theor. Meth**. v.14, no 11, p. 2689-2704, 1985.

LUCAS, James M. Control schemes for low count levels. **Journal of Quality Technology**. v.21, n° 3, p. 199-201, 1989.

LUCAS, James M. e CROSIER, Ronald B. Robust CUSUM: a robustness study for CUSUM quality control schemes. **Communication Statist. - Theor. Meth.** v. 11, n° 23, p. 2669-2687, 1982b.

LUCAS, James M. e CROSIER, Ronald B. Fast initial response for CUSUM quality control schemes. **Technometrics**, v. 42, no 1, p. 102-107, 2000.

MANDEL, John. The partitioning of interaction in analysis of variance. **Journal of Research, National Bureau of Standards**. v.73B, no 4, p. 309-328, 1969.

MARSAGLIA, George & TSANG, Wai Wan. The Ziggurat method for generating random variables. **Journal of Statistic Software**, v.5, n° 8, 7 p. 2000. Disponível em www.jstatsoft.org/v05/i08/ziggurat.pdf, baixado em 21 de janeiro de 2004.

MORAIS, Manuel Cabral e PACHECO, António. Evaluating the Impact of Misleading Signals in Joint Schemes for  $\mu$  and  $\sigma$ . Revista de Estatística - Statistical Review, Proceedings of the 23rd European Meeting of Statisticians. v.2, p. 285-286.

Consultadas 119

2001a. Disponível em www.cs.math.ist.utl.pt/s84.www/cs/ lcg/problog/01-MMAP-ems2001.pdf, acessado em 03 de setembro de 2003.

MORAIS, Manuel Cabral e PACHECO, António. Misleading Signals em esquemas conjuntos EWMA para  $\mu$  e  $\sigma$ . In.: OLIVEIRA, P. e ATHAYDE, E. (eds). **Um olhar sobre a Estatística**. Lisboa: Edições SPE, 2001b. p. 334-348. Disponível em www.cs.math.ist.utl.pt/cs/lcg/problog/01-MMAPOfir.pdf, acessado em 2 de dezembro de 2003.

MOUSTAKIDES, G.V. Optimal stopping times for detecting changes in distributions. **Annals of Statistics**. v. 14, p. 1379-1387, 1986.

NCUBE, Matoteng M. e AMIN, Raid W. Two parameter cuscore quality control procedures. **Communication Statist. - Theor. Meth.** v. 19, n° 6, p. 2191-2205, 1990.

PASQUALI, Rita Cássia. **Metodologia para melhoria de processos de linha de frente em serviços: aplicação em laboratório de análises clínicas**. Florianópolis: Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção/UFSC, 2002. 124 p. (Dissertação - Mestrado).

QIU, Peihua e HAWKINS, Douglas. A rank-based multivariate CUSUM procedure. **Technometrics**. v. 43, n° 2, p. 120-132, 2001.

REHMERT, lan J. A Performance Analysis of the Minimax Multivariate Quality Control Chart. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1997. 78p. (Dissertação - Mestrado). Disponível em http://scholar.lib.vt.edu/theses/available/etd-111897-131641/unrestricted/thesis.pdf, baixado em 02 de outubro de 2002.

REIS, Marcelo Menezes. **Um modelo para o ensino do controle estatístico da qualidade**. Florianópolis: Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção/UFSC, 2001. 379 p. (Tese - Doutorado).

REYNOLDS JR., Marion R. Approximations to the Run Length in Cumulative Sum Control Charts. **Technometrics**. v. 17, n° 1, p. 65-71, 1975.

SANCHES, Odécio. Basic principles of statistical methods applied to public health surveillance data analysis: a review. **Cad. Saúde Pública**, v.16, n°.2, p.:317-333, 2000. Disponível em http://www.scielo.br/pdf/csp/v16n2/2082.pdf, baixado em 24 de março de 2004.

SAMOHYL, Robert Wayne. **Introdução a Controle Estatístico de Processos**: apostilas de aula. 2001. Notas de Aula. Eletrônico.

SHAPIRO, S.S. e WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**. v. 52, p. 591-611, 1965.

SHAPIRO, S.S. e WILK, M.B. Approximations for the null distribuition of the W statistic. **Technometrics**. v. 10, p. 861-866, 1968.

SILVA, Luciana Santos Costa Vieira da. **Aplicação do controle estatístico de processos na indústria de laticínios Lactoplasa: um estudo de caso**. Florianópolis: Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção/UFSC, 1999. 83 p. (Dissertação - Mestrado).

REFERÊNCIAS 120

SILVA, Thaís Rodrigues da & TURNES, Osiris. Planejamento econômico-estatístico de gráficos de controle X-barra e R para diferentes tipos de processo. Trabalho de PIBIC:Dep. Estatística-UnB, 2002. 37p. Disponível em http://www.estatunb.com.br/documentos/PIBIC.pdf, baixado em 24 de março de 2004.

SONG, Suh-III; JO, Young-Chan; PARK, Hyun-Gu. Design of Combined Shewhart-CUSUM Control Chart using Bootstrap Method. **Journal of the Society of Korea Industrial and Systems Engineering**. v. 25, n° 4, p. 1-7, 2002.

STEINER, Stefan H.; COOK, Richard J.; FAREWELL, Vern T.; TREASURE, Tom. Monitoring surgical performance using risk adjusted cumulative sum charts. **Biostatistics**. v. 1, n°, p. 441-452, 2000.

VANCE, Lonnie C. A Bibliography of Statistical Quality Control Chart Techniques, 1970-1980. **Journal of Quality Technology**. v. 15, no 2, p. 59-62, 1983.

VANCE, Lonnie C. Average run lengths of cumulative sum control charts for controlling normal means. **Journal of Quality Technology**. v. 18, no 3, p. 189-193, 1986.

VANDER WIEL, Scott A.; TUCKER, William T.; FALTIN, Frederick W.; DOGANAKSOY, Necip. Algorithmic statistical process control: concepts and an application. **Technometrics**. v. 34, no 3, p. 286-297, 1992.

WARDELL, Don G.; MOSKOWITZ, Herbert; PLANTE, Robert D. Run-length distributions of special-cause control charts for correlated processes. **Technometrics**. v. 36, no 1, p. 3-27, 1994.

WOODALL, William H. The distribution of the run length of one-sided CUSUM procedures for continuous random variables. **Technometrics**. v. 25, no 3, p. 295-301, 1983.

WOODALL, William H. On the Markov chain approach to the two-sided CUSUM procedure. **Technometrics**. v. 26, no 1, p. 41-46.,1984.

WOODALL, William H. The design of CUSUM quality control charts. **Journal of Quality Technology**. v. 18, n° 2, p. 99-102, 1986.

WOODALL, William H. Controversies and contradictions in statistical process control. **Journal of Quality Technology**. v. 32, n° 4, p. 341-350, 2000.

YASHCHIN, Emmanuel. Some aspects of the theory statistical control schemes. **IBM Journal of Research and Development**. v. 31, n° 3, p. 199-205, 1987.

YASHCHIN, Emmanuel. Weighted cumulative sum technique. **Technometrics**. v.31, n° 3, p. 321-338, 1989.

YASHCHIN, Emmanuel. Statistical control schemes: methods, applications and generalizations. **International Statistical Review**. v. 61, no 1, p. 41-66, 1993.

# **GLOSSÁRIO**

Branco - análise laboratorial sem amostra, apenas com os reagentes do método.

Bromatologia - ciência que estuda os alimentos; química bromatológica.

Distribuição de probabilidade - um modelo matemático relacionando o valor de uma variável com a probabilidade de ocorrência daquele valor na população (MONTGOMERY, 1996, p. 46-47).

APÊNDICE A - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de  $\sigma$ ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart unilateral, considerando a não utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos de NMA e valor de  $\alpha$ ). 1

Limites de				CUSUM	sem fat	or de Re	sposta	Inicial F	Rápida (	$C_0 = 0$	
controle de				1. (						l - \	
Shewhart <sup>2</sup>						svio que					0.00
(em σ)	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	2,00
3,0	50	•		3,3686					***************************************		
	100		9,2226								
	150		11,9345								
	200	•	14,4451			2,5480			***************************************		
	250		16,9010		·····	2,7500					
	300		19,4110			2,9272	2,1163				
	350		22,0223			3,0971	2,2521				
	370		23,1001			3,1627	2,3049				
	400	•	24,8410			3,2631	2,3812				
	450	•	28,0040			3,4353		1,8443			
	500		31,5410			3,6174		1,9620			
	600	•	41,2231					2,2311			
	700	0,0014	63,3666	12,9810	7,2423	4,9531	3,5703	2,7098	2,0641	1,5030	1,5030
	800	0,0013		-	-	-	_	-	-	-	-
	900	0,0011	-	_	_	-	-	-	_	_	-
	1000	0,0010	-	-	-	-	-	-	-	-	-
				k (moto	do do do	svio que	á talorac	do om i	unidada	n do -\	
	NMA	C.	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	2,00
3,5	50	0 0200	5,9112		0,50	0,73	1,00	1,20	1,50	1,73	2,00
3,3	100		8,8901					•			
	150		11,2044		2 2226			•••••			
	200	•	13,1721		3,5203						
	250		14,9320					•			
			16,5562					•••••			
	300 350	•	18,0931			2,8513					
	370		18,6737		·····	2,8920		•			
	400		19,5061			2,9473					
	450	•	20,8900			3,0343					
			22,1502					••••••			
		-	24,5706			3,1120 3,2452		•			
			27,0111		·····	3,3670		•			
			29,2503		·····	3,4723	2 5707	•			
			31,4305			3,5664	2,5707 2,6436				
		•	33,6300			3,6591	2,7128				
- Valores su		-	-		-	•	-	do Cho	ubort ió	fozom e	2000 0110

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> - Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 - pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

APÊNDICE A - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart unilateral, considerando a não utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos de NMA  $\alpha$ ).<sup>1</sup> е CONTINUAÇÃO.

