

I-331 - APLICAÇÃO DE CONTROLE ESTATÍSTICO DE PROCESSO PARA AVALIAR O PARÂMETRO TURBIDEZ EM ESTAÇÕES DE TRATAMENTO DE ÁGUA

Guilherme Abreu Souza⁽¹⁾

Engenheiro Ambiental pela Universidade Federal de Minas Gerais. Mestrando em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos pelo Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos da Escola de Engenharia da Universidade Federal de Minas Gerais (SMARH/UFMG). Analista Fiscal e de Regulação Econômico-Financeira na Agência Reguladora de Serviços de Abastecimento de Água e de Esgotamento Sanitário de Minas Gerais (ARSAE-MG).

Lívia Duarte Ventura Melo⁽²⁾

Engenheira Civil pela Universidade Federal de Minas Gerais. Mestre e Doutoranda em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos pelo Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos da Escola de Engenharia da Universidade Federal de Minas Gerais (SMARH/UFMG).

Carolina Cristiane Pinto⁽³⁾

Engenheira Química pela Universidade Federal de São João Del-Rei (UFSJ). Mestre em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos pelo Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos da Escola de Engenharia da Universidade Federal de Minas Gerais (SMARH/UFMG). Doutoranda em Engenharia Química na UFMG. Analista Ambiental do Instituto Mineiro de Gestão das Águas (Igam).

Ana Luiza Cunha Soares⁽⁴⁾

Engenheira Ambiental pela Universidade FUMEC. Mestre em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos pelo Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos da Escola de Engenharia da Universidade Federal de Minas Gerais (SMARH/UFMG).

Sílvia Maria Alves Correa Oliveira⁽⁵⁾

Engenheira eletricista, Mestre e Doutora em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos pelo Programa de Pós-graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos da Escola de Engenharia da Universidade Federal de Minas Gerais. Professora Adjunta do Depto. Eng. Sanitária e Ambiental (DESA).

Endereço⁽¹⁾: Rod. Papa João Paulo II, 4001 - Ed. Gerais, 12º andar – Serra Verde – Belo Horizonte – Minas Gerais - CEP 31630-901 – Brasil – Tel: +55 (31) 3915-8131 – e-mail: guilherme.souza@arsae.mg.gov.br

RESUMO

Neste trabalho, a estabilidade de três estações de tratamento de água em função do porte, foi comparada aplicando o gráfico de controle estatístico de processo aos dados secundários do monitoramento do parâmetro turbidez. Tendo em vista a presença de autocorrelação nos dados, foi necessário aplicar a abordagem baseada em modelos de séries temporais para, em seguida, empregar o gráfico de controle aos resíduos. Observou-se que a aplicação dos gráficos de controle aos dados originais, os quais apresentam elevada autocorrelação, aumenta consideravelmente a quantidade de pontos fora dos limites de controle. A ETA 3, classificada como de grande porte, apresentou melhor desempenho e maior estabilidade no processo de tratamento de água quando compara às ETAs de médio e pequeno porte. Esses resultados são compatíveis com o esperado, uma vez que as estações de tratamento de água de grande porte, em sua maioria, apresentam melhor performance devido à utilização de sistemas automatizados e equipamentos de alta precisão, os quais permitem reduzir a probabilidade de erros ou desvios na operação, além da possível maior capacitação técnica dos operadores. Ademais, a hipótese de que eventuais modificações realizadas nas ETAs ao longo do ano de 2015, devido ao estabelecimento de metas progressivas e mais restritivas pela Portaria 2914/2011, aumentaria a eficiência e melhoraria o desempenho do processo de tratamento de água em 2016 não foi confirmada para as ETAs 1 e 2, de pequeno e médio porte, respectivamente.

PALAVRAS-CHAVE: Gráfico de controle estatístico, estações de tratamento de água, turbidez.

INTRODUÇÃO

A distribuição de água com qualidade satisfatória tem se tornado um desafio cada vez maior para as prestadoras de serviços de saneamento em virtude do aumento da demanda, da deterioração da qualidade dos mananciais e do estabelecimento de padrões de potabilidade sucessivamente mais restritivos. Em geral, tais circunstâncias exigem que ampliações e modificações sejam implementadas nas estações de tratamento de água (ETAs), forçando-as a apresentarem um nível mais elevado de desempenho no processo de tratamento de água (OLIVEIRA *et al.*, 2014).

Uma das formas de gerir com eficiência e confiabilidade o processo de tratamento de água para abastecimento humano consiste na utilização dos conceitos e ferramentas do controle estatístico de processos (CEP). Woodall (2000) esclarece que o CEP, ramificação do controle estatístico da qualidade, é uma técnica aplicada à produção que propicia a redução sistemática da variabilidade nas características da qualidade de interesse, e, como consequência, menores custos, maiores produtividades, consumidores mais satisfeitos e maiores lucros para a companhia.

Independentemente de quão bem projetado ou cuidadosamente mantido seja o sistema produtivo, uma certa variabilidade sempre existirá. Essa variabilidade natural ou ruído de fundo é o efeito cumulativo de muitas causas pequenas, geralmente inevitáveis. Quando o ruído de fundo for relativamente pequeno, considera-se que o processo apresenta um nível aceitável de desempenho. No âmbito do controle estatístico, essa variabilidade natural é ocasionada por causas comuns, e quando apenas causas comuns estão presentes, o sistema é definido como um sistema estável, sob controle estatístico. Em outras palavras, as causas comuns são inerentes ao processo (MONTGOMERY & RUNGER, 2003).

Ribeiro e Caten (2012) esclarecem que as causas especiais determinam variabilidade nas características-chaves de qualidade do produto e geralmente aparecem de três fontes: máquinas desajustadas, erros de operadores ou matérias-primas com defeito. Tal variabilidade apresenta elevada magnitude quando comparada ao ruído de fundo, representando um nível inaceitável de desempenho. Um processo que esteja operando na presença de causas especiais é dito estar fora de controle. A principal finalidade da aplicação do CEP é, portanto, eliminar a variabilidade indesejada do processo, por meio da rápida detecção da ocorrência de causas especiais, de forma que a investigação e a posterior ação corretiva possam ser tomadas antes que os problemas se acumulem (MAHESH & PRABHUSWAMY, 2010).

Apesar da importância incontestável de todas as ferramentas que constroem um ambiente propício para a melhoria da qualidade e da produtividade de um sistema, Jarvis (2008) afirma que o gráfico de controle é a principal e mais sofisticada técnica do CEP. Esse gráfico fornece uma distinção clara entre os tipos de variações presentes no processo, contribuindo para identificar a real necessidade de intervenção. Essa identificação possibilita a alocação ótima dos investimentos na melhoria do sistema produtivo, auxiliando o processo a atingir alta qualidade, baixo custo unitário, consistência e previsibilidade.

Os gráficos de controle são construídos a partir de dados de monitoramento de um determinado processo, plotados num sistema de coordenadas cartesianas. O eixo das ordenadas é representado por uma dada característica do produto medida ou calculada na amostra e o eixo das abscissas é representado pelo número da amostra ou pelo tempo. Três linhas são traçadas no gráfico, denominadas linha central (LC), comumente definida a partir do valor médio, limite superior de controle (LSC) e limite inferior de controle (LIC). Os limites de controle são escolhidos de tal forma que quando o processo está sob controle, todos os pontos da amostra cairão entre eles e, portanto, nenhuma ação é necessária. No entanto, quando um ponto se posiciona fora dos limites pode-se interpretar como uma evidência de que o processo está fora de controle, necessitando de investigações para que as causas especiais sejam encontradas e eliminadas (FOLLADOR, 2010).

Tais gráficos são projetados e avaliados partindo do pressuposto de que as observações do processo são estatisticamente independentes e que seguem a distribuição normal. No entanto, Montgomery (2009) afirma que a suposição de independência é frequentemente violada na prática em alguns processos industriais, devido à presença de elevada correlação nas características de qualidade do produto. O termo autocorrelação é usado para descrever a correlação de uma variável em um ponto no tempo com observações dessa mesma variável em tempos prévios. Quando existe a autocorrelação no processo, há identificação de causas especiais inexistentes na prática e não detecção de causas especiais que realmente estão presentes, implicando em uma alta taxa de

falsos positivos e/ou falsos negativos. Essa situação prejudica o desempenho dos gráficos de controle, tornando-os ineficazes na redução sistemática da variabilidade nas características da qualidade de interesse.

Como a autocorrelação pode ter um efeito significativo sobre as propriedades dos gráficos de controle, torna-se necessária a aplicação de técnicas para tratar essa questão. A principal técnica foi introduzida pela primeira vez por Alwan e Roberts (1988) que sugeriram a aplicação de gráficos de controle aos resíduos a partir do ajuste de um modelo de séries temporais aos dados. Os gráficos de controle utilizando os resíduos foram empregados também por outros autores (MONTGOMERY & MASTRANGELO, 1991; WARDELL *et al.*, 1992; RUNGER *et al.*, 1995; LU & REYNOLDS, 1999a, 1999b, 2001).

OBJETIVO

O objetivo desta pesquisa foi comparar a estabilidade do processo de três estações de tratamento de água em função do porte, aplicando o gráfico de controle estatístico de processo aos dados secundários do monitoramento do parâmetro turbidez.

METODOLOGIA

As ETAs selecionadas para o estudo empregam a mesma tecnologia de tratamento, com a finalidade de obter uma base comum para a comparação dos resultados. Foram escolhidas ETAs que utilizam o tratamento convencional, visto que esse tipo de tratamento predomina no país devido, principalmente, às características da água bruta, a qual é influenciada fortemente pela variação sazonal, demandando um processo mais robusto (LIBÂNIO, 2008). Realizou-se a coleta dos registros da turbidez da água de três estações de tratamento da mesma unidade federativa do Brasil, referentes aos anos de 2015 e 2016. As estações utilizadas nesse estudo e suas principais características estão apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1: Características das estações inseridas na amostragem.

Nome da estação	Vazão média de operação da ETA (l/s)	Porte da estação	Tipo de Manancial
ETA 1	75	Pequeno	Lótico
ETA 2	329	Médio	Lótico
ETA 3	6.200	Grande	Lótico

O porte das estações foi determinado pelo critério preconizado pela DN COPAM 74/2004 (MINAS GERAIS, 2004): pequeno porte - estações com vazão superior a 20 L/s e inferior a 100 L/s; médio porte - vazão entre 100 L/s e 500 L/s; grande porte - vazão superior a 500 L/s.

O tratamento estatístico preliminar e a análise descritiva dos dados de turbidez foram realizados tanto para a água bruta quanto para a água tratada. Por sua vez, utilizou-se apenas a turbidez da água tratada para a aplicação do gráfico de controle estatístico, tendo em vista a finalidade de comparar a estabilidade do processo de tratamento das ETAs.

- **Tratamento preliminar dos dados**

O tratamento estatístico preliminar dos dados consistiu na identificação de valores extremos, dados inconsistentes ou falhas de preenchimento. Após essa etapa, foram calculados o número de dados disponíveis, a média, a mediana, o mínimo, o máximo, os percentis 10, 25, 75 e 90%, o desvio-padrão e o coeficiente de variação. Essa análise foi realizada para a média diária da turbidez da água bruta e a água tratada, separadamente, para os anos de 2015 e 2016.

O atendimento aos padrões de potabilidade da turbidez, parâmetro rotineiramente monitorado pela quase totalidade das estações de tratamento no Brasil e no mundo, foi realizado tendo como referência os valores estabelecidos pela Portaria 2914 (BRASIL, 2011) do Ministério da Saúde e os padrões da Agência de Proteção Ambiental dos Estados Unidos (USEPA). O padrão nacional define que, para o parâmetro turbidez, 95% das amostras mensais coletadas devem apresentar valores menores ou iguais a 0,5 uT, enquanto o padrão norte-americano é mais restritivo e estabelece o valor de 0,3 uT para 95% das amostras mensais coletadas.

Como tanto o padrão nacional, quanto o padrão dos Estados Unidos, referem-se ao atendimento dos padrões em termos de amostras mensais, foram utilizadas observações individuais na saída do tratamento das ETAs (cerca de nove amostras por dia nas ETAs 1 e 2 e doze amostras por dia na ETA 3), em contraponto às médias diárias. As médias diárias do parâmetro turbidez foram utilizadas no tratamento preliminar dos dados bem como na aplicação do gráfico de controle, com a finalidade de favorecer a visualização dos gráficos. Além disso, trabalhando-se com médias em contraponto às observações individuais da variável, o Teorema do Limite Central garante a normalidade da distribuição da média das médias. Essa propriedade justifica, em grande parte, a popularidade dos gráficos de controle (MOOD *et al.*, 1974).