Limites de	CUSUM sem fator de Resposta Inicial Rápida (C <sub>0</sub> = 0)											
controle de												
Shewhart <sup>2</sup>				•		que é toler			,			
(em σ)	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75		
4,0	50	0,0200	5,9078		***************************************							
	100	0,0100	8,8352	4,4205								
	150	0,0067	11,0978	5,1046								
	200	0,0050	13,0000	5,6102	3,5020							
	250	0,0040	14,6710	6,0130	3,7160							
	300	0,0033	16,2040	6,3331	3,8928							
	350	0,0029	17,6041	6,6220	4,0432							
	370	0,0027	18,1455	6,7270	4,1001							
	400	0,0025	18,9252	6,8710	4,1760							
	450	0,0022	20,1601	7,0960	4,2931							
	500	0,0020	21,3200	7,2994	4,3982							
•	600	0,0017	23,3923	7,6430	4,5786							
	700	0,0014	25,3900	7,9440	4,7340	3,2975		•				
	800	0,0013	27,3202	8,2001	4,8666	3,3911		•				
•	900	0,0011	29,1055	8,4345	4,9920	3,4740						
	1000	0,0010	30,8100	8,6361	5,0921	3,5434		•				
•		·	·		·							
		_	k	(metade d	o desvio	que é toler	ado - em	unidade	s de σ)			
	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75		
4,5	50	0,0200	5,9033									
	100	0,0100	8,8273	4,4196								
	150	0,0067	11,0820	5,1011								
	200	0,0050	12,9711	5,6060								
	250	0,0040	14,6400	6,0061								
	300	0,0033	16,1610	6,3250								
	350	0,0029	17,5501	6,6102	4,0396							
•	370	0,0027	18,0930	6,7138	4,0940							
•	400	0,0025	18,8600	6,8560	4,1700			•				
	450	0,0022	20,0561	7,0790	4,2860							
,	500	0,0020	21,2072	7,2800	4,3910							
	600	0,0017	23,2664	7,6191	4,5680							
	700	0,0014	25,2400	7,9061	4,7221							
,	800	0,0013	27,1000	8,1650	4,8516							
	900	0,0011	28,8005	8,3900	4,9720							
	1000	0,0010	30,4500	8,5927	5,0714							
Valores su						lo controlo	do Cho	ubort ió	fozom o	0m au		

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

<sup>1 -</sup> Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 -

pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

APÊNDICE B - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de  $\sigma$ ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart unilateral, considerando a utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos de NMA e valor de  $\alpha$ ).<sup>1</sup>

Limites de			C	USUM co	m fator	de Res	posta In	icial Rá	pida (C	<sub>0</sub> = 1/2h	)
controle de Shewhart <sup>2</sup>				k (metade	e do des	vio que	é tolerac	do - em (	unidades	s de σ)	
(em σ)	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	2,00
3,0	50	0,0200	7,1241	3,6080		1					
	100	0,0100	10,9504	4,7735	2,9760						
	150	0,0067	14,2300	5,5800	3,4091	2,3507				•••••••	
	200	0,0050	17,3621	6,2133	3,7530	2,5860		•		••••••	
	250	0,0040	20,5514	6,7780	4,0457	2,7874					
	300	0,0033	23,8920	7,3018	4,3164	2,9651	2,1423			••••••	
	350	0,0029	27,4531	7,8041	4,5694	3,1362	2,2800				
	370	0,0027	29,0202	8,0019	4,6721	3,2042	2,3311				
	400	0,0025	31,5531	8,3031	4,8231	3,3017	2,4061				
	450	0,0022	36,2386	8,8117	5,0828	3,4812	2,5414	1,8660			
	500	0,0020	42,0710	9,4100	5,3541	3,6602	2,6750	1,9817			
	600	0,0017	58,5623	10,8169	6,0830	4,1103	3,0056	2,2512	1,6524	•	
	700	0,0014	99,8103	13,6950	7,4081	5,0500	3,6323	2,7611	2,1010	1,5246	1,0032
	800	0,0013	-	-	-	-	-	_	-	-	-
	900	0,0011	-	-	-	_	-	_	-	-	-
	1000	0,0010	-	-	-	_	-	_	-	-	-
				k (metade						•	
	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	2,00
3,5	50	0,0200	7,0006	3,5770							
	100	0,0100	10,4460	4,6536				•		••••	
	150	0,0067	13,1471	5,3470	3,3066						
	200	0,0050	15,4331	5,8590	3,5870			•			
	250	0,0040	17,5300	6,2610	3,8041						
	300	0,0033	19,4369	6,6036	3,9870	2,7736					
	350	0,0029	21,2141	6,9012	4,1450	2,8804					
	370	0,0027	21,9000	7,0105	4,2045	2,9203					
	400	0,0025	22,9001	7,1718	4,2855	2,9747					
	450	0,0022	24,5300	7,4010	4,4102	3,0614					
	500	0,0020	26,0770	7,6163	4,5231	3,1373					
	600	0,0017	29,0766	8,0020	4,7216	3,2711					
	700	0,0014	32,0262	8,3407	4,8951	3,3900	2,5033				
	800	0,0013	34,7105	8,6401	5,0513	3,4943	2,5860				
	900	0,0011	37,5103	8,9150	5,1866	3,5903	2,6582				
	1000	0,0010	40,1205	9,1664	5,3101	3,6772	2,7260				
- Valores su	sneito	e consid	erando di	ie anena	oe limi	tas da c	ontrole	de Shev	whart iá	fazem c	om que

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

<sup>1 -</sup> Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 -

pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

APÊNDICE B - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart unilateral, considerando a utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos NMA valor  $\alpha$ ).<sup>1</sup> е CONTINUAÇÃO.

Limites de	CUSUM com fator de Resposta Inicial Rápida (C <sub>0</sub> = 1/2h)										
controle de											
Shewhart 2				•		que é toler			•		
(em σ)	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	
4,0	50	0,0200	6,9830								
	100	0,0100	10,3641	4,6401							
	150	0,0067	12,9843	5,3141							
	200	0,0050	15,1731	5,8091	3,5682						
	250	0,0040	17,1167	6,1954	3,7772						
	300	0,0033	18,9127	6,5185	3,9507						
	350	0,0029	20,5360	6,7921	4,0986						
	370	0,0027	21,1427	6,8951	4,1513						
	400	0,0025	22,0205	7,0400	4,2297						
	450	0,0022	23,4501	7,2568	4,3461						
	500	0,0020	24,7766	7,4481	4,4455						
,	600	0,0017	27,3231	7,7851	4,6211	3,2711					
	700	0,0014	29,6418	8,0837	4,7772	3,3206		•			
	800	0,0013	31,9301	8,3360	4,9071	3,4112		•			
,	900	0,0011	33,9300	8,5661	5,0263	3,4920					
	1000	0,0010	35,9105	8,7611	5,1227	3,5592		•			
•		•	•	•	•						
		_	k (	(metade d	o desvio	que é toler	ado - em	unidade	s de σ)		
	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	
4,5	50	0,0200	6,9822					,			
,	100	0,0100	10,3600	4,6380							
	150	0,0067	12,9700	5,3100							
	200	0,0050	15,1335	5,8032							
,	250	0,0040	17,0800	6,1880							
	300	0,0033	18,8406	6,5100				•			
	350	0,0029	20,4400	6,7800	4,0940			•			
,	370	0,0027	21,0631	6,8820	4,1470						
	400	0,0025	21,9200	7,0240	4,2234						
	450	0,0022	23,3055	7,2410	4,3380						
	500	0,0020	24,6500	7,4244	4,4400						
	600	0,0017	27,0937	7,7622	4,6094						
	700	0,0014	29,4003	8,0546	4,7630						
,	800	0,0013	31,5257	8,3000	4,8892						
	900	0,0011	33,5200	8,5160	5,0100						
	1000	0,0011	35,4304	8,7101	5,1041						
Valores su				•		le controle	do Cho	ubort ió	fozom o	0m au	

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

<sup>1 -</sup> Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 -

pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

APÊNDICE C - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de  $\sigma$ ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart bilateral, considerando a não utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos de NMA e valor de  $\alpha$ ). 1

Limites de			CI	JSUM sen	n fator d	e Respost	a Inicial	Rápida	$(C_0 = 0)$	
controle de										
Shewhart <sup>2</sup>				(metade de		•			•	
(em σ)	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75
3,0	50	0,0200	9,2091	4,5345	2,8892					
	100	0,0100	14,3190	5,9854	3,6732	2,5485				
	150	0,0067	19,0400	7,0551	4,2392	2,9280	2,1180			
	200	0,0050	24,0279	8,0408	4,7501	3,2644	2,3811			
	250	0,0040	29,9220	9,0811	5,2891	3,6191	2,6500	1,9619		
	300	0,0033	38,3301	10,4220	5,9701	4,0721	2,9790	2,2400	1,6370	
	350	0,0029	56,0665	12,9835	7,2357	4,9600	3,5981	2,7166	2,0800	
	370	0,0027	_	_	_	_	_	_	_	_
	400	0,0025	_	_	-	-	_	-	-	-
	450	0,0022	_	-	_	-	_	-	-	-
	500	0,0020	-	-	-	-	-	-	-	-
	600	0,0017	-	-	-	-	-	-	-	-
	700	0,0014	-	_	_	-	-	-	-	-
	800	0,0013	-	-	-	-	-	-	-	-
	900	0,0011	-	-	-	-	-	-	-	-
	1000	0,0010	-	-	-	-	-	-	-	-
		-		(metade de						4
	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75
3,5	50	0,0200	8,8851	4,4321						
	100	0,0100	13,1650	5,6503	3,5186					
	150	0,0067	16,5330	6,4200	3,9280					
	200	0,0050	19,4563	6,9932	4,2276	2,9469				
	250	0,0040	22,0816	7,4507	4,4702	3,1117				
	300	0,0033	24,4757	7,8401	4,6751	3,2471				
	350	0,0029	26,8050	8,1851	4,8485	3,3680				
	370	0,0027	27,6427	8,3105	4,9142	3,4102	2,5210			
	400	0,0025	29,0051	8,4930	5,0086	3,4743	2,5683			
	450	0,0022	31,0910	8,7661	5,1512	3,5692	2,6410			
	500	0,0020	33,1833	9,0233	5,2851	3,6596	2,7111			
	600	0,0017	37,2562	9,5100	5,5184	3,8212	2,8323			
		0.0014	41,1533	9,9212	5,7381	3,9673	2,9460			
	700	0,0014	T1,1000							
	700 800	0,0014	45,0622	10,3219	5,9411	4,0994	3,0501	2,3192		
				••		4,0994 4,2310	3,0501 3,1500	2,3192 2,4020		

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> - Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 - pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

APÊNDICE C - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart bilateral, considerando a não utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos NMA  $\alpha$ ).<sup>1</sup> е CONTINUAÇÃO.

Limites de	CUSUM sem fator de Resposta Inicial Rápida ( $C_0 = 0$ )											
controle de												
Shewhart <sup>2</sup>				(metade d		-			•			
<u>(em σ)</u>	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75		
4,0	50	0,0200	8,8400	4,4201								
	100	0,0100	13,0010	5,6067	3,5014							
	150	0,0067	16,2043	6,3357	3,8921							
	200	0,0050	18,9227	6,8740	4,1734							
i	250	0,0040	21,3112	7,2944	4,3971							
i	300	0,0033	23,4520	7,6450	4,5801							
	350	0,0029	25,4550	7,9400	4,7340	3,3005						
	370	0,0027	26,2205	8,0520	4,7890	3,3403						
	400	0,0025	27,3167	8,2023	4,8670	3,3922						
	450	0,0022	29,0910	8,4342	4,9901	3,4760						
	500	0,0020	30,7533	8,6398	5,0969	3,5471						
	600	0,0017	33,9000	9,0027	5,2840	3,6720						
	700	0,0014	36,7301	9,3201	5,4382	3,7820						
	800	0,0013	39,4023	9,5941	5,5750	3,8760						
	900	0,0011	42,0702	9,8310	5,7011	3,9605						
	1000	0,0010	44,3864	10,0510	5,8126	4,0355	3,0135					
		_	k	(metade d	o desvio	que é toler	ado - em	unidade	s de σ)			
	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75		
4,5	50	0,0200	8,8350	4,4190								
	100	0,0100	12,9801	5,6018								
	150	0,0067	16,1592	6,3262								
	200	0,0050	18,8591	6,8572	4,1683							
	250	0,0040	21,2246	7,2737	4,3901							
	300	0,0033	23,3251	7,6216	4,5691							
	350	0,0029	25,3001	7,9060	4,7215							
•	370	0,0027	26,0121	8,0201	4,7761							
	400	0,0025	27,1210	8,1641	4,8514							
	450	0,0022	28,8467	8,3940	4,9710							
	500	0,0020	30,4461	8,5996	5,0742							
	600	0,0017	33,5101	8,9490	5,2571							
	700	0,0014	36,2402	9,2428	5,4061	3,7650						
i	800	0,0013	38,7603	9,5171	5,5363	3,8540						
	900	0,0011	41,3202	9,7402	5,6562	3,9346						
	1000	0,0010	43,5755	9,9406	5,7607	4,0106						
Valores su						le controle	do Char	ubort ió	fozom o	0m 0110		