- **Controle Estatístico de Processo**

Os dados utilizados para a construção dos gráficos de controle correspondem à média diária do parâmetro turbidez da água tratada de cada estação, conforme mencionado anteriormente. A aplicação dos gráficos de controle ocorreu em duas etapas. Na primeira, os gráficos de controle foram empregados aos dados originais da média diária dos valores de turbidez, os quais apresentam elevada autocorrelação. Posteriormente, aplicaram-se novamente os gráficos de controle com as mesmas propriedades à variável denominada resTurbidez, oriunda da metodologia para abordagem de dados autocorrelacionados proposta por Alwan e Roberts (1988).

Empregou-se o gráfico de controle da média móvel exponencialmente ponderada (EWMA), o qual se apresenta como uma boa alternativa para detectar mudanças de pequena magnitude no processo. O gráfico EWMA é construído traçando $z_i = \lambda x_i + (1-\lambda)z_{i-1}$ versus o número de amostra i (ou tempo). São utilizados valores entre 0 e 1 para a constante λ , sendo os valores mais comuns entre 0,05 e 0,25. Tendo em vista atingir as mesmas propriedades dos gráficos de Shewhart com limites de controle posicionados a três sigmas foram empregados os valores de $\lambda = 0,2$ e $L = 2,859$ (Lu & Reynolds, 1999b). O fator L é a extensão dos limites de controle, ou seja, o número de múltiplos do desvio padrão em que os limites de controle estarão distantes da linha central. O valor de início para z_0 é escolhido entre o valor alvo do processo, a média dos dados preliminares ou a média das amostras. Neste trabalho, optou-se pelo valor da média dos dados preliminares.

O uso de gráficos de controle envolve duas etapas, a fase I e a fase II (MONTGOMERY, 2009). Na fase I, um conjunto de dados do processo é coletado e analisado de forma exploratória, possibilitando a construção dos limites de controle. Durante esse processo, há um esforço da área de engenharia e do pessoal operacional na identificação e eliminação de causas especiais. Assim, os pontos fora dos limites de controle são excluídos, fazendo-se necessário recalcular os novos limites até o momento em que não haja mais pontos fora. Tal ajuste é necessário para estabilizar o processo e determinar os limites de controle capazes de monitorar a produção futura de forma confiável. Na fase seguinte (fase II), o processo em condições estáveis e representativas do desempenho do processo, utiliza-se o gráfico de controle para monitorar os dados futuros, comparando a estatística das amostras posteriores com os limites de controle já estabelecidos.

Para este trabalho foi executada a fase I para os dados do ano de 2015 e a fase II para os dados de 2016. Esses períodos foram selecionados tendo em vista as metas progressivas estabelecidas pela Portaria 2914/2011, sendo o final do ano de 2015 o limite para as ETAs se adequarem ao padrão mais restritivo do parâmetro turbidez (95% das amostras mensais coletadas $\leq 0,5$ uT). Dessa forma, entende-se que as eventuais modificações no processo de tratamento de água com a finalidade de aumentar a eficiência e melhorar o desempenho foram realizadas ao longo de 2015. Assim, em 2016, supõe-se que o processo esteja mais estabilizado, atendendo ao limite mais restritivo do padrão de potabilidade. Foi decidido não retirar os pontos fora dos limites de controle da fase I, uma vez que os dados são secundários, não havendo a possibilidade de modificar o desempenho do processo de tratamento. Ademais, a performance original é mantida, gerando resultados fidedignos.

A abordagem principal para dados autocorrelacionados proposta por Alwan e Roberts (1988) utiliza modelagem de séries temporais para ajudar a detectar a existência de variação sistemática com a finalidade de identificar de forma mais precisa as causas especiais. Os autores sugerem a implementação de dois gráficos: o gráfico de causa comum (CCC) e, principalmente, o gráfico de causa especial (SCC). O CCC é a plotagem no tempo dos valores ajustados obtidos quando o processo autocorrelacionado é delineado com um modelo ARIMA. Esse tipo de gráfico não é um gráfico de controle devido à ausência de limites, com a única finalidade de verificar a variabilidade sistemática presente no processo. Já o SCC é um gráfico de controle típico aplicado aos resíduos da série temporal do modelo ARIMA.

A metodologia Box-Jenkins (BOX *et al.*, 1994) permite encontrar um modelo ARIMA (p, d, q) apropriado. Esta metodologia envolve três etapas: identificação do modelo (especificação do número de diferenças da série original que é necessário para gerar um processo estacionário (d) e identificação das ordens autoregressivas (p) e média móvel (q)); estimativa dos parâmetros; e, por fim, a verificação de diagnóstico. Essa metodologia foi empregada usando o software R CORE TEAM (2016). Um modelo apropriado é selecionado usando critérios como o erro quadrático médio (MSE), o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação bayesiano de Schwartz (BIC). O MSE é o valor médio dos erros quadrados (resíduos). Quando dois ou mais modelos são comparados, aquele com o MSE menor apresenta melhor ajuste. A metodologia Box-Jenkins leva em consideração o princípio da simplicidade, isto é, o modelo selecionado deve ter o menor número possível de parâmetros. Os critérios AIC (AKAIKE, 1974) e BIC (SCHWARTZ, 1978) levam em conta o número de termos nos modelos. Geralmente, o BIC tende a escolher modelos mais simples em relação ao AIC.

RESULTADOS OBTIDOS

Foi realizada a análise de consistência dos dados, e, em seguida, a estatística descritiva. A Tabela 2 apresenta os resultados para a média diária do parâmetro turbidez de cada estação em estudo, divididos em água bruta e água tratada separadamente para os anos de 2015 e 2016.

Tabela 2: Estatística descritiva dos dados de média diária do parâmetro turbidez (uT) de cada estação.