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

<sup>1 -</sup> Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 -

pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

APÊNDICE D - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de  $\sigma$ ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart bilateral, considerando a utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos de NMA e valor de  $\alpha$ ). 1

Limites de	CUSUM com fator de Resposta Inicial Rápida (C <sub>0</sub> = 1/2h)										
controle de Shewhart <sup>2</sup>			le (		a dansia m	مر د د د د د د د د د د د د د د د د د د د	ada am	مام مام	a da _\		
	NINAA	٠,	•	metade do	•				•	1 75	
(em σ)	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	
3,0	50	0,0200	13,6222	5,0311	3,0673						
	100	0,0100	21,2609	6,4740	3,8310	2,6283					
	150	0,0067	28,5681	7,5605	4,3911	3,0031	2,1687				
	200	0,0050	36,7176	8,5881	4,9020	3,3449		1,7658			
	250	0,0040	46,6939	9,7092	5,4610	3,7031		2,0007			
	300	0,0033	61,6100		6,1892	4,1701		2,2801			
	350	0,0029	95,2141	14,4801	7,7000	5,1300	3,7110	2,8010	2,1410		
	370	0,0027	_	-	-	-	-	-	_	_	
	400	0,0025	-	-	-	-	-	-	-	-	
	450	0,0022	-	-	-	-	-	-	-	-	
	500	0,0020	-	-	-	-	-	-	-	-	
	600	0,0017	-	-	-	-	-	-	_	-	
	700	0,0014	_	-	_	_	_	-	-	-	
	800	0,0013	_	-	-	-	-	-	-	-	
	900	0,0011	-	_	-	-	_	-	-	-	
	1000	0,0010	-	_	_	_	_	-	-	_	
•											
		_	k (	metade do	desvio q	ue é toler	ado - em	unidade	s de σ)		
	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75	
3,5	50	0,0200	13,0516	4,8936	3,0150						
	100	0,0100	19,1316	6,0660	3,6541						
	150	0,0067	23,9800	6,7971	4,0440	2,8043					
	200	0,0050	28,2200	7,3421	4,3388	3,0023					
	250	0,0040	32,0122	7,7867	4,5694	3,1621					
	300	0,0033	35,6701	8,1661	4,7672	3,2955					
	350	0,0029	38,9361	8,4986	4,9402	3,4115	2,5144				
•	370	0,0027	40,2250	8,6240	5,0063	3,4556	2,5479				
	400	0,0025	41,9568	8,8000	5,0960	3,5158	2,5946				
	450	0,0022	45,1602	9,0664	5,2380	3,6104	2,6660				
	500	0,0020	48,4224	9,3287	5,3632	3,6976	2,7367				
	600	0,0017	54,5012	9,7863	5,6000	3,8566	2,8560				
	700	0,0014	60,8327	10,2161	5,8150	4,0023	2,9641				
	800	0,0013	67,2100	10,6141	6,0162	4,1362	3,0703	2,3342			
	900	0,0011	73,7151	10,9886	6,2110	4,2611	3,1712	2,4181			
	1000	0,0011	80,3955	11,3537	6,3947	4,3862		2,4952			
- Valores sus									fozom o	am auc	

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> - Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 - pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

APÊNDICE D - Valores para o intervalo de decisão (h - em valores de σ) para o esquema combinado CUSUM-Shewhart bilateral, considerando a utilização do fator de Resposta Inicial Rápida, quatro ajustes para os limites de controle de Shewhart, oito valores de referência (k) para o esquema CUSUM e 16 probabilidades de alarmes falsos (em termos NMA valor  $\alpha$ ).<sup>1</sup> е CONTINUAÇÃO.

Limites de			CUS	SUM com	fator de	Resposta	Inicial R	ápida (C	$c_0 = 1/2h$	1)
controle de										
Shewhart <sup>2</sup>			k	(metade d	o desvio	que é toler	rado - em	unidade	s de σ)	
(em σ)	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75
4,0	50	0,0200	12,9537	4,8764		<u>'</u>				
	100	0,0100	18,8637	6,0140	3,6341					
	150	0,0067	23,3313	6,7020	4,0070					
	200	0,0050	27,2223	7,2124	4,2804					
	250	0,0040	30,6179	7,6094	4,4919					
	300	0,0033	33,7433	7,9362	4,6651	3,2955				
	350	0,0029	36,5996	8,2222	4,8120	3,3450				
	370	0,0027	37,6001	8,3260	4,8663	3,3801				
	400	0,0025	39,1010	8,4727	4,9452	3,4322				
	450	0,0022	41,7000	8,7010	5,0632	3,5102				
	500	0,0020	44,1051	8,8937	5,1661	3,5797				
	600	0,0017	48,5100	9,2413	5,3432	3,7030				
	700	0,0014	52,7207	9,5420	5,4971	3,8100				
	800	0,0013	56,5701	9,8030	5,6361	3,9030				
	900	0,0011	60,3050	10,0356	5,7572	3,9866				
	1000	0,0010	63,6633	10,2505	5,8645	4,0589	3,0281			
•										
		-	k	(metade d	o desvio	que é toler	rado - em	unidade	s de σ)	
	NMA	α	0,00	0,25	0,50	0,75	1,00	1,25	1,50	1,75
4,5	50	0,0200	12,9403	4,8743						
	100	0,0100	18,8113	6,0071						
	150	0,0067	23,3022	6,6920	4,0040					
	200	0,0050	27,0626	7,1959	4,2746					
	250	0,0040	30,4043	7,5871	4,4840					
	300	0,0033	33,5000	7,9101	4,6545					
	350	0,0029	36,1500	8,1905	4,8000					
	370	0,0027	37,2721	8,2921	4,8531					
	400	0,0025	38,7112	8,4351	4,9281					
	450	0,0022	41,2631	8,6508	5,0451					
•	500	0,0020	43,6586	8,8437	5,1422					
•	600	0,0017	47,7202	9,1781	5,3190					
•	700	0,0014	51,9000	9,4750	5,4651	3,7940				
	800	0,0013	55,5306	9,7201	5,5949	3,8810				
•	900	0,0011	58,9432	9,9314	5,7122	3,9613				
•	1000	0,0010	62,0746	10,1387	5,8144	4,0326				
1/-1		!			11:14	ا مسلما ما	-I- OI	4: المراج وارز	<i>c</i>	

<sup>-</sup> Valores suspeitos, considerando que apenas os limites de controle de Shewhart já fazem com que haja sinalização.

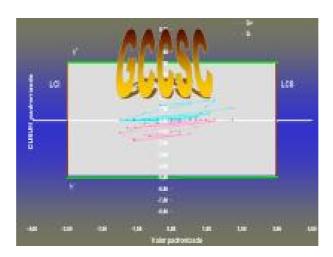
<sup>1 -</sup> Valores obtidos com simulação utilizando Visual Basic ®, com 30 repetições de seqüências de 600.000 números com distribuição normal (0, 1).

<sup>2</sup> - Limites de controle de Shewhart definidos em termos da variabilidade natural do processo: 3,0 -

pouco variável; 3,5 - variabilidade intermediária; 4,0 - grande variabilidade; 4,5 - muito variável.

# GRÁFICO DE CONTROLE COMBINADO SHEWHART-CUSUM ESTÁTICO

Rubson Rocha Robert Wayne Samohyl



Apenas para
Microsoft Office 2000
ou superior

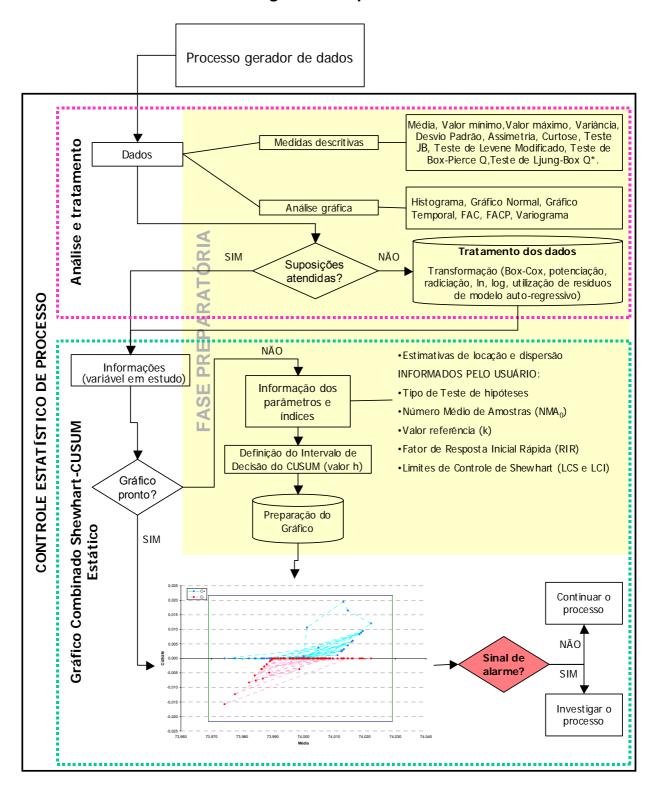
# SUMÁRIO

LISTA DE SIGLAS	. 3
FLUXOGRAMA DO APLICATIVO	. 4
AJUDA	. 5
Apresentação	. 5 . 5 . 5
Assimetria Curtose TESTES Teste Jarque Bera.	. 5 . 6
Teste de Levene Modificado	. 6 . 6
Gráficos.  Histograma.  Gráfico Temporal.	. 7 . 7
Gráfico Normal de Probabilidade	. 7 . 7 . 7
TRANSFORMAÇÕES Transformações matemáticas Box Cox Resíduo de modelo auto-regressivo	. 8 . 8 . 8
MANUAL DO APLICATIVO	. 9
ENTRANDO COM OS DADOS  ANÁLISE DA VARIÁVEL  EDIÇÃO DA VARIÁVEL  EXCLUSÃO DA VARIÁVEL  GRÁFICO DE CONTROLE  Quando o gráfico for novo.	11 12 12 13
Quando já houverem gráficos montados	

# Lista de siglas

ARL	Average run length = NMA
CUSUM	Soma cumulativa
d	Defasagem estudada
d*	Defasagem máxima observada
FAC	Função de autocorrelação
FACP	Função de autocorrelação parcial
h	Intervalo de decisão do esquema CUSUM
JB	Teste Jarque- Bera
k	Tolerância permitida para o esquema CUSUN
LCI	Limite de controle inferior
LCS	Limite de controle superior
LS	Limite de Controle de Shewhart
NMA	Número médio de amostras
λ	Índice para transformação de Box-Cox
Q	Estatística Q de Box-Pierce
Q*	Teste Ljung-Box
r	Índice de correlação
$r_{k}$	Índice de autocorrelação
$\vec{r}_{l}$	Índice de autocorrelação parcial
t	Índice (t = 1, 2, 3,, T)
Т	Número de observações
$\overline{\omega}$	Número de ordem do valor ordenado
$\mathbf{x}_{t}$	t <sup>ésimo</sup> valor da variável X
у	vetor de valores da variável Y
$\mathbf{y}_{t}$	t <sup>ésimo</sup> valor da variável Y

# Fluxograma do Aplicativo



# Ajuda

O que faz esta planilha?

Automatiza algumas etapas na utilização do Gráfico de Controle Combinado:

- Verifica algumas suposições: faz análise dos dados, através de algumas medidas descritivas, testes e de gráficos;
- Transforma os dados fornecidos, para tentar normalizar os dados, diminuir a heteroscedasticidade e tratar a autocorrelação:
- Customiza o gráfico de controle combinado, apresentando formas de se calcular os parâmetros do gráfico, considerando as necessidades do cliente.
- Apresenta uma nova forma de apresentação do Gráfico de Controle Combinado - Estático, sem a conotação temporal.

#### Autor:

Rubson Rocha

Com a supervisão de:

Prof. Robert Wayne Samohyl, Ph.D - PPGEP/UFSC

Auxílio em VBA de: Éder Daniel Corvalão

#### Dados

Cada coluna deve receber uma série, identificada na primeira linha.

Os dados podem ser numéricos (contínuos ou discretos), textuais e data.

OBS.: Cuidado com data - preferível trabalhar com três colunas (DIA, MÊS e ANO).

Identificação das variáveis:

- \* Nome deve estar informado na primeira linha;
- \* Ter no máximo 5 caracteres (sem espaço nem caractere especial).

#### Exemplo:

DATA	REP	MM	RESP	
24/8	1	1.75	Manoel	
24/8	1	1.80	Rodrigo	
25/8	2	1.70	Viviane	
25/8	2	1.60	Luciana	
26/8	3	1.24	Andréa	
26/8	3	1.56	Eder	

# Falta de Dados

Caso não haja os dados em uma série numérica, o aplicativo oferece 4 possibilidades:

- 1) Substituir o(s) valor(es) faltante(s) pela média da série numérica com problema;
- 2) Substituir o(s) valor(es) faltante(s) pela média local, escolhida pelo usuário, da série numérica com problema;
- 3) Substituir o(s) valor(es) faltante(s) por valor escolhido pelo usuário: e
- 4) Eliminar toda a linha (em todas as séries), utilizando o menu Edição de variável.

# Medidas Descritivas.

Serão informadas:

Média

Variância

Valor máximo

Valor mínimo

Desvio Padrão

Soma aritmética dos valores dividida pelo número de observações.

#### Variância

Segundo momento.

$$\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}\left(x_{t}-\overline{x}\right)^{2};\;x_{t}$$
 =  $t^{\text{ésimo}}$  valor da variável X;  $\overline{x}$  =

média dos valores da variável X; T = número total de observações; t = 1, 2, 3 .., T.

#### Assimetria

Terceiro momento. (Skew, Distorção)

$$\frac{T}{(T-1)(T-2)} \sum_{t=1}^{T} \left( \frac{x_t - \overline{x}}{s} \right)^3; \quad x_t = t^{\text{ésimo}} \text{ valor da}$$

variável X;  $\overline{X}$  = média dos valores da variável X; s = desvio padrão dos valores da variável X; T = número total de observações; t = 1, 2, 3, .., T.

Quarto momento. (KURT)

$$\frac{T(T+1)}{(T-1)(T-2)(T-3)} \sum_{t=1}^T \! \left( \frac{x_{_t} - \overline{x}}{s} \right)^4 - \frac{3(T-1)^2}{(T-2)(T-3)};$$

 $X_t = t^{\text{ésimo}}$  valor da variável X;  $\overline{X}$  = média dos valores da variável X; s = desvio padrão dos valores da variável X; T = número total de observações; t = 1, 2, 3, ..., T.

OBS.: Precisa que pelo menos 4 informações sejam fornecidas.

### **TESTES**

#### Teste Jarque Bera.

Usa a seguinte fórmula para verificar se a distribuição dos dados é a normal:

$$T\left[\frac{ass^2}{6} + \frac{(curt - 3)^2}{24}\right] \approx \chi_2^2 \ge 5,99$$

onde T = número total de observações, ass = assimetria, curt = curtose.

As hipóteses testadas são  $H_0$ : normalidade e  $H_a$ : não normalidade.

#### Interpretação:

·Caso o valor da fórmula for igual ou superior a 5,99  $\rightarrow$  rejeição de  $H_0 \rightarrow$  dados não normais  $\rightarrow$  INDICAÇÃO: Transformar os dados.

Caso valor da fórmula for menor que 5,99 --> dados normais.

As bases conceituais por trás do Teste JB são bem definidas por MORETIN & TOLOI (2004).

#### FONTF:

JARQUE, C.M. & BERA, A.K. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review.* v. 55, p. 163-177. 1985.

MORETTIN, Pedro A. e TOLOI, Clélia M.C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blücher, 2004. p. 505

#### Teste de Levene Modificado

Teste da homogeneidade da variância dos dados, consistindo da divisão em grupos de m elementos (o tamanho m, bem como o número de grupos, dependerão do tamanho da amostra T). Realizam-se, então vários testes

estatísticos, testando H $_0$ :  $\overline{d}_1$  =  $\overline{d}_2$  (homoscedasticidade)

contra Ha:  $\overline{d}_1 \neq \overline{d}_2$  (heteroscedasticidade):

$$t_{L}^{*} = \frac{\overline{d}_{1} - \overline{d}_{2}}{s\sqrt{\frac{1}{m_{1}} + \frac{1}{m_{2}}}}$$

onde  $t_{\rm L}^*$  denota o Teste Modificado de Levene;  $\overline{d}_1$  é a média das diferenças absolutas do grupo 1

( 
$$\overline{d}_1 = \frac{1}{m_1} \sum_{i=1}^{m_1} |\ g_{1i}\ -\overline{g}_1\ |$$
 );  $g_{1i}$  = elemento i do grupo 1;

 $\overline{g}_1$  = valor médio dos elementos do grupo i;  $m_1$  = número de elementos no grupo 1:

$$s = \sqrt{\frac{\sum (d_{i1} - \overline{d}_1)^2 + \sum (d_{i2} - \overline{d}_2)^2}{m_1 + m_2 - 2}} \ .$$

#### Interpretação

 $\cdot$  Grandes valores de  $t_{L}^{\ast}$  indicam que os dados não têm variância constante, rejeitando assim H $_{0}$  (comparar com valor de t para m $_{1}+m_{2}$  –2 graus de liberdade).

#### EONTE:

NETER, J.; KUTNER, M.H.; NACHTSHEIM, C.J.; WASSERMAN, W. *Applied linear regression models.* 3 ed. USA: Irwin, 1996. 724p. p. 112-114.

#### Estatística Q de Box-Pierce.

Verificação da autocorrelação de uma série de dados, testando se um quadro de valores de índices de correlação  $r_d$  (por ex.,  $r_1$  a  $r_{15}$ ) é significativamente diferente de zero, ou em termos de hipóteses,  $H_0$ :não há autocorrelação e  $H_a$ : há autocorrelação.

$$Q = T \sum_{d=1}^{d^*} r_d^2$$

onde d\* é a defasagem máxima sendo considerada e T é o  $n^o$  de observações na série. Geralmente  $d^*\approx 20$ .

Se não houver correlação na série, a estatística Q tem uma distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com (d\*- p) graus de liberdade, onde p é o nº de parâmetros no modelo que têm sido enquadrado os dados (no caso de série original – p=1). O valor de Q pode ser comparado com a tabela de  $\chi^2$  para avaliar sua significância.

Interpretação: se Q <  $\chi^2$   $\rightarrow$  não rejeita  $H_0$   $\rightarrow$  série não autocorrelacionada.

#### Fonte:

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. *Forecasting – Methods and applications*. 3ª ed. New York: John Wiley & Sons, 1998. p. 318-319.

#### Teste Ljung-Box Q\*

Verificação da autocorrelação em uma série de dados, testando se um quadro de valores de índices de correlação  $r_d$  (por ex.,  $r_1$  a  $r_{15}$ ) é significativamente diferente de zero, ou em termos de hipóteses,  $H_0$ :não há autocorrelação e  $H_a$ : há autocorrelação.

$$Q^* = T(T+2) \sum_{d=1}^{d^*} (T-p)^{-1} r_d^2$$

onde d\* é a defasagem máxima sendo considerada, p = número de parâmetros estimados no modelo e T é o nº de observações na série. Geralmente d\* $\approx$ 20.

 $\begin{tabular}{ll} Q^* & tem & uma & distribuição & mais & próxima & da distribuição & de <math display="inline">\chi^2$  do que Q.

Se não houver correlação na série, a estatística  $Q^*$  tem uma distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com (d\*-p) graus de liberdade, onde p é o nº de parâmetros no modelo que têm sido enquadrado os dados (no caso de série original – p=1). O valor de  $Q^*$  pode ser comparado com a tabela de  $\chi^2$  para avaliar sua significância.

Interpretação: se  $Q^* < \chi^2 \rightarrow$  não rejeita  $H_0 \rightarrow$  série não autocorrelacionada.

#### Fonte:

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. *Forecasting – Methods and applications*. 3ª ed. New York: John Wiley & Sons, 1998. p. 319-320.

# **GRÁFICOS**

#### <u>Gráficos</u>

Conjunto de gráficos e ferramentas para análise individual de cada variável, tentando identificar padrões nos dados, presença de "outliers" e necessidade de transformação dos dados.

Histograma Gráfico Temporal Gráfico Normal de Probabilidade Gráfico de Autocorrelação

#### Histograma.

Ferramenta que possibilita uma visão rápida e objetiva da fregüência dos dados.

Para definir o número de classes (classes), foi utilizado a média dos valores das duas fórmulas indicadas por VIEIRA (1999, p.179):

Classes =  $\sqrt{T}$ Classes = 1 + 3,222logT

onde T = número total de observações.

#### FONTE:

VIEIRA, Sonia. Estatística para a qualidade: como avaliar com precisão a qualidade em produtos e serviços. Rio de Janeiro: Campos, 1999. p. 21- 29.

#### Gráfico Temporal

Mostra o comportamento da variável através do tempo. Pode-se observar padrões (tendência, sazonalidade, ciclos, etc) nos dados.

O Gráfico Temporal padronizado mostra os valores discrepantes ou "outliers" - valores que estão acima ou abaixo dos limites de 4 desvios padrões (NETER et al., 1996. p.103).

#### FONTE:

NETER, J.; KUTNER, M.H.; NACHTSHEIM, C.J.; WASSERMAN, W. Applied linear regression models. 3 ed.USA: Irwin, 1996. 724p. p. 103-104.

# Gráfico Normal de Probabilidade

Gráfico que mostra os valores ordenados contra os valores esperados como na distribuição normal. Estes dados são encontrados usando:

$$\sqrt{QME} \left[ z \left( \frac{\varpi - 0.375}{T + 0.25} \right) \right]$$

onde QME = quadrado médio dos erros

residuais 
$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} (x_t - \overline{x})^2$$
;  $z = percentagem dates the second sec$ 

distribuição normal(em Excel usa-se a função INV.NORMP);  $\omega$  = número de ordem do valor ordenado; T = número de observações.

#### FONTE:

NETER, J.; KUTNER, M.H.; NACHTSHEIM, C.J.; WASSERMAN, W. Applied linear regression models. 3 ed.USA: Irwin, 1996. 724p. p. 106-107.

#### Variograma.

Gráfico que mostra a razão entre duas variâncias  $(V_m/V_1)$  contra a diferenciação da série (m), onde  $V_1$ =  $Y_2$ - $Y_1$  e  $V_m$ =  $Y_{1+m}-Y_1$ .

Caso a suposição de homoscedasticidade da série estiver contemplada, a linha no variograma será paralela ao eixo das abcissas.