Descrição	ETA 1				ETA 2				ETA 3			
	2015		2016		2015		2016		2015		2016	
	AB	AT										
Nº de dados	365	365	351	351	365	365	351	351	365	365	351	351
Média	48,29	0,35	186,70	0,39	258,53	0,40	234,02	0,33	99,31	0,18	80,54	0,15
Mediana	20,85	0,33	99,25	0,36	77,05	0,39	65,13	0,25	25,00	0,16	21,30	0,14
Mínimo	6,00	0,22	5,95	0,18	11,15	0,17	10,25	0,15	5,30	0,10	3,30	0,09
Máximo	1.160	0,76	1.600	1,10	1.620	1,00	2.371	2,62	949	0,43	1.035	0,39
Perc ¹ 10%	8,80	0,28	7,15	0,24	16,69	0,24	12,15	0,18	7,95	0,12	4,90	0,11
Perc ¹ 25%	10,88	0,31	10,90	0,29	24,75	0,31	16,75	0,21	12,60	0,14	7,95	0,13
Perc ¹ 75%	39,55	0,38	291,00	0,46	394,38	0,47	309,00	0,35	98,54	0,20	85,53	0,16
Perc ¹ 90%	90,40	0,43	384,60	0,55	814,70	0,56	731,30	0,51	303,15	0,27	206,93	0,21
DP ²	115,91	0,07	239,11	0,14	347,39	0,13	348,31	0,26	169,20	0,06	150,13	0,04
CV ³ (%)	240,05	20,22	128,07	36,55	134,37	33,54	148,84	80,82	170,37	33,80	186,40	28,43

Perc¹: Percentil; DP²: desvio-padrão; CV³: coeficiente de variação.

A Tabela 3 exibe os valores do percentil 95%, os quais permitem averiguar o atendimento aos padrões de potabilidade. Nota-se que os valores em negrito e destacados apresentam valores maiores que 0,5 uT, limite estabelecido pela legislação nacional.

Tabela 3: Percentil 95% mensal da turbidez (uT) das ETAs para verificar o atendimento à legislação.

Mês	ETA 1		ETA 2		ETA 3	
	Nº de dados = 6.193		Nº de dados = 6.717		Nº de dados = 8.542	
	Percentil 95%		Percentil 95%		Percentil 95%	
	Turbidez (uT)		Turbidez (uT)		Turbidez (uT)	
	2015	2016	2015	2016	2015	2016
Janeiro	0,48	1,00	0,62	0,94	0,41	0,28
Fevereiro	0,48	0,89	0,84	0,51	0,25	0,36
Março	0,47	0,70	0,86	0,59	0,38	0,24
Abril	0,48	0,60	0,57	0,48	0,41	0,21
Mai	0,55	0,78	0,63	0,50	0,24	0,18
Junho	0,43	0,42	0,58	0,34	0,24	0,21
Julho	0,39	0,37	0,38	0,30	0,33	0,22
Agosto	0,38	0,36	0,72	0,30	0,24	0,17
Setembro	0,39	0,56	0,56	0,49	0,24	0,19
Outubro	0,51	0,48	0,80	0,48	0,30	0,20
Novembro	0,78	0,51	0,48	0,67	0,48	0,20
Dezembro	0,43	0,68	0,63	3,62	0,19	0,40

Em negrito e destacado: valores acima do padrão estabelecido pela Portaria 2914/2011.

A modelagem das séries temporais utilizou os primeiros 75% dos dados de média diária da turbidez de cada estação como período de estimação e o restante dos 25% dos dados para validar os modelos obtidos. Nau (2005) afirma que bons modelos apresentam as medidas de erro similares em ambos os períodos.

A Figura 1 apresenta as funções de autocorrelação (ACF) e as funções de autocorrelação parcial (PACF) da turbidez de cada estação separadamente. Pode-se afirmar, ao nível de significância de 5%, que os dados de turbidez são autocorrelacionados em todas as estações de tratamento de água. Além disso, o teste de Box-Pierce corroborou para a presença de autocorrelação (p -valor $<0,01$). Esses mesmos gráficos ACF e PACF apontam que os dados de turbidez das ETAs 1 e 3 são estacionários, confirmados pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (p -valor $<0,01$). No entanto, os dados da ETA 2 não são estacionários (p -valor=0,48). Assim, foi necessário tomar uma diferença da série para obter a estacionariedade. Conclui-se que o número de diferenças dos modelos das ETAs 1 e 3 é $d = 0$ e o modelo da ETA 2 possui $d = 1$.

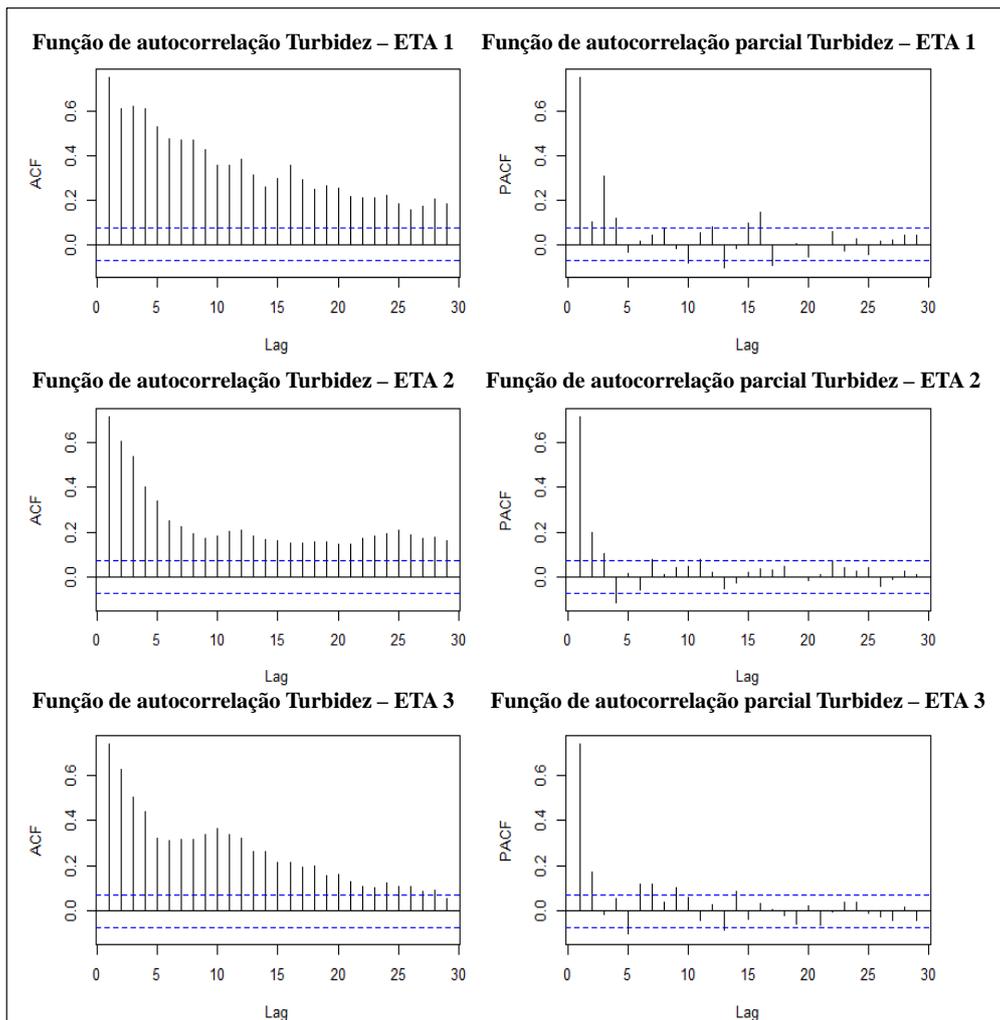


Figura 1: Funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial para turbidez das ETAs 1, 2 e 3.

Para encontrar os valores de p (ordens autoregressivas) e q (média móvel), utilizou-se a função *auto.arima* do software R CORE TEAM. Esta função auxilia na escolha de modelos estatísticos desenvolvidos para séries temporais e combinado com alguns critérios de seleção reduz significativamente o tempo empregado na definição destes modelos. Após a identificação de um determinado modelo pela função, outros modelos foram testados e empregou-se o critério BIC para seleção do modelo mais adequado. Quanto menor o valor BIC de um modelo comparado a outros, melhor será o ajuste.

A Tabela 4 resume o desempenho dos modelos selecionados para os períodos de estimação e validação. Os valores do erro quadrático médio (RMSE), erro absoluto médio (MAE) e erro médio (ME) são apresentados. Pode-se concluir que os modelos apresentam desempenhos aceitáveis, visto que foram obtidos erros similares em ambos os períodos.

Tabela 4: Estatísticas de erro para a seleção dos modelos para os dados de turbidez das ETAs 1, 2 e 3.

Estatística	ETA 1: ARIMA(1,0,2)		ETA 2: ARIMA(3,1,2)		ETA 3: ARIMA(1,0,1)	
	Período de estimação	Período de Validação	Período de estimação	Período de Validação	Período de estimação	Período de Validação
RMSE	0,07285	0,06581	0,10531	0,17065	0,03815	0,02636
MAE	0,04473	0,04556	0,06628	0,07368	0,02670	0,01625
ME	1,44e ⁻⁰⁵	1,43e ⁻⁰⁴	-0,00216	0,01128	-2,56e ⁻⁰⁵	1,16e ⁻⁰⁴

Os resíduos originados pelos modelos foram denominados como “resTurbidez”. O p-valor do teste de Box-Pierce para cada ETA indica que os resíduos não são autocorrelacionados, resultando em 0,6455, 0,7093 e 0,8804 para as ETAs 1, 2 e 3, respectivamente. A Figura 2 apresenta as funções ACFs e PACFs aplicadas aos resíduos. Nota-se que a autocorrelação diminuiu sensivelmente quando comparado às mesmas funções aplicadas aos dados originais (Figura 1), ocorrendo apenas em tempos de defasagem maiores para as ETAs 1 e 3. O histograma e o “*normal probability plot*” do parâmetro turbidez de cada estação de tratamento indicam que os resíduos se aproximam da distribuição normal, apesar do teste de Shapiro-Wilk não corroborar para tal afirmativa. Entretanto, segundo Costa *et al.* (2005) e Montgomery (2009), é possível mostrar que o gráfico EWMA é mais poderoso que o de Shewhart para detecção de pequenas mudanças na média do processo, além de ser robusto em relação a não normalidade da distribuição da característica de qualidade. O Gráfico EWMA tem sido também recomendado para o monitoramento de processos autocorrelacionados (MONTGOMERY & MASTRANGELO, 1991; HUNTER, 1986).

Após a verificação dos resíduos, nota-se que a ETA 2 apresenta “ruídos brancos” e as ETAs 1 e 3 ruídos com comportamento semelhante. Dessa forma, permite-se a aplicação do gráfico de controle estatístico aos resíduos. A Figura 3 apresenta o gráfico de causas comuns com os valores estimados pelos modelos ARIMA para cada estação de tratamento de água, além dos valores originais de turbidez, embora os gráficos CCC não necessitem.

A Figura 4 apresenta os gráficos de controle do tipo EWMA aplicado aos dados originais e aos resíduos (gráficos SCC). Os gráficos foram colocados em paralelo, a fim de permitir a visualização e verificação da influência da autocorrelação.