# FONTE:

BOX, George & LUCEÑO, Alberto. Statistical control by monitoring and feedback adjustment. New York: John Wiley & Sons, 1997. p. 113-115.

#### Autocorrelação.

Gráfico que verifica a independência dos dados (Função de Autocorrelação – FAC). Ferramenta padrão na exploração de séries temporais, verificando sazonalidade, ciclos, e outros padrões.

$$r_{d} = \frac{\sum_{t=1}^{I} (x_{t} - \overline{x})(x_{t+d} - \overline{x})}{\sum_{t=1}^{T} (x_{t} - \overline{x})^{2}}$$

onde  $r_d$  é o índice de autocorrelação, d é a defasagem investigada e T = número de observações.

Valores serão significativos se ficarem acima ou abaixo das linhas estipuladas pelo valor de  $2/\sqrt{T}$  (MAKRIDAKIS *et al.*, 1998, p. 265).

#### FONTE:

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. *Forecasting – Methods and applications*. 3<sup>a</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 1998. p. 38-41.

#### Autocorrelação parcial.

Autocorrelações parciais são usadas para medir o grau de associação entre  $Y_t$  e  $Y_{t\text{-}d_t}$  quando os efeitos de outras defasagens no tempo 1, 2, 3, ..., d-1 são removidas (Função de Autocorrelação Parcial – FACP).

Exemplo: suponhamos que houve uma significante autocorrelação entre  $Y_t$  e  $Y_{t\cdot 1}$ . Então, também haverá uma significante autocorrelação entre  $Y_{t\cdot 1}$  e  $Y_{t\cdot 2}$ , já que eles também são separados por uma unidade de tempo. Consequentemente, haverá uma correlação entre  $Y_t$  e  $Y_{t\cdot 2}$ , porque ambos são relacionados a  $Y_{t\cdot 1}$ . Para medir a real correlação entre  $Y_t$  e  $Y_{t\cdot 2}$ , necessita-se tirar o efeito do valor intermediário  $Y_{t\cdot 1}$ . Isto é o que a auto-correlação parcial faz.

O coeficiente de autocorrelação parcial de ordem d é denotado por  $b_d$  e pode ser calculado pela regressão de  $Y_t$  contra  $Y_{t,t}, ..., Y_{t,d}$ :

$$Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + b_2 Y_{t-2} + \cdots b_d Y_{t-d}$$

Valores serão significativos se ficarem acima ou abaixo das linhas estipuladas pelo valor de  $1.96/\sqrt{T}$  (MAKRIDAKIS et al., 1998, p. 322).

Os coeficientes de autocorrelação parciais são mais facilmente calculados utilizando-se a abordagem matricial de Souza & Camargo (1996), sendo encontrados pela fórmula abaixo:

$$\vec{r}_d = r_d - \sum_{i=1}^d \vec{r}_i r_{d-1}$$

onde  $\vec{r}_d$  é a autocorrelação parcial na defasagem d;  $r_d$  é a autocorrelação na defasagem d;  $r_0$  = 0 (por convenção, embora a autocorrelação na defasagem 0 – correlação da série consigo mesma - seja 1).

#### FONTF:

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. Forecasting – Methods and applications. 3ª ed. New York: John Wiley & Sons, 1998. p. 321-322. SOUZA, Reinaldo C. & CAMARGO, Maria E. Análise e previsão de séries temporais: os modelos ARIMA. Ijuí: Sedigraf, 1996. p. 76-79.

# **TRANSFORMAÇÕES**

#### Transformações matemáticas

Operações matemáticas com a finalidade de normalizar os dados, atacar a heteroscedasticidade (variância não constante nos dados) ou a falta de independência dos dados (autocorrelação).

Neste aplicativo são disponibilizados:

- Duas famílias de transformações de Box Cox;
- Potenciação: elevar a 2 (quadrado);
- Radiciação: elevar a 0.5 (raiz quadrada);
- Inversa (recíproca): elevar a -1;
- Logaritmo na base 10;
- Logaritmo natural;
- Padronização dos dados (subtrair a média e dividir pelo desvio padrão);
- Utilizar resíduo de modelo auto-regressivos(AR).

Para a estabilização da variância, as transformações de raiz quadrada e recíproca negativa (-1/variável) diminuem a variabilidade, enquanto que a raiz cúbica aumenta e o logaritmo reforça. (MAKRIDAKIS et al., 1998. p. 66).

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. Forecasting - Methods and applications. 3a ed. New York: John Wiley & Sons, 1998. p. 63-70.

#### Box Cox.

Duas famílias de transformação de dados, que usam um

Primeira família  $X'=x^{\lambda}$  onde X' é a variável transformada e x é a variável original.

Para voltar aos dados originais  $x = (X')^{\lambda}$ 

Segunda família: 
$$X' = \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda}$$

para voltar aos dados originais:  $\mathbf{X} = [(\mathbf{X}'^*\lambda) + 1]^{\overline{\lambda}}$ 

BOX, G.E.P. & COX, D.R. An analysis of transformations. Journal of the Royal Statistical Society B. v. 25, p.: 211-243,

#### Resíduo de modelo auto-regressivo.

Para dados autocorrelacionados pode-se trabalhar com modelos auto-regressivos de dados:

$$x_{t} = b_{0} + \sum_{d=1}^{d^{*}} b_{d} x_{t-d} + e_{t}$$

onde X<sub>t</sub> é o valor da variável na observação t; b<sub>0</sub> e b<sub>d</sub> são os coeficientes da regressão; d indica a defasagem investigada (1, 2,...d\*); d\* é a defasagem máxima utilizada no modelo; et é o resíduo aleatório.

Utiliza-se então o resíduo:

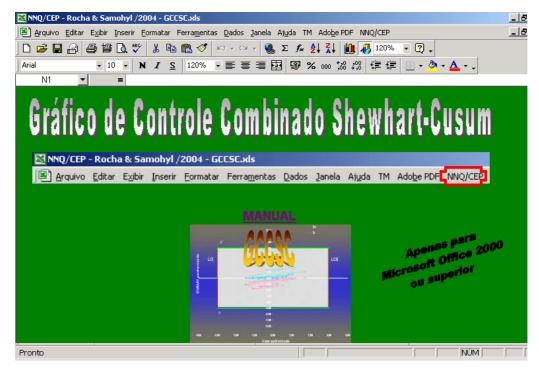
$$e_t = x_t - \hat{x}_t$$

onde  $e_t$  é o resíduo aleatório;  $X_t$  é o valor observado e  $\hat{\chi}_t$  é o valor estimado pela primeira equação.

MONTGOMERY, Douglas C. Introduction to Statistical Quality Control. 3a ed. New York: John Wiley & Sons, 1997.

# **Manual do Aplicativo**

Como a utilização do aplicativo é recursiva, deve-se sempre utilizar a barra de *Menu*, opção *NNQ/CEP*. Para evitar problemas com os arquivos de ajuda (que estão em hipertexto), é indicado copiar os dados para análise na pasta *Texto* ou incluir a pasta no arquivo (planilha *GCCSC.xIs*).



OBSERVAÇÃO: qualquer planilha ou gráfico gerado pelo aplicativo pode ser deletado, sem problemas. O aplicativo não roda em versões menores que 9 do Microsoft Excel.

Serão utilizados na apresentação do gráfico de controle combinado Shewhart-CUSUM os dados apresentados em USEPA (1989), que representam os teores de tetraclorito de carbono ( $Cl_4C$ ) medidos mensalmente em águas de poços – 12 valores representando doze coletas de 2 observações mensais. Os teores médios ficam em 5,5  $\mu$ g/l, com desvio padrão = 0,4  $\mu$ g/l. O esquema é unilateral superior, com limite de controle superior alocado em 4,5 desvios padrões, valor de referência igual a 1 desvio padrão (k=1), intervalo de decisão em 5 (h=5) e sem utilização do fator de resposta inicial (RIR).

#### **Entrando com os Dados**





Deve-se informar todo o intervalo onde estão os dados, cuidando-se que na 1ª linha estejam os nomes das séries (IMPORTANTE).



Após informar, clicar em  ${\it OK}$  – aparecerá o nome das séries e deverão ser informados:

- descrição da série (opcional): em poucas palavras colocar um significado para a série;
- tipo de série: necessário informar se a série é numérica, texto ou data;
- nº de casas decimais;
- IMPORTANTE se a série for a variável que será estudada, marcar o quadrado com SIM;
- Tamanho do subgrupo: quantas observações compõem uma amostra.



Nos casos em que ocorram dados faltantes, ou mesmo erro de tipo (colocar texto em uma série numérica), o aplicativo informa o problema.

E oferece a possibilidade de substituir pela média geral da série, ou pela média local (de acordo com o usuário), ou mesmo por outro valor qualquer.

Outra possibilidade é informar qualquer valor e, posteriormente, na edição da variável, eliminar toda a linha com problema.



Após definir todas as séries, no menu principal (NNQ/CEP) irá aparecer:

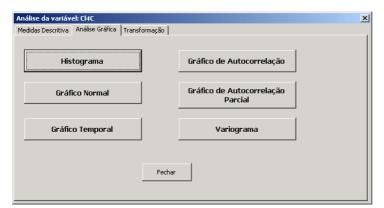


Subitem **Análise da Variável**: permite analisar as medidas descritivas da variável, análise gráfica e realizar transformações. Subitem **Editar dados**: permite alterar os dados, informar mais dados, deletar linhas ou colunas.

Subitem **Excluir variável**: excluir a variável completamente dos dados (o banco de dados e os gráficos feitos serão excluídos). Subitem **Gráfico de Controle**: permite montar, ver ou atualizar gráficos de controle combinado.



No exemplo utilizado, os valores apresentam autocorrelação, pois a estatística Q\* de Ljung-Box foi significativa.



A análise gráfica da variável é possível na repartição *Análise Gráfica*, onde 6 tipos de gráficos estão disponibilizados:

Histograma Gráfico Normal Gráfico Temporal Gráfico de Autocorrelação Gráfico de Autocorrelação Parcial Variograma

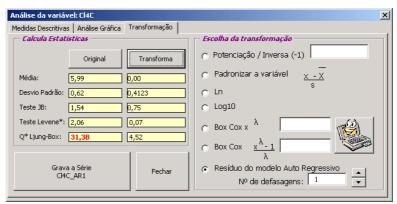
As medidas descritivas e testes relacionados as suposições de normalidade, homoscedasticidade e independência dos dados são apresentadas para a variável original, bem como para a variável transformada (testes significativos são grafados em vermelho, exigindo algum tipo de transformação).

Os valores de lâmbdas serão fornecidos,

após clicar no botão , para ambas as famílias de transformação de Box-Cox. Os lâmbdas são calculados para minimizar o valor do teste JB.

Após indicar alguma transformação, com os devidos parâmetros, clicar no botão Transforma.

Caso se queira guardar os dados, clicar no botão Salvar <nome\_variável> que aparecerá.

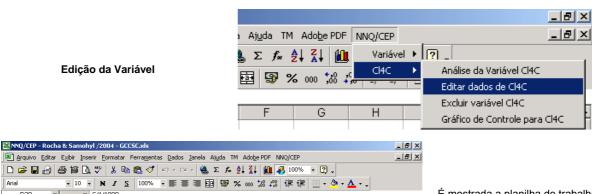


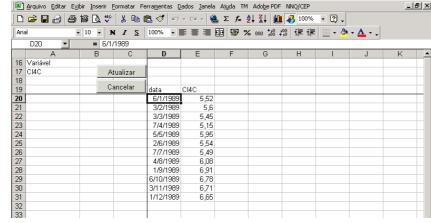
A série transformada, mesmo após que alguma edição seja processada, será sempre atualizada.