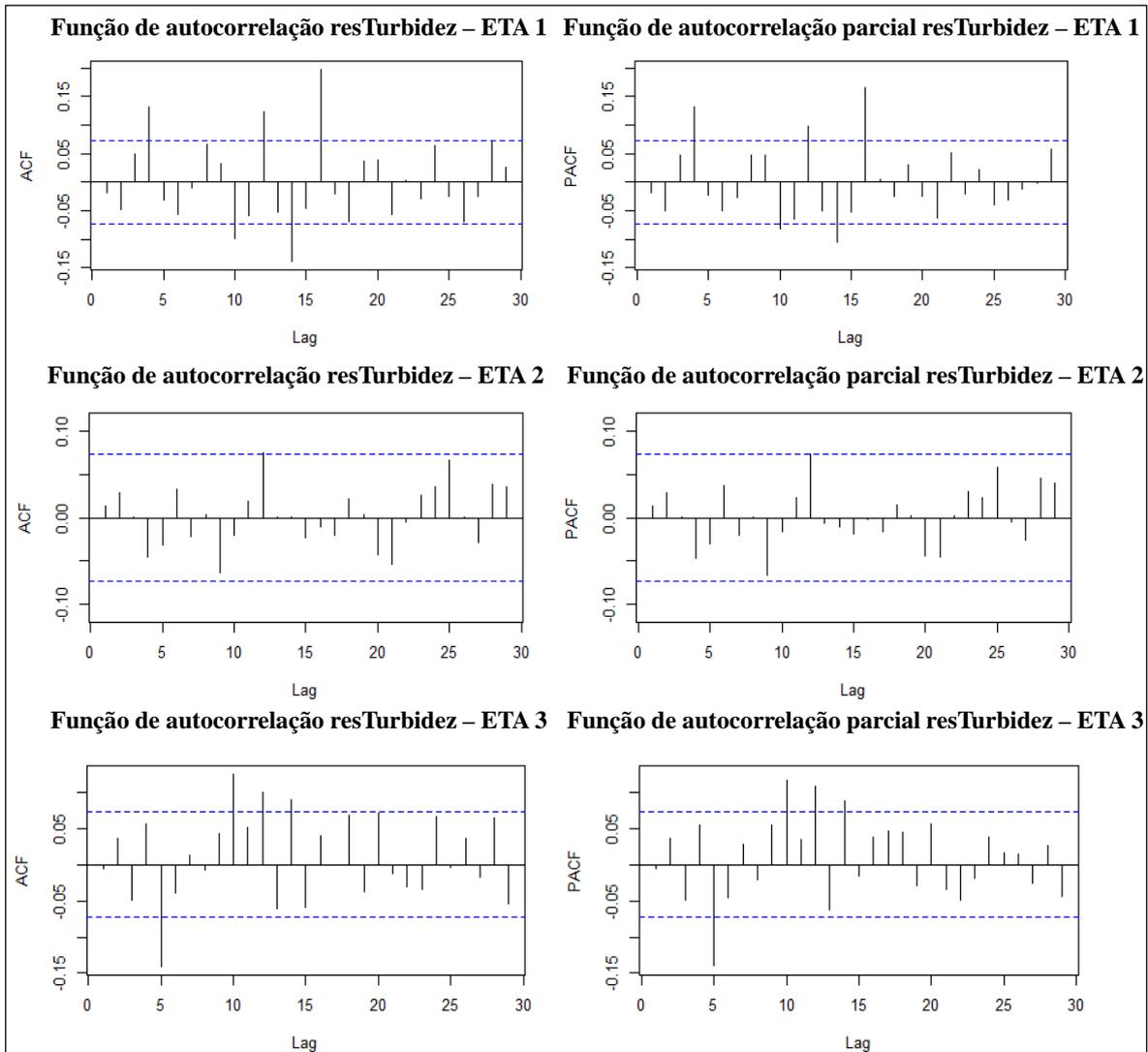


Figura 2: Funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial para resTurbidez das ETAs 1, 2 e 3.

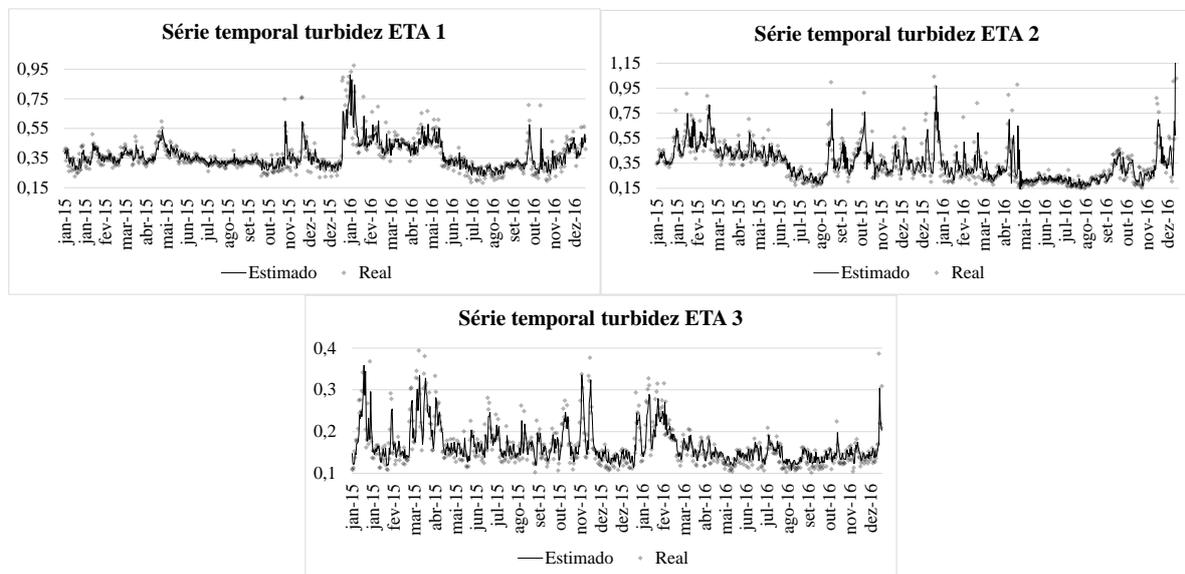


Figura 3: Gráficos de causa comum (CCC) para os valores de turbidez ajustados e reais das ETAs 1, 2 e 3.

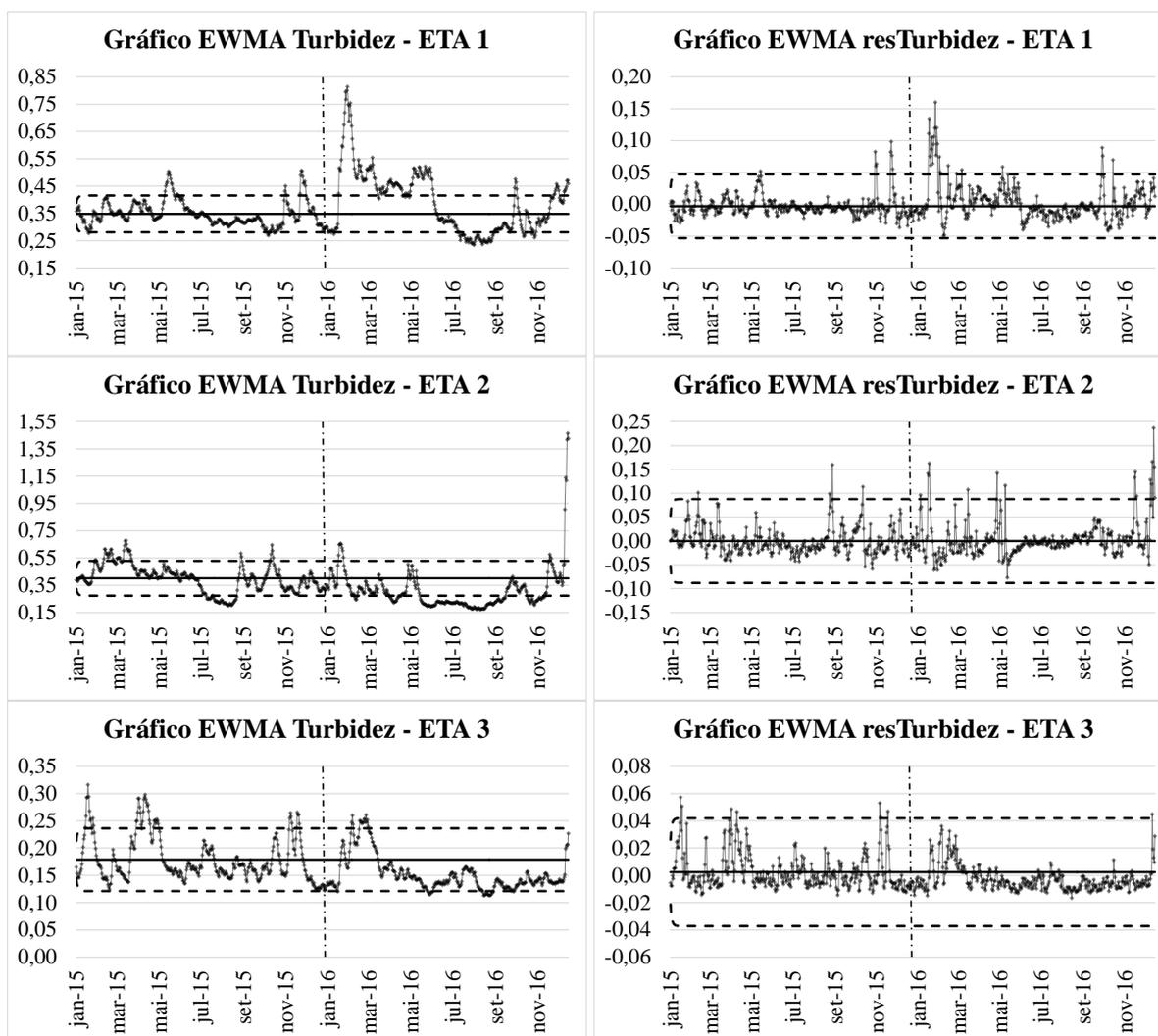


Figura 4: Gráficos de controle EWMA aplicados aos valores originais da turbidez e aos resíduos (resTurbidez) das ETAs 1, 2 e 3.

Observou-se que a aplicação dos gráficos de controle aos dados originais, os quais apresentam elevada autocorrelação, aumenta, consideravelmente, a quantidade de pontos fora dos limites de controle, conforme esperado. A Tabela 5 apresenta essas informações.

Tabela 5: Comparativo do número de pontos fora dos limites de controle em cada ETA.

Variável	ETA 1	ETA 2	ETA 3
Turbidez - original	251	278	93
resTurbidez - resíduo	32	21	8

A Tabela 6 exibe a quantidade de pontos fora dos limites de controle referente aos anos 2015 e 2016 dos gráficos de controle aplicados à variável resTurbidez, após o tratamento da autocorrelação.

Tabela 6: Comparativo do número de pontos fora dos limites de controle referente aos anos 2015 e 2016 dos gráficos de controle aplicados à variável resTurbidez.

Ano	Nº de pontos fora dos limites de controle (variável resTurbidez)		
	ETA 1	ETA 2	ETA 3
2015	8	4	7
2016	24	17	1
Total	32	21	8

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A partir da estatística descritiva (Tabela 2), nota-se que a variação da turbidez da água bruta entre os anos alterou consideravelmente, sendo um dos fatores a influenciar os resultados obtidos na água tratada.

Na ETA 1, a turbidez da água bruta apresentou valores maiores para a média, mediana e percentis em 2016 quando comparado ao ano anterior. Analisando-se a média de 2015 (48,29 uT) e de 2016 (186,70 uT) com as medianas dos mesmos anos (20,85 e 99,25 uT), é possível afirmar que ocorreram valores de turbidez elevados provavelmente associados a eventos isolados de alteração da qualidade da água bruta, com picos de turbidez igual a 1.600 uT em 2016. Com relação ao atendimento aos padrões de potabilidade, percebe-se, por meio da Tabela 3, um pior desempenho da estação em 2016. Nesse ano, a ETA não conseguiu respeitar o limite da legislação nacional em um total de oito meses, em contraposição aos três meses de 2015. Associando essa avaliação ao gráfico de controle aplicado aos resíduos, corrobora-se para os resultados mencionados, uma vez que a estação apresentou maior estabilidade em 2015 (oito pontos acima do limite superior de controle) em relação à 2016 (24 pontos acima).

A partir dos resultados obtidos para a ETA 1, pode-se concluir que a escolha da tecnologia a ser aplicada no tratamento da água deve ser bem estudada, já que as condições operacionais da estação são diretamente influenciadas pela qualidade da água do manancial. Assim, as etapas do tratamento convencional: coagulação, floculação/decantação e filtração, devem ser reavaliadas buscando o melhor desempenho da ETA frente às mudanças.

Com relação à ETA 2 e ETA 3, os valores de turbidez da água bruta (média, mediana e percentis), com exceção do percentil 95% da ETA 2, diminuíram em 2016 quando comparado ao ano anterior, refletindo em valores inferiores de turbidez da água tratada em 2016. No tocante ao atendimento aos padrões de potabilidade (Tabela 3), a ETA 2 não atendeu aos valores especificados pela Portaria 2914/2011 em um total de dez meses no ano de 2015, contrapondo-se aos cinco meses de 2016. Entretanto, quando analisado o gráfico de controle dos resíduos, identifica-se 17 pontos fora de controle em 2016 contra quatro pontos no ano anterior. Era esperada melhor estabilidade do processo em 2016, em virtude do maior atendimento à legislação, fato que não ocorreu, devido, principalmente, aos altos valores de turbidez encontrados para o mês de dezembro de 2016. Esses altos valores resultaram em diversos pontos fora dos limites de controle.

Percebe-se, pela Tabela 3, o atendimento pleno da ETA 3 ao padrão nacional, assim como a capacidade em atender aos padrões mais restritivos impostos pela USEPA, respeitando o limite de 0,3 uT em sete meses no ano de 2015 e em dez meses ao longo de 2016. Avaliando-se a estabilidade da estação por meio do gráfico de controle aplicado à variável resTurbidez, constata-se o aperfeiçoamento no processo de tratamento em 2016, ocorrendo apenas um ponto fora do controle estatístico, em contraposição aos sete pontos fora de controle do ano anterior.