No caso da opção *Potenciação / Inversa (-1)*, para se fazer potenciação, indicar um número inteiro (2, 3, 4, etc.). Para se executar a raiz quadrada, usar 0.5 (dependendo da configuração do computador, decimal pode ser ponto ou vírgula). A recíproca (1/x) é obtida informando o valor de –1.

A utilização dos resíduos dos modelos de dados autocorrelacionados se dá de maneira interativa, aumentando-se o número de defasagens e verificando as estatísticas Q e Q\*, e nos gráficos de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) se os resíduos não apresentam mais sinais de dependência entre eles. NOTA: serão perdidas tantas informações quanto forem as defasagens utilizadas.

Para o exemplo proposto, deveria ter sido utilizado os resíduos de um modelo auto-regressivo com 1 defasagem.

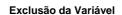




É mostrada a planilha de trabalho, sendo possível:

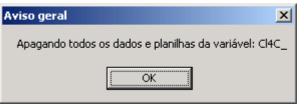
- arrumar algum valor errado;
- deletar linhas inteiras;
- deletar séries (coluna);
- incluir mais valores.

Utilizar o botão *Atualizar* para proceder as devidas alterações.





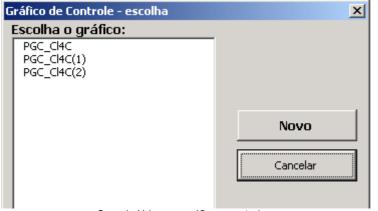
Todos os dados, gráficos e informações sobre a variável marcada serão apagadas do arquivo.

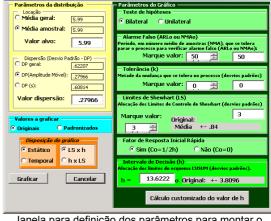


#### Gráfico de Controle



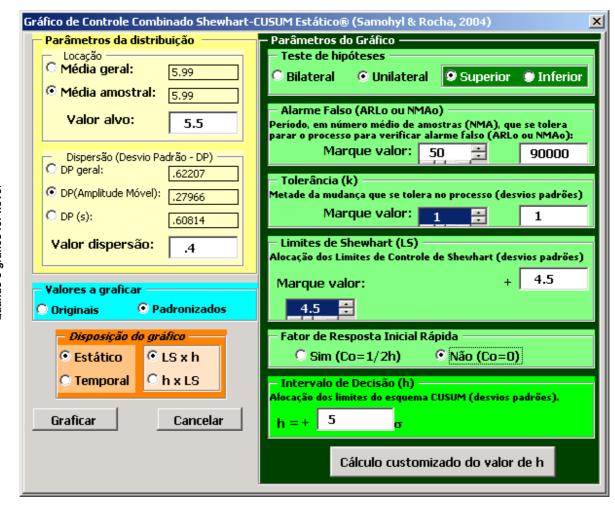
Duas janelas poderão aparecer, dependendo se já exista algum gráfico montado.





Quando já houver gráficos montados.

Janela para definição dos parâmetros para montar o gráfico, que forma apresentar os dados e que forma apresentar o gráfico.



Quando o gráfico for novo.

#### Parâmetros da distribuição da variável:

- Locação: apresentada a média geral da variável e a média amostral. Apenas em casos onde houver sobras de observações para formar uma amostra, ou informações perdidas (utilização de resíduos de modelos auto-regressivos), estas duas médias poderão ser diferentes. Pode-se escolher entre ambas, ou digitar outro valor no campo Valor alvo.
- Dispersão: são apresentadas três estimativas para o desvio padrão da variável em estudo. A primeira considera todo o conjunto de observações, e a segunda vai depender do tamanho de subgrupo amostral. Caso o tamanho da amostra seja 1, será calculada a amplitude móvel; caso seja maior que 1 e menor que 10, será calculada a amplitude dentro da amostra, e maior ou igual a 10, será calculada com o uso do desvio padrão amostral. Estas estimativas amostrais estão corrigidas pelo fator correspondente<sup>1</sup> (c4 para tamanho de amostras menor que 10 e d2 para tamanho de amostras iguais ou superiores a 10). A terceira utiliza o cálculo do desvio padrão dentro da amostra, a não ser no caso de medidas individuais (tamanho de subgrupo igual a 1), onde é utilizada o desvio padrão geral corrigido pelo fator c4. Pode-se escolher entre qualquer uma delas, ou digitar outro valor no campo Valor alvo.

- Teste de hipóteses: escolhe-se entre testes bi ou unilaterais (inferior ou superior).
- Alarme falso: a caixa de escolha já possui algumas opções pré-formatadas, compreendendo o conjunto de NMA: 2) 50(50)350, 370, 400(50)550, 600(100)1000. No campo a direita pode-se digitar valor diferente do apresentado.
- Tolerância: a caixa de escolha possui as seguintes opções pré-formatadas para o valor referência k: 0,00(0,25)1,50. No 3) campo a direita pode-se digitar valor diferente do apresentado.
- Limites de Controle de Shewhart: a caixa de escolha possui as seguintes opções pré-formatadas: 3,0(0,5)4,5. No campo a direita pode-se digitar valor diferente do apresentado.
- Fator de Resposta Inicial Rápida: marcar uma das duas opções com ou sem RIR.
- de decisão (h): de acordo com os parâmetros informados anteriormente, o valor de h aparecerá automaticamente. Caso apareça a palavra Ajuste, deve-se alterar algum parâmetro anterior. Havendo a necessidade, pode-se customizar o gráfico, clicando no botão Cálculo customizado do valor de h. Este procedimento, dependendo do equipamento utilizado (especificação do computador), pode demorar até uma hora. Caso não haja solução possível, o procedimento informa o motivo (se com os parâmetros informados pode-se apenas montar gráfico de Shewhart ou de soma cumulativa). OBS: os parâmetros customizados encontrados serão automaticamente armazenados no banco de dados.

### FORMATAÇÃO DOS DADOS E DO GRÁFICO

Valores a graficar Pode-se escolher se os dados serão apresentados em sua forma original, ou Padronizados se devem ser padronizados. Originais Disposição do gráfico O LS x h Estático Temporal Ohx LS

Três escolhas são possíveis:

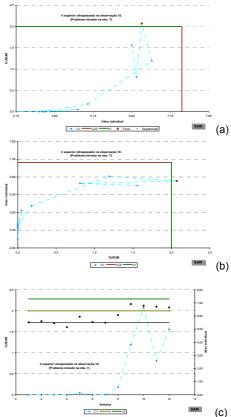
Nova forma de apresentação - ESTÁTICO® (Samohyl & Rocha): a) LS x h: colocando no eixo X os valores da amostra e no eixo Y o valor

da soma cumulativa;

b) h x LS: colocando no eixo X os valores da soma cumulativa e no eixo Y o valor da amostra:

Forma tradicional

c) Temporal: no eixo X ficam ordenadas cronologicamente o número de cada amostra, enquanto que no eixo Y da esquerda fica a escala para a soma cumulativa, e no eixo Y da direita a escala dos valores das amostras.



Ver Apêndice VI, página A-15 em MONTGOMERY (1997); página 224.

#### Quando já houver gráficos montados

Ao se escolher um gráfico, aparecem as informações referentes ao gráfico:

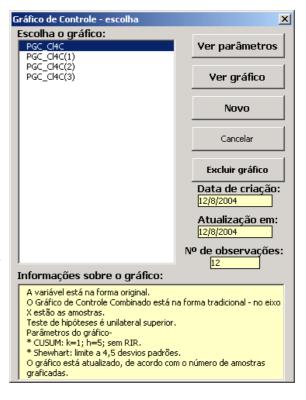
- data de criação;
- data de atualização;
- número de observações;

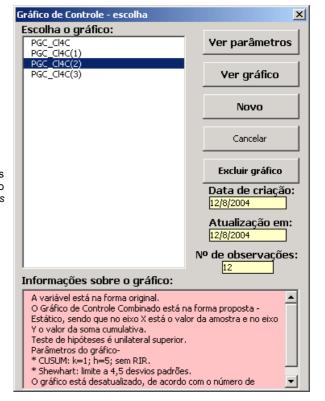
e na caixa *Informações sobre o gráfico* são fornecidas como a variável foi graficada (forma original ou padronizada); forma de apresentação do gráfico (temporal ou estático); e os parâmetros para a confecção do gráfico.

Caso tenha ocorrido incorporação de mais informações ao banco de dados, a caixa *Informações sobre o gráfico* aparecerá com fundo avermelhado.

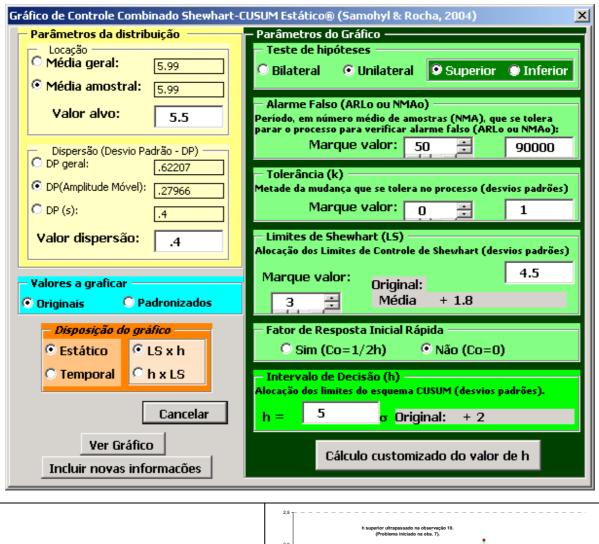
O botão *Novo* apresenta a tela inicial, possibilitando montar novo gráfico.

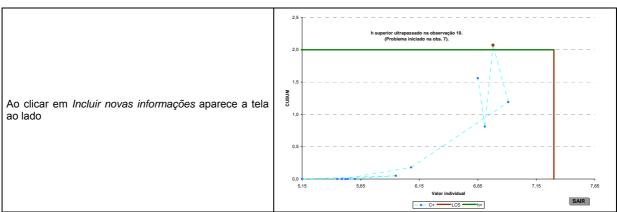
O botão Excluir gráfico elimina apenas o gráfico mostrado.





O botão *Ver parâmetros* possibilita ver a janela com todos os parâmetros e definições para o gráfico em uso. Havendo novas informações a graficar, utilizar botão *Incluir novas informações* que aparecerá.





O botão Ver gráfico mostra o gráfico atual. Para fechar o gráfico, clicar no botão SAIR.

APÊNDICE F - Experimento fatorial para avaliação dos fatores influenciando a simulação do NMA.

Com a finalidade de avaliar os fatores influenciando os resultados obtidos na simulação do NMA, montou-se um experimento com 3 fatores: tipo de gráfico de controle (Shewhart, CUSUM e combinado – ajustados para possibilitarem uma taxa de alarme falso (NMA<sub>0</sub>) de 370); número de observações utilizadas na simulação (10.000; 20.000; 50.000; 100.000; 200.000; 500.000; 600.000; 700.000); e número de repetições (10, 30 e 50). A avaliação, com 20 repetições, utilizou 3 variáveis resposta: NMA, coeficiente de variação na estimativa do NMA e tempo gasto na simulação.