Diante do exposto, conclui-se que a ETA 3, classificada como de grande porte, apresenta melhor desempenho e maior estabilidade no processo de tratamento de água. Esses resultados obtidos são compatíveis com o esperado, uma vez que as estações de tratamento de água de grande porte, em sua maioria, apresentam melhor performance devido à utilização de sistemas automatizados e equipamentos de alta precisão, os quais permitem reduzir a probabilidade de erros ou desvios na operação, além da possível maior capacitação técnica dos operadores. Em seguida, posiciona-se a ETA 2, de médio porte e por último, a ETA 1, a qual possui o sistema mais instável, com diversos pontos fora de controle estatístico. Ademais, as ETAs 1 e 2 não confirmaram a hipótese de que em virtude das metas progressivas estabelecidas pela Portaria 2914 (BRASIL, 2011), as eventuais modificações realizadas ao longo de 2015 no processo de tratamento de água aumentariam a eficiência e melhorariam o desempenho em 2016.

CONCLUSÕES/RECOMENDAÇÕES

Com esse estudo, percebe-se a necessidade de cautela ao se aplicar os gráficos de controle para monitoramento de processos relacionados à estações de tratamento de água, uma vez que a autocorrelação presente nos dados prejudica o desempenho dos gráficos. Verificou-se que a ETA 3, de maior porte, apresenta maior estabilidade no processo de tratamento de água e melhor desempenho. Também, é possível concluir que as ETAs 1 e 2 não se adequaram o suficiente para atender aos padrões da legislação nacional durante o ano inteiro.

AGRADECIMENTOS

À FAPEMIG (Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais) e ao Programa de Pós-Graduação em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos (SMARH-UFMG) pelo apoio no desenvolvimento deste estudo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Trans. Autom. Control* AC-19, p. 716–723, 1974.
2. ALWAN, L.C., ROBERTS, H.V. Time-series modeling for statistical process control. *J. Bus. Econ. Stat.* 6, p. 87–95, 1988
3. BOX, G.E.P., JENKINS, G.M., REINSEL, G.C. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, NJ. 1994.
4. BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria nº 2914, de 12 de dezembro de 2011. Dispõe sobre os procedimentos de controle e de vigilância da qualidade da água para consumo humano e seu padrão de potabilidade. *Diário Oficial da República da União*. Poder Executivo: Brasília, DF. 2011.
5. COSTA, A. F. B., EPPRECHT, E. K., CARPINETTI, L. C. R. *Controle Estatístico de Qualidade*. São Paulo: Editora Atlas, 2005.
6. FOLLADOR, F. A. C. *Controle estatístico de processo aplicado a qualidade de águas superficiais*. Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola. Cascavel, PR: UNIOESTE, 2010.
7. HUNTER, J. S. The exponentially weighted moving average. *Journal of Quality Technology*, n. 18, p.202-209, 1986.
8. JARVIS, B. *Statistical Aspects of the Microbiological Examination of Foods*. 2ª. ed. [S.l.]: Academic Press, 2008. 336 p. ISBN 978-0-444-53039-4.
9. LIBÂNIO, M. *Fundamentos de qualidade e tratamento de água*. 2. ed. Campinas: Editora Átomo, 2008. 444 p.
10. LU, C. W.; REYNOLDS JR, M. R. EWMA control charts for monitoring the mean of autocorrelated processes. *Journal of Quality Technology*, v. 31, p. 166-188, 1999a. ISSN 0022-4065.
11. LU, C. W.; REYNOLDS JR, M. R. Control charts for monitoring the mean and variance of autocorrelated processes. *Journal of Quality Technology*, v. 31, p. 259-274, 1999b. ISSN 0022-4065.
12. LU, C. W.; REYNOLDS JR, M. R. CUSUM charts for monitoring an autocorrelated process. *Journal of Quality Technology*, v. 33, p. 316-334, 2001. ISSN 0022-4065.
13. MAHESH, B. P.; PRABHUSWAMY, M. S. Process variability reduction through statistical process control for quality improvement. *International Journal for Quality Research*, v. 4, n. 3, p. 193-203, 2010. ISSN 1800-7473.
14. MINAS GERAIS. Deliberação Normativa Conjunta COPAM/CERH-MG nº 01, de 5 de maio de 2008. Dispõe sobre a classificação dos corpos de água e diretrizes ambientais para seu enquadramento, bem como estabelece condições e padrões de lançamento de efluentes, e dá outras providências. Belo Horizonte: COPAM, 2008.
15. MONTGOMERY, D. C. *Introduction to Statistical Quality Control*, 6ª ed., John Wiley and Sons, Inc., New York, 2009.
16. MONTGOMERY, D. C.; MASTRANGELO, C. M. Some statistical process control methods for autocorrelated data. *Journal of Quality Technology*, v. 23, p. 179-193, 1991. ISSN 0022-4065.
17. MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. *Applied Statistics and Probability for Engineers*. 3ª. ed. New York: John Wiley & Sons, Inc., 2003.
18. MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. *Introduction to the theory of statistics*. Ed. McGraw-Hill. 3ed, 1974.
19. OLIVEIRA, M. D. *et al.* Applying reliability analysis to evaluate water treatment plants. *Water Science & Technology: Water Supply*, v. 14, n. 4, p. 634-642, 2014. ISSN 1607-0798.
20. R CORE TEAM (2016). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
21. RIBEIRO, J. L. D.; CATEN, C. S. *Cartas de Controle para Variáveis, Cartas de Controle para Atributos, Função de Perda Quadrática, Análise de Sistemas de Medição*. Porto Alegre: FEENG/UFGRS, 2012. 172p. (Série Monográfica Qualidade). ISBN 85-88085-10-0.
22. RUNGER, G.C., WILLEMAIN, T.R., PRABHU, S. Average run lengths for CUSUM control charts applied to residuals. *Commun. Stat. Theory Methods* 24, p. 273–283, 1995

23. SCHWARTZ, G., 1978. Estimating the dimension of a model. *Ann. Stat.* 5 (2), 461–464.
24. USEPA. United States Environmental Protection Agency. *National Primary Drinking Water Regulations*. EPA 816-F-09-004 May 2009. Washington, D.C.: USEPA, 2009.
25. WARDELL, D.G., MOSKOWITZ, H., PLANTE, R.D. Control charts in the presence of data correlation. *Manage. Sci.* 38, p. 1084–1105, 1992.
26. WOODALL, W. H. Controversies and Contradictions in Statistical Process Control. *Journal of Quality Technology*, v. 32, n. 4, p. 341-350, 2000. ISSN 0022-4065.