Considerando os valores de NMA encontrados (Figura 47), observa-se que não há diferença entre utilizar 30 ou 50 repetições, quando se empregou acima de 500.000 observações, para todos os tipos de gráficos de controle utilizados.

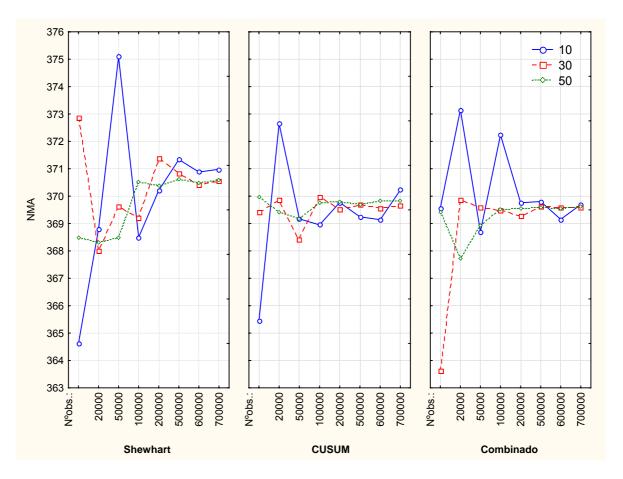


Figura 47 - NMA obtidos com simulação para três tipos de gráficos de controle (ajustados para NMA<sub>0</sub> = 370), de acordo com diferentes números de observações utilizadas e números de repetições.

Considerando as percentagens dos coeficientes de variação para as estimativas de NMA encontrados (Figura 48), observa-se que não há diferença entre o numero de repetições utilizadas, e que são obtidos valores inferiores a 10% de CV quando se empregou acima de 50.000 observações, ou inferiores a 3% quando se empregou acima de 500.000 observações, para todos os tipos de gráficos de controle utilizados.

Observa-se claramente a diferença de tempo de simulação entre os números de repetições e entre os diferentes números de observações utilizadas (Figura 49). Estes tempos foram obtidos com máguina com um processador de 550 MHz e 64 MB de memória RAM.

Como conclusão sugere-se utilizar para o cálculo de NMA, simulações de 600.000 números aleatórios (observações), repetidas 30 vezes.

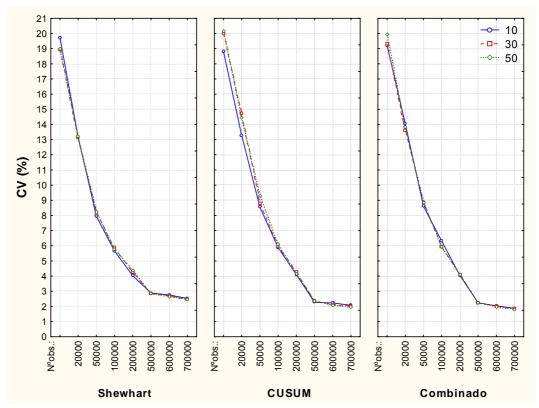


Figura 48 - Coeficiente de variação (CV – em percentagem) das estimativas de NMA obtidos com simulação para três tipos de gráficos de controle (ajustados para NMA<sub>0</sub> = 370), de acordo com diferentes números de observações utilizadas e números de repetições.

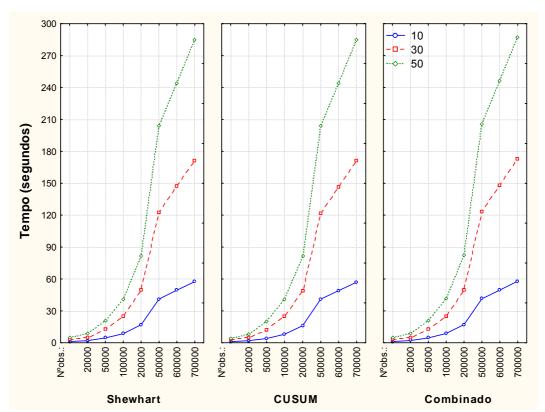


Figura 49 - Tempo gasto (em segundos) com simulação para três tipos de gráficos de controle (ajustados para NMA<sub>0</sub> = 370), de acordo com diferentes números de observações utilizadas e números de repetições.

### APÊNDICE G - Manual de utilização da planilha NMA-h-Desempenho.xls.

#### **AJUDA**

# PLANILHA PARA CÁLCULO DE NMA, h E DESEMPENHO DE GRÁFICOS DE CONTROLE 1 SHEWHART<sup>2</sup>, CUSUM E COMBINADO SHEWHART-CUSUM

#### Introdução

A utilização de Gráficos de Controle pressupõe o conhecimento de alguns conceitos importantes.

O primeiro é a taxa de alarme falso, representado pelo ARLo (do inglês - Average Run Lenght), que significa o número médio de amostras (NMA<sub>0</sub>) coletadas antes do aparecimento de um ponto fora dos limites de controle, quando o processo está estável ( $\Delta$  = magnitude da mudança igual a zero).

A planilha NMA-h-Desempenho.xls fornece o valor do NMA<sub>n</sub> de três tipos de gráficos de controle: Shewhart, Soma cumulativa (CUSUM) e Combinado Shewhart-CUSUM.

O segundo aspecto é a capacidade de um gráfico de controle em detectar mudanças no processo. Uma ferramenta interessante neste aspecto é a Curva de Desempenho (CD) que informa, de acordo com magnitudes diferentes de mudança (Δ), valores de NMA<sub>Δ</sub>, isto é, com quantas amostras coletadas poder-se-á identificar a mudança no processo.

A planilha NMA-h-Desempenho.xls fornece graficamente as CDs de três tipos de gráficos de controle: Shewhart, Soma cumulativa (CUSUM) e Combinado Shewhart-CUSUM.

A definição do intervalo de decisão (h) dos Gráficos de Controle de Soma Cumulativa (CUSUM) ou do esquema CUSUM dos Gráficos de Controle Combinados Shewhart-CUSUM deve levar em conta o esquema necessário (uni ou bilateral), a taxa de alarme falso tolerada (NMA<sub>0</sub>), quanto se tolera que o processo possa variar (metade = k), utilização ou não do fator de Resposta Inicial Rápida (RIR= 0 ou 1/2h) e a variabilidade natural do processo (representada pelo limite do esquema de Shewhart - LS).

A planilha NMA-h-Desempenho.xls calcula automaticamente o valor do intervalo de decisão (h), de acordo com os parâmetros definidos (tipo de esquema, NMA, k, RIR e LS), para os dois tipos de Gráfico de Controle: CUSUM e Combinado Shewhart-CUSUM.

# CÁLCULO DE NMA Menu\_NMA



Informa-se o tipo de esquema (uni ou bilateral); os parâmetros da distribuição normal (média e desvio padrão); número de sinais a serem usados para o cálculo do NMA (no mínimo, o aplicativo roda 50.000 observações); número de repetições das séries (ajustado para 30 dá bons resultados); o valor mínimo e máximo, bem como o incremento para os valores de k (metade do que se tolera ou que se está necessitando detectar); os valores mínimo e máximo, como o incremento para os valores do intervalo de decisão (h); a utilização (código 1) ou não (código 0) do fator de Resposta Inicial Rápida (RIR); os valores mínimo e máximo, como o valor de incremento de acréscimo nos limites de Shewhart (LS).

Obs.: quando se quer calcular o valor de NMA dos gráficos individuais, ajustar em 100 os valores mínimo e máximo dos limites do outro gráfico. P. ex., só Shewhart - h = 100; só CUSUM - LS = 100.

Os resultados, após a rotina em VBA ser executada, são apresentados em uma planilha "Resultados".

### CÁLCULO DE h



Informa-se o tipo de esquema (uni ou bilateral); os parâmetros da distribuição normal (média e desvio padrão); número de sinais a serem usados para o cálculo do NMA (no mínimo, o aplicativo roda 50.000 observações); número de repetições das séries (ajustado para 30 dá bons resultados); o valor mínimo e máximo, bem como o incremento para os valores de k (metade do que se tolera ou que se está necessitando detectar); os valores mínimo e máximo, como o incremento para os valores do NMA tolerados; a utilização (código 1) ou não (código 0) do fator de Resposta Inicial Rápida (RIR); os valores mínimo e máximo, como o valor de incremento de acréscimo nos limites de Shewhart (LS).

Obs.: quando se quer calcular o valor de h do gráfico CUSUM individual sem o esquema Shewhart, ajustar em 100 os valores mínimo e máximo dos limites do esquema de Shewhart (LS = 100).

Os resultados, após a rotina em VBA ser executada, são apresentados em uma planilha "Resultados".

#### **CURVA DE DESEMPENHO**



Informa-se o tipo de esquema (uni ou bilateral); os parâmetros da distribuição normal (média e desvio padrão); número de sinais a serem usados para o cálculo do NMA (no mínimo, o aplicativo roda 50.000 observações); número de repetições das séries (ajustado para 30 dá bons resultados); o valor de k; o valor do intervalo de decisão (h); a utilização (código 1) ou não (código 0) do fator de Resposta Inicial Rápida (RIR); o valor do limite de Shewhart (LS); os valores mínimo e máximo, bem como o incremento da mudança (Δ) no processo.

Obs.: quando se quer efetuar a curva de desempenho (CD) dos gráficos individuais, ajustar em 100 os valores mínimo e máximo dos limites do outro gráfico. P. ex., só Shewhart - h = 100; só CUSUM - LS = 100.

Os resultados, após a rotina em VBA ser executada, são apresentados em várias planilhas ("CD", "G. - CD" e "G. - CD - LN").

- Para variáveis contínuas de distribuição aproximadamente normal.
- <sup>2</sup> No esquema Shewhart, não são consideradas outras regras de decisão.

#### Desenvolvimento da Planilha

Versão 1.00 - maio de 2004

Rubson Rocha

Instituição: PPGEP-UFSC e-mail: rrocha@epagri.rct-sc.br

http://www.qualimetria.ufsc.br/ outros/r4meio/NMA-h-Desempenho.zip URL:

R41/2

APÊNDICE G - Manual de utilização da planilha NMA-h-Desempenho.xls. (continuação) Simulação do NMA de Gráfico Combinado Shewhart-CUSUM (1 = Unilateral; 2 = Bilateral) Números aleatórios gerados 0,00 [  $\sim N(\mu, \sigma)$ ] com 1,0 30 Número de sinais para usar no cálculo: Repetições: PARÂMETROS DO CUSUM Pasta Menu\_NMA Metade da diferença entre o valor alvo e um valor que se tolera (k) 0,5 incremento de 0,25 Intervalo de Decisão (h) incremento de Fator de Vantagem Inicial: Resposta Inicial Rápida (RIR) (1 = SIM; 0 = NÃO) RIR= 0 ARÂMETROS DO SHEWHAR Achar os Limites de Controle de Shewhart (LS) 0.5 incremento de NMAs do Gráfico A simulação deve demorar: Combinado. 2 5 **Segundos** Simulação do valor h do Gráfico Combinado Shewhart-CUSUM Esquema: (1 = Unilateral; 2 = Bilateral) Números aleatórios gerados μ= [  $\sim N(\mu, \sigma)$ ] com: 10  $\sigma =$ Nº observações por NMA: 2.000 Repetições: 30 PARÄMETROS DO CUSUM Metade da diferença entre o valor alvo e um valor que se tolera (k) Pasta Menu\_h k= 0,5 а Average Run Length (ARL) ou Número Médio de Amostras (NMA) NMA= 370 incremento de 50 Fator de Vantagem Inicial: Resposta Inicial Rápida (RIR) RIR= 0 (1 = SIM; 0 = NÃO) ARÂMETROS DO SHEWHAR Limites de Controle de Shewhart (LS) Calcula os LS= 0,5 valores de Demora em torno de 1 hora para cada valor h encontrado. h Deve demorar 1 h para terminar. Simulação da CD de Gráfico Combinado Shewhart-CUSUM Esquema: (1 = Unilateral; 2 = Bilateral) Números aleatórios gerados 0,00 [  $\sim$ N( $\mu$ ,  $\sigma$ )] com σ= 10 Pasta Menu\_Desempenho Número de sinais para usar no cálculo: Repetições: 30 PARÂMETROS DO CUSUM **DELTA** Metade da diferença entre o valor alvo e um valor que se tolera (k) Comecando em 0,00 k= 0,5 Intervalo de Decisão (h) Terminando em h= 4,00 Fator de Vantagem Inicial: Resposta Inicial Rápida (RIR) A intervalos de (1 = SIM; 0 = NÃO) RIR= 0,25 PARÂMETROS DO SHEWHART Limites de Controle de Shewhart (LS) Achar a CD do Gráfico Combinado. A simulação deve demorar: 35 **Segundos** 

ANEXO A - Indicadores da produção industrial por nível 100 - Brasil (IBGE, 2002, página 19).

INDICADORES DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL POR NIVEL 100 - BRASIL

PONDERAÇÃO CI-85				•	2002							
NIVEL 100		IXA MENS			MENSAL (2		+AC	CUMULADO (	3) ! !		S 12 MESE	S (4)
	! OUT	NOV	DEZ	! OUT	NOV		! JAN-OUT		-			ATE DEZ
CALÇADOS	. 92,56	92,78	69,48	101,27	103,92	113,97	99,74	100,19	101,14	98,40	99,34	101,14
INDUST. DO CAFE	! 111,77	99,17	89,70	94,10	93,32	99,91	96,90	96,59	96,82	97,18	96,73	96,82
BENEF. DE ARROZ	! 140,11	124,20	96,15	105,19	98,85	94,01	105,20	104,59	103,83	106,59	104,53	103,83
MOAGEM DE TRIGO	! 107,99	98,56	95,75	91,21	89,80	88,68	98,04	97,32	96,63	98,20	97,53	96,63
CONSERV. DE FRUTAS E LEGUMES - INCL. SU- COS E CONDIMENTOS	!	258,85	227,03	128,87	115,00	132,56	106,20	107,21	109,25	99,11	102,52	109,25
BENEF. OUTROS PROD. DE ORIGEM VEGET. P/ ALIMENTAÇÃO	!	81,01	78,98	103,72	102,27	108,62	93,01	93,83	94,93	91,72	93,01	94,93
INDUST. DO FUMO	23,77	23,62	21,42	100,09	102,11	92,20	124,04	123,53	122,83	122,91	123,11	122,83
ABATE ANIMAIS (EXCL. AVES) E PREPARAÇÃO DE CARNES		123,89	116,33	110,33	106,50	105,36	107,20	107,14	106,99	107,52	107,18	106,99
ABATE E PREPARAÇÃO : DE AVES	! ! 238,06	211,61	202,68	99,37	97,35	99,70	108,44	107,40	106,78	108,61	107,44	106,78
RESFRIAMENTO E PREP. DO LEITE E LATICIN.		103,46	108,02	98,87	98,48	98,35	98,98	98,93	98,88	99,17	99,10	98,88
INDUST. DO AÇUCAR	! 275,37	155,59	102,16	121,53	83,16	93,69	111,72	108,29	107,34	114,97	108,69	107,34
OLEOS VEG. EM BRUTO	! 125,86 !	115,13	96,47	111,64	106,20	118,94	107,71	107,57	108,29	105,43	105,76	108,29
REFINO DE OLEOS VEG. E FAB. GORDURAS P/ ALIMENTAÇÃO	!	120,53	98,88	93,75	93,05	86,28	102,73	101,77	100,52	102,19	101,29	100,52
ALIMENTOS P/ANIMAIS	! ! 190,24	177,21	174,82	106,83	104,73	109,25	109,17	108,75	108,79	108,42	108,33	108,79
OUTRAS INDUST. ALI-		129,97	112,41	97,83	102,04	102,68	99,94	100,14	100,32	98,95	99,31	100,32
INDUST. DE BEBIDAS	! 136,33 !	135,33	128,69	109,78	108,13	98,53	99,56	100,42	100,24	99,16	100,24	100,24

FONTE: IBGE/DPE/DEPARTAMENTO DE INDUSTRIA

<sup>(1)</sup> BASE: MEDIA DE 191 = 100 (2) BASE: IGUAL MES DO ANO ANTERIOR = 100 (3) BASE: IGUAL PERIODO DO ANO ANTERIOR = 100 (4) BASE: ULTIMOS 12 MESES ANTERIORES = 100

ANEXO B - Pesquisa industrial anual - Brasil, 2000. (IBGE, 2000).



### Produção e Vendas, dos 100 maiores produtos e ou serviços industriais, segundo as descrições dos produtos -Brasil 2000

Descrições dos produtos	Unidade de medida	Número de informantes	Quantidade produzida	Valor da produção R\$		
Total		3 390		218 889 664 612		
Gasóleo (óleo diesel)	m3	18	31 231 994	13 356 306 299		
Automóveis de passageiros com motor de ignição por faísca , de cilindrada maior que 1 500 cm3 e menor que 3 000 cm3	unidade	11	520 055	8 727 501 514		
Gasolina automotiva	m3	20	19 335 134	9 245 830 343		

.

Preparações utilizadas na alimentação de animais (ração)	kg	148	10 112 573 408	3 876 534 923
Ligas de alumínio em formas brutas (lingotes, plaquetas, granalhas, etc.)	kg	5	754 099 328	1 938 074 623
Farinha de trigo	kg	74	4 328 825 696	1 953 625 817
Polipropileno (PP)	kg	18	1 402 648 489	1 934 605 180
Receptores de televisão a cores de outros tipos, mesmo com aparelhos de áudio	unidade	12	6 306 264	1 882 690 471

ANEXO C - Uso das cadeias de Markov para avaliar as propriedades dos esquemas de soma cumulativa (LUCAS, 1982).

Os valores de NMA para esquemas combinados Shewhart-CUSUM são obtidos por aproximação dos esquemas de controle de soma cumulativa com cadeia de Markov. Este uso de cadeias de Markov é discutido por Brooke e Evans (1972) e por Lucas e Crosier (1982a). O método é baseado na matriz de probabilidades de transição **P**, que representa a probabilidade de mover de qualquer estado i para qualquer outro estado j, onde diferentes estados representam diferentes acúmulos CUSUM. Brooke e Evans (1972) apresentam a forma da matriz **P** para esquemas unilaterais, enquanto que Lucas e Crosier (1982a) estendem os resultados para esquemas bilaterais.

Para uma distribuição contínua, o agrupamento acarreta que os valores NMA calculados serem apenas aproximados, para esquemas de soma cumulativa. Então, a abordagem markoviana não é tão precisa como a abordagem analítica (equações integrais), a qual foi usada em Lucas (1976). Diferenças são freqüentemente encontradas na quarta casa decimal. Isto indica que, ou a abordagem markoviana fornece bons resultados para propósitos práticos, ou pouco é conhecido a respeito dos limites de erros teóricos destes procedimentos.

A matriz de transição tem a seguinte forma:

$$\mathbf{P} = \begin{vmatrix} \mathbf{R} & \mathbf{p} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I} \end{vmatrix}$$

onde a matriz **R** representa os vários estados sob controle com diferentes valores de CUSUM e o vetor **p** representa a probabilidade de alcançar um sinal de fora de controle.

Desta matriz, o vetor u de NMA pode ser obtido por

$$\mathbf{u} = [\mathbf{I} - \mathbf{R}]^{-1} \mathbf{1}$$

para qualquer tamanho de matriz R.

A única mudança nos procedimentos de cálculo para o esquema combinado é a inserção dos limites de Shewhart ao procedimento para soma cumulativa. Para observações maiores do que os limites de controle de Shewhart, a probabilidade de transição vai para o estado fora de controle enquanto que para o esquema padrão de soma cumulativa, algumas destas probabilidades seriam distribuídas sobre estados sob controle com maiores valores de CUSUM.

ANEXO D - Fatores para construção de Gráficos de Controle de Variáveis.

	Gráficos	s para N	Médias	Gráficos para Desvio Padrão						Gráficos para Intervalo R						
Observações	Fatores	s para L	imites	Fatores para Fatores para Limites de					Fatore	s para						
na Amostra	•			linha ce	•	Controle			linha central		Fatores para Limites de Controle					
n	Α	A2	А3	c4	1/c4	В3	B4	B5	B6	d2	1/d2	d3	D1	D2	D3	D4
2	2,121	1,880	2,659	0,7979	1,2533	0,000	3,267	0,000	2,606	1,128	0,8865	0,853	0,000	3,686	0,000	3,267
3	1,732	1,023	1,954	0,8862	1,1284	0,000	2,568	0,000	2,276	1,693	0,5907	0,888	0,000	4,359	0,000	2,575
4	1,500	0,729	1,628	0,9213	1,0854	0,000	2,266	0,000	2,088	2,059	0,4857	0,880	0,000	4,698	0,000	2,282
5	1,342	0,577	1,427	0,9400	1,0638	0,000	2,089	0,000	1,964	2,326	0,4299	0,864	0,000	4,918	0,000	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	0,000	5,078	0,000	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	5,697	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: Apêndice VI, página A-15 em MONTGOMERY (1997).

### ANEXO E - Rotina para determinação de Proteína Macro Kjeldahl

<u>Digestão</u>: Pesar 1 (um) grama de amostra seca ao ar, envolver em papel filtro. Amostras úmidas deve-se conhecer o teor de umidade e pesar o equivalente a 1 (um) grama de amostra seca (± 1,5 a 2,0 gramas).

Fazer prova em branco a cada troca de reagentes ou papel.

Colocar a amostra em balão Kjeldahl de 750 ml.

Adicionar 10 a 15 g de  $K_2SO_4$  (sulfato de potássio) e uma pitada de CuO (óxido de cobre) e, em seguida, 25 a 30 ml de  $H_2SO_4$  concentrado (ácido sulfúrico).

Levar ao digestor macro-Kjeldahl, usando durante 20 minutos a temperatura mínima (1), passando para média e máxima, depois de 30 minutos.

Digerir até o material ficar verde claro, deixando mais uns 15 minutos e desligar. Antes que esfrie totalmente o ácido, adicionar pelas paredes 300 ml de água destilada. Agitando até a completa dissolução.

<u>Destilação</u>: Em erlenmeyer de 500 ml adicionar 50 ml de  $H_3BO_3$  (ácido bórico) a 2% com indicador para recolher a amônia destilada.

Adicionar ao balão com a amostra digerida, 70 a 100 ml de NaOH (hidróxido de sódio) a 50%, derramando pelas paredes.

Destilar aproximadamente dois terços do conteúdo do balão.

Titulação: Titular com HCI (ácido clorídrico) 0,1N com fator de correção.

#### Cálculos:

%PB =  $\frac{\text{(ml HCI gastos - gastos no branco) * FATOR * 0,14}}{\text{Peso da amostra}}$ 

FONTE: Manual de procedimentos do LNA - Epagri / Lages SC.